N° attribué par la bibliothèque

2	0	0	5	P	A	0	1	0	0	6	9

UNIVERSITÉ PARIS 1 – PANTHÉON-SORBONNE

UFR D'ÉCONOMIE

THÈSE

Pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE PARIS 1

Discipline : Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement le 9 décembre 2005 par

Eric Dubois

ECONOMIE POLITIQUE ET PRÉVISION CONJONCTURELLE

CONSTRUCTION D'UN MODÈLE MACROÉCONOMÉTRIQUE AVEC PRISE EN COMPTE DES FACTEURS POLITIQUES

Directeur de thèse :

M. Jean-Dominique Lafay, professeur à l'Université de Paris 1

Jury :

M. Jean-Pierre Berdot, professeur à l'Université de Poitiers, rapporteur

M. Raymond Courbis, professeur à l'Université de Paris 10 – Nanterre, rapporteur

M. Hubert Kempf, professeur à l'Université de Paris 1, président

M. Jean-Dominique Lafay, professeur à l'Université de Paris 1

M. Xavier Timbeau, directeur du département Analyse et prévision de l'O.F.C.E.

L'université de Paris 1 Panthéon-Sorbonne n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse : ces opinions doivent être considérées comme propres à l'auteur.

Deux minutes d'arrêt pour les remerciements…

Il y a de cela cinq ans, j'ai pris un train, le train de la thèse. Pas vraiment un TGV, pas un omnibus non plus ! Au moment où il arrive à son terminus, je voudrais remercier les personnes qui m'ont aidé à voyager dans de bonnes conditions :

- Mes parents pour avoir mis le charbon et pour avoir permis à la locomotive d'avancer.

- Le chef de gare, mon directeur de thèse, Jean-Dominique Lafay, pour m'avoir mis sur les rails et aiguillé.

- Les personnes aux guichets, celles qui m'ont conseillé à un moment ou à un autre du voyage, et, parmi elles, Raymond Courbis, Hubert Kempf et Pierre Kopp.

- Les contrôleurs, les membres du jury, qui ont accepté de composter le ticket.

- Les cheminots qui ont bien voulu se charger de la relecture du présent travail : Abel, Antoine, Christian, Christine, François, monsieur Lecaillon, et surtout Patricia. Leurs coups de sifflet ont souvent été mérités, leurs levées de sémaphore toujours judicieuses.

- Les personnes avec qui je me suis arrêté au buffet de la gare pour partager les repas et les pauses-café. Ces moments ont été autant d'occasions de refaire le monde. Je pense à Corinne, Véronique et surtout Cécile pour les anciennes, mais aussi à Arnaud, Christian et François.

- Les autres voyageurs du LAEP trop nombreux pour être cités ici. Parmi eux, j'ai une pensée particulière pour Houda qui, en ayant toujours accepté mon humour décalé, est devenue mon souffre-douleur préféré.

- Les voyageurs venant d'autres gares que le LAEP et particulièrement Guillaume et Nicolas.

- Le personnel du kiosque à journaux et notamment les magasiniers que j'ai faits souffrir…

- Les mécaniciens, mes amis, qui m'ont soutenu, toujours là pour réparer en cas de panne, pour remettre un peu de ballast entre les voies. Ils m'ont permis de passer sans encombre les tunnels et les viaducs de la vie.

- Marie-Françoise Calmette pour m'avoir donné envie de voyager, pour avoir suscité chez moi la passion de la recherche alors que j'étais encore sur le quai de la maîtrise.

J'ai enfin une pensée pour Vincent, le préposé à la consigne. Que la lecture de cette thèse soit pour lui le moyen de s'évader un peu.

Ce train n'est pas vraiment une draisine ni un tender mais plutôt une longue succession de voitures et de wagons tirés par une bonne grosse micheline. En espérant qu'il ne terminera pas sur une voie de garage ou contre un buttoir et qu'il fera voyager quelques lecteurs dans le futur.

A mes parents

Sommaire

INTRODUCTION GÉNÉRALE **1**

PARTIE 1 : L'INSUFFISANCE DES MODÈLES MACROÉCONOMÉTRIQUES EN MATIÈRE DE PRÉVISION : UNE EXPLICATION PAR LA NON-PRISE EN COMPTE DES FACTEURS POLITIQUES **12**

CHAPITRE 1 : LES ERREURS DE PRÉVISION : AMPLEUR ET CAUSES POSSIBLES **15**

1 Les principaux modèles macroéconométriques français 18

2 Les prévisions issues des modèles économétriques : des performances décevantes 30

3 Analyse des causes possibles des erreurs de prévision 53

Conclusion du chapitre 1 65

CHAPITRE 2 : LE COMPORTEMENT DES ACTEURS DU JEU POLITICO-ÉCONOMIQUE : BILAN DES AVANCÉES THÉORIQUES ET EMPIRIQUES RÉCENTES **68**

1 Le comportement économique de l'électeur ou l'introuvable paradigme 69

2 Le comportement des gouvernants : entre opportunisme et idéologie 106

3 Le comportement de la banque centrale : entre indépendance *de jure* et dépendance *de facto* 148

Conclusion du chapitre 2 170

PARTIE 2 : *MUPPET* : UN MODÈLE MACROÉCONOMÉTRIQUE ORIGINAL AVEC PRISE EN COMPTE DES FACTEURS POLITIQUES **172**

CHAPITRE 3 : ÉLÉMENTS MÉTHODOLOGIQUES **176**

1 La taille du modèle 176

2 L'économétrie du modèle : les techniques d'estimation utilisées et la présentation des résultats 178

Conclusion du chapitre 3 186

CHAPITRE 4 : LES ÉQUATIONS DE SOUTIEN POLITIQUE **.....188**

1 L'équation de vote.....188

2 L'équation de sièges.....240

3 L'équation de popularité.....251

Conclusion du chapitre 4.....286

CHAPITRE 5 : LES ÉQUATIONS DE PERFORMANCE ÉCONOMIQUE **.....290**

1 Une équation de croissance du PIB fondée sur la théorie rationnelle partisane.....291

2 Une équation de prix fondée sur la dynamique inflation-chômage.....317

3 Une équation de chômage fondée sur la "loi d'okun".....345

4 L'équation budgétaire.....357

Conclusion du chapitre 5.....375

CHAPITRE 6 : SYNTHÈSE ET PROLONGEMENTS.....378

1 MUPPET : structure générale et synthèse des résultats obtenus.....379

2 MUPPET en simulation dynamique.....383

3 La combinaison des prévisions : une application à MUPPET.....393

4 MUPPET et les tentatives passées de construction de modèles politico-économiques.....397

Conclusion du chapitre 6.....414

CONCLUSION GÉNÉRALE 416

ANNEXES.....430

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....442

TABLE DES MATIÈRES.....477

Introduction générale

La prévision économique, que l'on peut définir comme "un ensemble d'affirmations hypothétiques relatives au futur de grandeurs économiques agrégées" (Carnot et Tissot, 2002, 1)[1] n'a jamais été aussi utile qu'aujourd'hui. Notre monde, sans cesse frappé par de multiples chocs géopolitiques, économiques ou naturels, est devenu le royaume de l'incertitude, la principauté de l'aléa. Pour citer Paul Valery, "l'avenir n'est plus ce qu'il était". Ce règne de l'incertain a fait apparaître des besoins de prévisions de plus en plus grands. La prévision, en balisant l'avenir, permet, sinon de contrôler les événements futurs, du moins de s'y préparer.

La prévision assiste tous les agents économiques dans leur prise de décision[2]. Pour les entreprises, en décrivant l'environnement macroéconomique probable futur, elle oriente les stratégies de développement et détermine les plans d'investissement. L'un des premiers économistes à se pencher sur le rôle des anticipations, John Maynard Keynes, parlait d'ailleurs "d'esprits animaux" pour caractériser les entrepreneurs, plus soucieux de leurs carnets de commandes que de leur situation financière actuelle, et proposait en conséquence des politiques économiques destinées à restaurer les conditions d'une demande anticipée (la fameuse "demande effective") forte. Le climat économique pèse également sur la psychologie du consommateur et conditionne certaines de ses décisions en matière de dépenses affectant ainsi le chiffre d'affaires des entreprises tout comme les rentrées fiscales. Pour les ménages, la prévision économique joue également un rôle tout à fait central. Par exemple, une conjoncture assombrie, par l'incertitude sur l'emploi qu'elle entraîne, peut retarder des transactions mais aussi différer des décisions familiales. Un autre exemple est celui des salaires qui sont largement négociés sur la base de l'inflation anticipée. Enfin, parce que "gouverner, c'est prévoir" selon la célèbre citation attribuée à Émile de Girardin[3], la prévision est au centre des décisions prises par l'État. En effet, gouverner, c'est l'art d'anticiper les événements pour mieux les maîtriser et les diriger. Dans ce cadre-là, la prévision permet à l'État de construire son budget et de bâtir ses politiques économiques.

Hormis le fait qu'elle apporte des précisions sur la situation future et permet la formation des anticipations, la prévision a une autre grande utilité : elle satisfait à la curiosité des hommes. Cette

[1] Le terme de "prédiction" lui est synonyme. On parle également parfois de "projection" mais ce concept renvoie plutôt à une prévision dans le moyen ou long terme.
[2] Pour des développements détaillés sur le rôle des prévisions, on pourra se reporter à Carnot et Tissot (2002, chapitre 12) et à Garand et Campbell (2000b).
[3] Journaliste et homme politique Français (1806-1881).

curiosité peut simplement se résumer à la question "que va-t-il se passer ?" mais elle peut également conduire, de manière plus profonde, à s'interroger sur la destinée, sur le déterminisme. En ambitionnant de comprendre des mécanismes, de mettre en relation des grandeurs, voire de dégager des lois, la prévision répond à cette curiosité intellectuelle à dimension philosophique.

Depuis la parution des premières prévisions économiques à la fin du XIXème siècle, la prévision a revêtu plusieurs formes. Dès 1876, Samuel Benner, un fermier de l'Ohio (États-Unis), met en évidence un comportement cyclique dans le prix de la fonte, du porc, du coton et du maïs lié selon lui à des phénomènes météorologiques. Comme l'indique le titre de son ouvrage, réédité quinze fois entre 1876 et 1907, *Benner's Prophecies of Future Ups and Downs in Prices*, il s'agit de prophéties[4]. Ces prévisions chiffrées ne reposent sur aucun fondement théorique. Elles résultent uniquement de la corrélation observée entre deux phénomènes (évolution des prix et évolution du climat) et les mécanismes causals ne sont pas explicités. Au début du XXème siècle apparaissent les "prévisions expertes" fondées sur l'intuition ou l'expérience d'une personne ou d'un groupe de personnes. Elles peuvent également être reliées plus ou moins explicitement à une théorie. Ce genre de prévisions souffre cependant d'un manque de reproductibilité. Il partage en outre avec la prophétie et la boule de cristal la caractéristique de ne pas permettre l'évaluation de l'incertitude entourant la prévision. A la fin des années 1930, les premiers modèles macroéconométriques voient le jour. Il s'agit d'un ensemble de relations chiffrées entre des grandeurs macroéconomiques. Ces modèles dits "structurels" génèrent des prévisions scientifiques car elles sont issues d'un modèle qui a des fondements théoriques et qui a été statistiquement éprouvé. De plus, l'incertitude entourant ces prévisions peut être évaluée. A côté de ces modèles, existent depuis le début des années 1970 des modèles a-théoriques qui reposent sur des techniques purement statistiques.

Si la prévision donne une certaine image de l'avenir, elle n'a pas la prétention d'en donner une image certaine. Il ne s'agit pas d'éliminer les incertitudes, seulement de les réduire. D'ailleurs, l'aléa est explicitement pris en compte dans les prévisions. En effet, la prévision économique, lorsqu'elle émane de modèles économétriques, est toujours fondée sur l'estimation de modèles stochastiques puisque faisant intervenir une variable aléatoire, le terme d'erreur. La prévision économique donne une idée de ce que sera la situation économique future. Pour paraphraser

[4] Nous n'avons pu accéder à ce document. Pour une présentation, on pourra se reporter au site Internet suivant : www.davidmcminn.com

Xavier Timbeau[5], l'économie, c'est un peu comme une pièce plongée dans le noir : pour pouvoir évoluer dedans, si l'on ne peut pas l'éclairer, il sera toujours utile de s'en faire une représentation, savoir qu'elle est rectangulaire et non pas ronde. Cependant, cette imprécision par essence de la prévision économique ne doit pas en excuser les erreurs.

La presse se fait fréquemment l'écho de ces prévisions "qui déçoivent", de ces prévisions "mises au banc des accusés". Cette crise est si profonde que certains prévisionnistes semblent avoir renoncé. Ainsi pour le directeur du département analyse et prévision d'un organisme économique de premier plan, "faire une prévision statistique est une ambition démesurée".

La piètre performance des modèles en matière de prévision conforte dans leurs positions ceux qui pensent que la prévision est au mieux systématiquement fausse, au pire impossible.

Pour certains auteurs, la prévision économique est nécessairement fausse. La possibilité d'une inexactitude systématique des prévisions économiques est une question relativement ancienne abordée notamment par Grunberg et Modigliani (1954) et Popper (1957)[6]. Ce dernier parle "d'effet Œdipe" pour désigner les prévisions qui causent l'événement qu'elles prédisent (prévisions autoréalisatrices) ou qui contribuent à l'empêcher (prévisions autodestructrices)[7]. Cependant, on observe des prévisions qui s'avèrent justes, suggérant ainsi qu'elles n'ont eu aucun impact sur le comportement des agents. Cela peut résulter, entre autres, d'une indifférence à la prévision (ou de son ignorance), d'une impossibilité à réagir à la prévision ou de réactions dont les effets s'annulent les uns les autres. Un exemple concernant cette dernière possibilité est celui de la prévision d'un chômage élevé qui peut déprimer l'investissement donc générer du chômage mais aussi provoquer une intervention de l'État, ce qui pourra avoir pour effet de limiter la détérioration de l'emploi.

Pour d'autres auteurs, la prévision économique n'est tout simplement pas possible (voir, entre autres, von Mises, 1949). Selon eux, le cadre historique ou institutionnel n'est pas suffisamment stable pour déduire des données passées des lois, ni même des relations générales. Il n'y aurait, "dans le champ économique, aucune relation constante et par conséquent aucun

[5] Xavier Timbeau, directeur du département analyse et prévision de l'OFCE, s'exprimait dans les colonnes du journal *Le Monde économie* du 6 janvier 2004 (page III).

[6] L'ouvrage de Karl Popper édité en 1957 regroupe plusieurs articles traduits en français publiés en 1944 et 1945 dans *Economica*.

[7] On pourra se reporter à This (1996) pour un bilan de la littérature concernant ces concepts. L'expression "d'effet Œdipe" provient de la mythologie grecque dans laquelle Œdipe fut abandonné par sa mère Jocaste qui craignait les funestes prédictions de l'oracle de Delphes selon qui Œdipe tuerait son père et épouserait sa mère. En l'abandonnant, elle créa la séparation qui allait permettre la réalisation de la prophétie.

procédé de mesure qui ne soit possible" (von Mises, 1949, 60[8]). Cette position nous semble discutable dans la mesure où, s'il est vrai que les coefficients économétriques des équations modélisant le comportement humain sont instables par essence, il est possible d'identifier des déterminants du comportement humain qui sont quant à eux relativement stables. Un bon exemple est celui du chômage comme facteur explicatif de la popularité politique : son coefficient peut varier d'une période à l'autre mais il est toujours significatif. On pourrait même aller plus loin en avançant que, possible ou pas, l'entreprise de prévision trouve une justification dans l'existence d'une demande à satisfaire.

Si l'on écarte ces critiques radicales, on peut identifier trois sources principales des erreurs de prévision.

La première est liée aux techniques économétriques employées pour chiffrer le modèle. Les progrès en la matière sont extrêmement rapides et le modélisateur a souvent un temps de retard. Depuis ces trente dernières années, l'économétrie des séries temporelles a connu plusieurs bouleversements dont les plus importants ont été la prise en compte de la stationnarité et de la cointégration. Avant la maturation de ces concepts dans les années 1980, des générations de modèles ont été développées sans en tenir compte conduisant ainsi à l'estimation de relations fallacieuses et à la production de prévisions possiblement de mauvaise qualité.

La deuxième source d'erreurs renvoie à deux critiques célèbres à mi-chemin entre la théorie et l'empirique : la critique de Lucas (1976) selon laquelle les paramètres estimés des modèles sont obligatoirement instables car ils sont contingents à un type de politique économique donné et la critique de Sims selon laquelle les restrictions posées *a priori* sur les modèles conduisent à l'estimation de relations sous-ajustées (omissions de variables pertinentes) donc biaisées.

Enfin, la troisième source d'erreurs concerne la théorie sous-jacente du modèle, théorie qui peut s'avérer fausse ou incomplète. Cette incomplétude peut revêtir deux formes principales. D'une part, il peut s'agir de la non-prise en compte d'une variable pertinente. Par exemple, jusqu'au début des années 1970, on considérait que l'inflation résultait soit d'un décrochage entre le salaire nominal et la productivité marginale du travail selon une vision néo-classique et keynésienne[9], soit d'un excès d'offre de monnaie selon une vision monétariste. Les chocs pétroliers intervenus dans les années 1970 ont fait apparaître l'existence d'une inflation importée. Les fortes erreurs de prévision ont conduit les modélisateurs à en tenir compte et à inclure dans leurs modèles le prix des importations ou le prix de l'énergie. D'autre part, le traitement du

[8] La pagination est celle de l'édition française de 1985.
[9] Comme la maximisation du profit aboutit à l'égalité entre productivité marginale du travail et salaire réel, toute baisse de la productivité marginale du travail provoque, à salaire nominal constant, une hausse des prix.

comportement d'un acteur peut être négligé. Cette négligence peut revêtir deux formes : les variables sur lesquelles agit cet acteur sont considérées comme exogènes ou des variables liées au comportement de cet acteur ne sont pas prises en compte dans les relations estimées. Les modèles de prévisions considèrent quatre acteurs principaux : les ménages, les entreprises, l'État et le Reste du monde. Si l'on se restreint aux seuls acteurs domestiques, l'État est sans nul doute celui qui fait l'objet de la moins grande attention.

Négliger le comportement de l'État, et de son nécessaire complément que sont, en démocratie tout du moins, les électeurs, est dommageable pour la prévision à plus d'un titre. Comme nous l'avons dit, en occultant certaines variables explicatives pertinentes, cela aboutit à des coefficients estimés biaisés. Comment se faire ne serait-ce qu'une idée de la croissance française en 2007 quand on ne sait pas quelle majorité politique sera au pouvoir et quelle sera la politique économique mise en place ? Cette interrogation n'est pratiquement jamais posée dans la littérature[10]. Donner une prévision unique pour 2007 ou, ce qui revient au même, nier la contingence des résultats économiques à la couleur politique, c'est supposer que, gauche ou droite, peu importe : les politiques mises en place dans un cas comme dans l'autre seront identiques et aboutiront donc à des résultats identiques. Par ailleurs, depuis le début de la cinquième République, en 1958, il y a eu en France 61 élections, soit 104 scrutins, et seulement dix années au cours desquelles les Français n'ont pas été appelés aux urnes[11]. La vie des Français est entièrement rythmée par les échéances électorales. Comment peut-on sérieusement penser que celles-ci sont sans impact sur la vie économique ? En dehors de ces variables omises, l'absence de prise en compte des facteurs politiques influence de manière indirecte les erreurs de prévision. En effet, certaines variables notamment sous contrôle de l'État sont bien présentes dans les modèles macroéconométriques mais elles ne font pas l'objet d'une modélisation particulière. Elles sont exogènes au modèle. Il est donc nécessaire pour le modélisateur de chiffrer ces variables pour permettre la production de prévision pour d'autres variables. Excepté dans un monde où l'État indiquerait au modélisateur les valeurs exactes de ses variables de commande (les connaît-il seulement ?), on voit bien que, sans théorie du comportement de l'État, une évaluation précise des variables exogènes n'est pas possible. Comment penser que cela n'affecte pas la qualité des prévisions ?

[10] Voir Borooah et van der Ploeg (1983, xi) pour une exception.

[11] D'après calculs personnels. Les années sans élection sont 1963, 1966, 1975, 1980, 1987, 1990, 1991, 1996, 2000 et 2003. Il y a eu six élections européennes (un tour), sept élections présidentielles (deux tours), douze élections législatives (deux tours), quatre élections régionales (trois à un tour et une à deux tours), quinze élections cantonales (deux tours) et huit élections municipales (deux tours). A cette liste, il faut encore ajouter neuf référendums.

Cette négligence des facteurs politiques peut s'expliquer par le fait que la plupart des modèles macroéconométriques reposent peu ou prou sur la théorie keynésienne. Or, la théorie keynésienne considère les gouvernants comme des "planificateurs sociaux" qui maximisent une fonction de bien-être social coïncidant avec la fonction d'utilité de l'agent représentatif dans l'économie. Ce comportement de "dictateur bienveillant" selon l'expression de Knut Wicksell est notamment hérité des travaux de Jan Tinbergen et de Henri Theil.

Cependant, dès le début des années 1940, des auteurs vont rejeter cette vision idyllique de l'État et prêter des comportements moins désintéressés aux dirigeants politiques. A la suite de ces études, la théorie du comportement de l'État et des électeurs va considérablement se développer.

En ce qui concerne l'État, on a ainsi montré que si les gouvernants sont mus par d'autres intérêts que la recherche du bien-être social comme par exemple celui de rester au pouvoir, ils sont tentés d'influer sur la conjoncture économique, ce qui entraîne des distorsions et génère de l'instabilité. Notamment, afin de présenter un bilan convenable à leurs électeurs, ils peuvent exploiter la relation de Phillips et essayer de diminuer le chômage avant les élections en augmentant l'inflation. Ce type de comportement qualifié "d'opportuniste" a une limite majeure : en augmentant l'inflation avant les élections, les gouvernants mécontentent certains groupes socio-économiques. Le fait que les agents puissent avoir des préférences hétérogènes en matière d'inflation et de chômage aboutit à la caractérisation d'un autre type de comportement qualifié de "partisan". Dans ces modèles, pour la plupart bipartisans, un parti se distingue de l'autre par sa fonction objectif en mettant, par exemple, davantage l'accent sur la lutte contre le chômage que sur la lutte contre l'inflation. Cette pluralité des politiques possibles est source d'incertitude et perturbe les agents qui, ne sachant pas quelle politique va être menée après les élections, rencontrent des difficultés pour former leurs anticipations et prendre leurs décisions. Quel que soit le type de comportement, opportuniste ou partisan, la modélisation empirique intègre des variables supplémentaires dans les équations expliquant les variables macroéconomiques. Ces théories du comportement de l'État permettent donc de combler une des lacunes des modèles macroéconométriques.

Si les gouvernants cherchent à agir sur les variables macroéconomiques, c'est précisément parce que les électeurs y sont sensibles. Si cette sensibilité ne fait plus aujourd'hui débat, il en va tout autrement des modalités par lesquelles elle s'exprime. A l'instar des théories du comportement de l'État, les théories du comportement des électeurs se sont considérablement développées depuis les années 1940 mais, contrairement aux premières, elles ne se résument pas à deux grands types de comportements. En effet, la littérature a identifié une multitude d'attitudes

possibles de l'électeur face à l'économie. Pour ne citer que deux exemples, au moment d'une échéance électorale, ils peuvent juger les gouvernants sortants sur leur bilan ou sur leur programme (comportement rétrospectif ou prospectif) et ils peuvent évaluer l'évolution de la conjoncture économique à l'aune de leur situation personnelle ou du point de vue de la société (comportement égotropique ou sociotropique). Sur le plan empirique, la modélisation du comportement des électeurs passe par l'estimation de fonctions de soutien politique. Ces dernières sont des relations économétriques expliquant des variables politiques comme le vote ou la popularité.

De nos jours, on considère encore trop souvent, selon nous à tort, que les économistes ont leur mot à dire uniquement en ce qui concerne les théories du comportement de l'État. On peut penser que cela provient du fait que les tests empiriques de ces théories ont pour objet l'estimation d'une relation ayant pour variable dépendante une variable macroéconomique. C'est oublier que, de tout temps les économistes se sont intéressés à la modélisation des facteurs politiques. Ainsi, Francis Edgeworth, le célèbre statisticien et microéconomiste illustra la loi de Gauss par la répartition des écarts entre les voix reçues lors des élections et les sièges obtenus (Edgeworth, 1898). De même, Harold Hotelling, dans son célèbre article sur la localisation des entreprises, fait une analogie entre la concurrence économique des firmes et la concurrence politique des partis qui, pour gagner des voix, adoptent des positions modérées (Hotelling, 1929). Encore, Henri Theil, un des précurseurs en matière de prévision économique et inventeur, entre autres, de la technique économétrique des doubles moindres carrés et des triples moindres carrés, a étudié la relation entre sièges et votes (Theil, 1970). On notera également que les premières relations économétriques expliquant le vote et la popularité politique ont été construites par des économistes (Gerald Kramer pour le vote et Charles Goodhart et Rajendra Bhansali pour la popularité). Par ailleurs, Ray Fair est aussi connu pour son modèle de prévision macroéconomique que pour son équation prédisant le vote lors des élections présidentielles américaines. Et la liste pourrait être encore plus longue.

Si l'on constate que les modèles macroéconométriques font des erreurs de prévision parce qu'ils négligent le comportement des acteurs du jeu politique, il est naturel de penser que prendre en compte les nombreux développements théoriques et empiriques dont il a fait l'objet dans un modèle de prévision doit permettre d'améliorer la qualité des prévisions. La réponse à apporter à la médiocrité des prévisions économiques passe donc par la construction d'un modèle politico-

économique dans lequel le comportement de l'État est endogène et conditionné par le soutien politique que lui octroient les électeurs. Ceci est l'objet du présent travail.

Cette thèse est composée de deux parties. La première est consacrée au constat des erreurs de prévision des modèles macroéconométriques et aux explications possibles de ce constat. Parmi ces explications, l'accent est mis sur l'absence de prise en compte des facteurs politiques. Il est par ailleurs montré que cette absence n'est pas justifiée au regard de l'abondante littérature dont les comportements des acteurs du jeu politico-économique ont fait objet. La seconde partie mobilise les théories résumées dans la première pour construire un modèle macroéconométrique comprenant huit équations destinées à expliquer et prédire trois variables politiques et cinq variables économiques clés.

L'une des méthodes prévilégiées pour l'élaboration des prévisions économiques est l'exploitation de modèles macroéconométriques (chapitre 1). L'expérience française de modélisation offre une grande diversité de modèles tant par leurs objectifs que par leur niveau d'agrégation ou la théorie qu'ils utilisent (section 1). La qualité des prévisions qui en découlent peut être évaluée grâce à divers instruments quantitatifs comme qualitatifs. Une étude détaillée des prévisions de la croissance du PIB par deux grands organismes, l'INSEE et l'OCDE, conclut à des performances décevantes (section 2). Ce résultat n'est pas remis en cause lorsque d'autres prévisions sont envisagées comme celles émanant d'un organisme privé ou du gouvernement. Il convient alors de s'interroger sur les raisons pouvant expliquer ce constat (section 3). Plusieurs explications sont avancées comme le problème posé par le chiffrage de certaines variables (dites "exogènes") nécessaire pour établir la prévision, la critique de Lucas, la critique de Sims ou encore l'absence de prise en compte de certains progrès récents de l'économétrie des séries temporelles. Mais la voie la plus prometteuse nous parait être la possibilité d'une lacune dans la construction, dans la structure même des modèles. Nous avons été conduit à explorer cette piste après avoir constaté que les modèles, avec des théories, des périodes d'études, des périodicités des données et des techniques d'estimation différentes, faisaient néanmoins des erreurs de prévision comparables. Il nous a donc paru naturel de considérer qu'ils souffraient d'une limite commune. Après un examen approfondi des principaux modèles macroéconométriques, il apparaît que les facteurs politiques ne sont, sauf à de très rares exceptions, jamais pris en compte. Par exemple, l'État apparaît au travers de la description d'un compte emplois-ressources mais il n'a pas d'objectifs propres dont on peut penser que certains soient déterminés par la contrainte électorale ou

idéologique. Il est présent physiquement mais absent intellectuellement. Le comportement des ménages en tant qu'électeurs est également négligé.

Pourtant, la compréhension du comportement des acteurs du jeu économique et politique s'est considérablement améliorée ces soixante dernières années (et plus particulièrement depuis le début des années 1970) grâce à de très nombreux développements tant sur le plan théorique que sur le plan empirique (chapitre 2). Dans une démocratie, on peut considérer que l'acteur principal est l'électorat car c'est lui qui délègue le pouvoir aux gouvernants. De l'abondante littérature qui leur est consacrée, il ressort que les électeurs entretiennent des rapports complexes avec l'économie et qu'il paraît difficile de définir un paradigme systématique les concernant (section 1). S'il est désormais admis que les électeurs tiennent compte de l'économie pour évaluer leurs gouvernants et le soutien politique à leur octroyer, les modalités de ces évaluations restent mystérieuses. Cependant, il est possible de mettre en évidence quelques faits stylisés concernant l'électeur français qui, sans en dessiner les contours précis, en esquissent le portrait. Si l'économie détermine le soutien politique, il convenait de s'interroger ensuite sur la manière dont les gouvernants réagissent à cet état de fait. Il apparaît que leur comportement, sans être binaire, est plus simple à caractériser que celui des électeurs (section 2). D'un côté, ils peuvent mettre en œuvre avant les élections des politiques économiques expansionnistes aux résultats visibles afin d'être réélus. D'un autre côté, une fois élus, ils peuvent mettre en place des politiques partisanes destinées à satisfaire leurs seuls électeurs. Ils peuvent également faire preuve d'un certain pragmatisme et adopter tantôt un type de politique, tantôt l'autre. Cependant, l'histoire récente montre que les gouvernants sont de plus en plus contraints dans les politiques qu'ils mènent. Notamment, dans de nombreux pays, ils ont perdu l'instrument de politique monétaire ce qui a pu modifier leur comportement (section 3).

Si les modèles macroéconométriques ne prennent pas compte ces développements et font des prévisions de qualité médiocre, on peut penser que les inclure doit permettre s'améliorer la qualité des prévisions. La construction d'un tel modèle macroéconométrique est le propos de la seconde partie.

La construction et l'estimation d'un modèle proposent plusieurs défis méthodologiques (chapitre 3). Il y a bien entendu l'inévitable débat sur la taille du modèle (section 1) mais aussi une réflexion à mener sur la meilleure technique à utiliser pour l'estimer. De même, de nombreux tests doivent être mis en œuvre pour s'assurer de la fiabilité et de la robustesse du modèle et les résultats économétriques doivent être exposés de manière claire (section 2).

Notre modèle comporte huit équations qui penvent être classées en deux catégories. La première est composée d'équations de soutien politique (chapitre 4). Ce sont des équations qui

ont pour variable expliquée une variable politique traduisant le soutien accordé par les individus à leurs gouvernants. Elles font donc appel à la théorie du comportement de l'électeur. Notre modèle en comprend trois. La première est les suffrages reçus lors des consultations électorales législatives (section 1). Cependant, eu égard aux particularités de notre système politique, cette variable ne permet pas de déduire la couleur de la majorité et il est nécessaire de passer par une autre relation expliquant les sièges obtenus à l'assemblée représentative (section 2). Cette dernière variable, comme la précédente, exprime le soutien politique à des moments très précis de la vie politique : lors des élections. Il nous paraissait donc utile de prendre en compte dans notre modèle une variable offrant une plus grande continuité, la popularité (section 3).

La seconde classe d'équations regroupe des équations de performance économique (chapitre 5). Elles se distinguent des précédentes en ayant pour variable dépendante une variable macroéconomique. Nous avons choisi les variables les plus importantes, la première étant le taux de croissance du PIB (section 1). La spécification de cette équation repose sur une théorie particulière du comportement des gouvernants : le cyle partisan rationnel. Inspirée de la forme réduite du modèle de référence de cette théorie, l'équation estimée comprend une variable d'environnement économique international et deux variables indicatrices traduisant la couleur de la majorité au pouvoir. La variable d'environnement international retenue, qui est le taux de croissance de la zone OCDE Europe, est endogénéisée grâce à un processus ARIMA. La relation de Phillips sert de fondement à la deuxième relation de notre modèle se proposant d'expliquer une variable économique, l'équation de prix (section 2). Le taux d'inflation a trois déterminants principaux – l'inflation anticipée, la pression sur la demande et les chocs – auxquels nous avons ajouté des facteurs politiques. La pression sur la demande est mesurée par le taux de chômage qui est lui-même modélisé selon la "loi d'Okun" (section 3). Selon cette théorie, le taux de chômage dépend uniquement du taux de croissance du PIB. Toutes les variables mentionnées jusqu'à présent partagent la caractéristique d'être des variables de résultats de politique économique. N'étant pas sous le contrôle direct de l'État, l'impact des facteurs politiques peut être difficile à mettre en évidence. La dernière équation de notre modèle concerne un instrument de politique économique : le solde des finances publiques (section 4).

Pour chacune des équations, un bilan de la littérature succinct puis la spécification retenue sont présentés. Après l'estimation, des simulations sont effectuées pour juger de la capacité prédictive de l'équation. A ce stade, les prévisions calculées sont surtout destinées à vérifier l'adéquation de la relation estimée aux données ainsi que sa stabilité.

Une fois la totalité des équations exposée, il nous a paru important de réaliser une synthèse et aussi de faire quelques prolongements (chapitre 6). Dans un premier temps, chaque équation

faisant l'objet d'une section (sauf pour l'environnement économique international), nous présentons le modèle dans sa globalité ainsi qu'un récapitulatif des résultats obtenus (section 1). Dans un deuxième temps, nous calculons les "vraies" prévisions de notre modèle, c'est-à-dire celles qui utilisent les valeurs prédites des variables expliquatives (à partir de notre modèle) et non les valeurs réalisées comme précédemment. Ces prévisions sont ensuite comparées à celles de l'INSEE et de l'OCDE. Une variante atypique est également présentée (section 2). Dans un troisième temps, nous discutons d'un sujet récurrent concernant les modèles macroéconométriques, la combinaison des prévisions (section 3). Enfin, nous terminons par une revue de littérature permettant de situer notre modèle parmi les études passées pour mieux en souligner les points forts et les points faibles (section 4).

Partie 1 :

L'insuffisance des modèles macroéconométriques en matière de prévision : une explication par la non-prise en compte des facteurs politiques

Historiquement, les premières prévisions économiques qui sont apparues sont les "prévisions expertes"[12] fondées sur l'expérience et/ou l'intuition du prévisionniste ou encore sur un système de notation. Elles peuvent émaner d'experts isolés ou de panels faisant l'objet de sondages réguliers. Aux États-Unis, les sondages Livingstone et les sondages Eggert sont les plus connus[13]. En France, de telles prévisions sont construites par des journaux comme *Le nouvel économiste* ou *L'expansion* mais aussi par des banques. Ce type de prévisions a été très critiqué, notamment à cause de la difficulté à répliquer de telles prévisions (Llewellyn *et al.*, 1985). En effet, avec la même quantité d'informations mais à des dates différentes, le prévisionniste qui se fonde uniquement sur le jugement ne fera pas nécessairement la même prévision. A cela s'ajoute l'impossibilité de mesurer l'incertitude entourant ces prévisions. A ce titre là, elles sont souvent considérées comme non scientifiques. Enfin, le jugement présente des biais psychologiques importants (Makridakis *et al.*, 1998, chapitre 10). Par exemple, il est connu que, lorsque un prévisionniste se fait surprendre par une récession, il a tendance à réviser ses prévisions en prédisant une récession. Le jugement apparaît donc plus comme un complément à la prévision que comme un substitut.

La plupart des prévisions sont désormais élaborées à partir de méthodes économétriques. Lorsque ceux-ci ne reposent pas sur une théorie, on parle de méthodes "purement statistiques" ou de modèles "a-théoriques" et ils n'ont aucun pouvoir explicatif. Les techniques les plus connues sont le lissage exponentiel ou les modèles économétriques univariés de type ARMA ou ARIMA[14] introduits par Box et Jenkins (1970). Ces méthodes consistent à examiner les seules valeurs passées d'une série pour y détecter des régularités susceptibles d'aider à prévoir les valeurs futures. Ce sont donc des structures légères faciles à estimer. Cependant, leur faible pertinence pour la décision et leur possible instabilité n'ont pas donné à ces modèles l'audience escomptée et notamment en France où leur diffusion a été qualifiée de "courant de propagande" (Deleau et Malgrange, 1978, 12).

Une modélisation structurelle faisant explicitement référence à une théorie leur est préférée[15]. Le premier chapitre est consacré à cette méthode qui est de loin la plus développée en France. Les différents modèles construits pour la France y sont présentés tout comme les prévisions qu'ils génèrent. Devant un constat plus que mitigé quant à la qualité de ces dernières,

---

[12] Sur les jugements d'experts, on pourra se reporter à, entre autres, McNees (1982, 1990).

[13] Un panel célèbre est celui du ASA-NBER qui fournit des prévisions trimestrielles des principales variables macroéconomiques depuis décembre 1968 mais environ un quart des experts de ce panel utilisent un modèle économétrique.

[14] "Auto-Regressive Moving Average" et "Auto-Regressive Integrated Moving Average".

[15] A noter qu'entre les modèles purement statistiques et les modèles structurels, il existe des modèles semi-structurels faisant appel à la fois à des techniques auto-régressives de type ARMA ou ARIMA et à des fondements théoriques tels que ceux utilisés dans les modèles structurels. Les modèles les plus connus appartenant à cette classe sont les modèles VAR ("Vector Auto-Regressive").

des explications possibles sont avancées et, parmi elles, l'absence de prise en compte des facteurs politiques. Les développements théoriques et empiriques concernant ces facteurs font l'objet du deuxième chapitre.

Chapitre 1 : Les erreurs de prévision : ampleur et causes possibles

La plupart des prévisions économiques reposent peu ou prou sur un modèle. Selon la célèbre définition de Malinvaud (1964, 52), "un modèle consiste en la représentation formelle d'idées ou de connaissances relatives à un phénomène". Construire un modèle, c'est donc se faire une certaine représentation de la réalité. Mais cette représentation est nécessairement une approximation, une simplification du réel. L'économie est si complexe qu'elle ne peut être comprise qu'au moyen de représentations simplifiées. Elle se prête donc bien à la modélisation. Un modèle économique est donc une "représentation schématique de la réalité économique" (Deleau et Malgrange, 1978, 27). Lorsqu'ils rendent compte de phénomènes économiques globaux (tels que la production, l'emploi, les prix…), les modèles économiques sont qualifiés de "modèles macroéconomiques". Ils sont alors constitués de relations entre des variables permettant de décrire ces phénomènes. Le choix de ces relations, leur forme et les variables qu'elles contiennent, reflètent fidèlement une théorie. C'est l'étape de formalisation. En outre, si le modèle a une dimension quantitative et fait l'objet d'un chiffrage, on parlera de "modèles macroéconométriques".

Un modèle est composé de plusieurs relations ou équations. On en distingue trois sortes. Les premières sont des identités comptables. Un exemple d'identité comptable classique est la relation qui unit production, consommation et investissement : la production est égale à la somme de la consommation et de l'investissement. Les deuxièmes sont les équations des définitions comme par exemple celle qui définit la production en valeur comme étant égale au produit de la production en volume et de l'indice des prix[16]. Enfin, les troisièmes sont des équations dites "de comportement". Elles décrivent les régularités observées par le passé dans les actions des agents économiques (fonction de consommation ou d'investissement par exemple). Comme elles traduisent des réactions de variables issues de décisions des agents, elles sont parfois appelées "fonctions de réaction". Par ailleurs, comme elles font l'objet d'estimation économétrique, elles sont parfois qualifiées "d'équations économétriques". Comme elles comportent un terme aléatoire, on trouve également l'expression "équations stochastiques".

On distingue en outre deux types de variables : les variables endogènes et les variables exogènes. Les premières sont déterminées à l'intérieur du modèle. Ce sont les variables que le

[16] A noter que, dans la présentation des modèles, les équations de définitions et les identités sont fréquemment regroupées.

modèle a pour but d'expliquer. Chacune d'entre elles est déterminée par une identité, une équation de définition ou de comportement. A un moment ou à un autre, elles apparaissent comme membre de gauche dans une équation. Les variables exogènes sont quant à elles déterminées hors modèle, même si elles influencent les variables endogènes[17]. Il peut s'agir de variables décrivant l'environnement international ou les conditions démographiques mais aussi d'instruments de politique économique (fiscalité, dépenses publiques…). Dans ce dernier cas, on parle de "variables de commande" pour désigner les variables à la disposition du décideur. L'emploi de variables exogènes a plusieurs origines : endogénéisation trop complexe, manque de moyens matériels, temporels, etc.

Deux autres concepts sont fréquemment évoqués lorsqu'on parle de modèle : celui de "maquette" et celui de "variante". Une maquette est un résumé d'un modèle comportant quelques équations fondamentales. L'objectif est la compréhension des mécanismes essentiels du modèle. C'est donc un modèle de taille réduite permettant une plus grande maîtrise intellectuelle qu'un modèle complet. Une variante est la "description d'un état de l'économie correspondant à un jeu d'hypothèses prévisionnelles de comportements et de politiques économiques" (Bénard, 1972, 457). C'est donc un exercice de simulation destiné à étudier les conséquences d'une politique économique particulière, c'est-à-dire les conséquences d'une action sur les variables exogènes. Par exemple, "quel est, selon le modèle, l'impact d'une hausse de un demi-point de la TVA sur la consommation des ménages ?".

A côté de la simulation, l'autre grande utilisation d'un modèle macroéconométrique est la prévision. Les prévisions sont fondées sur l'idée que les régularités statistiques observées devraient se poursuivre. Pour les modèles, l'avenir est donc essentiellement le prolongement du passé. Cependant, des corrections peuvent être apportées à ces prévisions par les jugements experts que nous avons déjà évoqués et sur lesquels nous reviendrons ultérieurement. Enfin, si les modèles permettent de mesurer des effets des politiques économiques, alors ils peuvent éclairer la décision publique. Un modèle macroéconomique suffisamment réaliste peut être utilisé dans l'élaboration des politiques économiques. Un modèle est donc à la fois un instrument de connaissance, de prévision et de décision.

[17] Traditionnellement, en économétrie, on parle de "variable endogène" pour désigner les variables situées à gauche dans les équations de régression et de "variable exogène" pour désigner les variables situées à droite dans les équations de régression. Ici, il faut être prudent car les variables désignées habituellement sous le vocable de "variables exogènes" dans le cadre d'un modèle constitué d'une seule équation peuvent être endogènes dans le cadre d'un modèle à plusieurs équations. Pour éviter toute confusion, lors de présentation d'équations économétriques dans le présent travail, nous emploierons les termes de "variables dépendantes" ou de "variables expliquées" pour désigner les variables à gauche de l'équation et de "variables indépendantes" ou de "variables explicatives" pour désigner les variables à droite de l'équation.

Le premier modèle macroéconométrique jamais construit est celui de Jan Tinbergen, publié en 1936, pour l'économie des Pays-Bas[18]. Avant lui, d'autres économistes avaient envisagé l'économie comme un système mais leurs modèles n'offraient pas de contrepartie empirique (voir, entre autres, les travaux de François Quesnay ou de Léon Walras[19]). Le modèle de Tinbergen comprend 24 équations et 29 variables. Il n'y a pas de théorie sous-jacente et le modèle est chiffré "*a priori*" (pas d'estimation économétrique) pour la période 1923-1933. Ces lacunes, insurmontables à l'époque, ne remettent pas en cause le caractère novateur de son travail. En 1939, Jan Tinbergen propose un modèle de l'économie américaine de l'entre-deux-guerres (1919-1932). C'est un modèle annuel qui comporte 31 équations de comportement et 17 identités.

Il faut attendre l'après-guerre pour que les modèles se développent pour l'essentiel aux États-Unis sous l'impulsion de la Cowles Foundation[20] qui a pour objectif majeur l'application des techniques quantitatives à l'économie et aux sciences sociales. Trois évolutions fondamentales comblant une à une les lacunes du modèle de Tinbergen voient le jour : diffusion de la pensée keynésienne, essor de l'économétrie et mise en service des premiers calculateurs électroniques. A la faveur de ces progrès, Lawrence Klein présente en 1950 trois modèles de l'économie américaine pour la période 1921-1941. Le modèle 3, qui comporte 16 équations, est complété par les travaux d'Arthur Goldberger et donne naissance, en 1955, au modèle Klein-Goldberger. Ce modèle annuel d'inspiration keynésienne comporte 17 équations dont 12 économétriques. A cette époque, aucun modèle n'est encore utilisé à des fins de prévision. Par ailleurs, aucun d'entre eux n'offre encore de simulation de politique économique.

Une nouvelle étape va être franchie en 1960 avec la construction du premier modèle trimestriel (Duesenberry-Eckstein-Fromm)[21]. Au milieu des années 1960, sept modèles coexistent aux États-Unis. Les modèles comportent au plus une quarantaine d'équations excepté l'un d'entre eux, le modèle Brooking. Construit par une équipe de trente personnes dirigée par Lawrence Klein et James Duesenberry, il comporte plus de 270 équations. Plusieurs modèles célèbres vont être développés dans les années 1960 et les années 1970. On peut citer le modèle de St Louis, un petit modèle (neuf équations) d'inspiration monétariste, le modèle de Ray Fair (14 équations de comportement), le modèle Wharton construit par Lawrence Klein, le modèle MPS (MIT-PENN-SSRC) construit par Albert Ando et Franco Modigliani et le modèle DRI construit par Otto Eckstein.

---

[18] Jan Tinbergen a débuté ses travaux au milieu des années 1920.
[19] On notera cependant que L. Walras envisageait la possibilité d'une estimation de son modèle (Walras, 1874, 334).
[20] Créée en 1955 à l'Université de Yale, elle prend la suite de la Cowles Commission.
[21] Il s'agit du premier modèle abouti. Avant lui, il y avait déjà eu quelques tentatives pour des modèles comptant moins d'une dizaine d'équations.

A partir du milieu des années 1970, les modèles sont peu à peu délaissés aux États-Unis notamment à cause d'attaques théoriques cinglantes dont la plus célèbre est sans nul doute celle de Lucas (1976) sur laquelle nous reviendrons ultérieurement. Malgré tout, les modèles macroéconométriques seront consacrés en 1980 par l'attribution du Prix Nobel de science économique à Lawrence Klein.

On présentera les principaux modèles macroéconométriques construits pour la France dans une première section. On examinera ensuite la qualité des prévisions qui sont issues de deux d'entre eux (section 2). Force est de constater que la justesse de ces prévisions laisse à désirer. On tentera alors un diagnostic de cet état de fait (section 3).

1 LES PRINCIPAUX MODÈLES MACROÉCONOMÉTRIQUES FRANÇAIS

En France, les premiers modèles macroéconométriques apparaissent tardivement, les modélisateurs français accusant un retard d'environ vingt ans sur les américains[22]. Deux arguments sont généralement avancés pour expliquer ce retard. D'une part, le système de Comptabilité Nationale apparaissait comme un substitut aux modèles économétriques notamment lors de l'élaboration des budgets économiques[23] et, d'autre part, la diffusion des techniques économétriques et le recours à la théorie économique formalisée ont été assez tardifs.

La France a cependant rattrapé son retard rapidement[24]. Alors qu'au milieu des années 1970, le plus grand modèle américain comportait un peu moins de 400 équations, le deuxième modèle français construit, FIFI, en comportait environ 1300 à la fin des années 1960. De la même manière, alors qu'aux États-Unis, vingt-et-un ans séparent le premier modèle annuel (celui de Tinbergen en 1939) du premier modèle trimestriel (modèle de Duesenberry-Eckstein-Fromm en 1960), l'écart d'âge entre ZOGOL, premier modèle français annuel, et Banque de France, premier modèle français trimestriel, est de seulement treize ans. La raison de ceci est probablement à rechercher du côté des moyens mis en œuvre. En effet, la puissance

[22] A noter cependant qu'on fait généralement remonter la construction du premier modèle français aux travaux d'André Vincent, un chercheur de l'Institut de Conjoncture créé en 1938 et ancêtre de l'INSEE (créé en 1946). Mais ce modèle, dépourvu d'estimation économétrique, n'est pas un modèle macroéconométrique. Construit au début des années 1940, il fut utilisé pour étudier l'évolution de l'économie jusqu'en 1948 (Vincent, 1943, 1947). En 1950, Claude Gruson propose un modèle théorique de 88 équations dont 11 identités. Ce modèle fut utilisé comme cadre théorique pour la préparation des budgets économiques de 1951 et 1952. Ce cadre changea en 1953 pour un cadre plus keynésien. Il resta inchangé jusqu'à l'avènement de FIFI, en 1966 (voir plus loin).

[23] Les budgets économiques sont des projections à un an accompagnant le projet de loi de finances.

[24] A notre connaissance, le bilan de la littérature le plus complet sur l'expérience française de modélisation macroéconométrique est celui de Courbis (1991).

administrative a joué à plein en France. Les deux services administratifs en charge de la construction des modèles, l'INSEE et la Direction de la Prévision[25], ont obtenu des crédits très importants qui leur ont permis de mobiliser des moyens humains et techniques colossaux. Cela s'explique par le fait qu'en France, les modèles ont bénéficié d'une grande confiance de la part des décideurs publics qui leur ont offert une portée opérationnelle sans commune mesure avec celle dont jouissent les modèles américains. En effet, les modèles ont largement été utilisés dans la conduite de la politique économique et notamment lors de l'élaboration des différents plans dans le cadre de la planification française[26].

De nos jours, même si on assiste à une légère désaffection vis-à-vis des modèles macroéconométriques, l'expérience de modélisation macroéconomique reste bien vivante.

Cette section se propose d'explorer en profondeur les modèles macroéconométriques français[27]. Nous nous intéresserons à l'historique de leur élaboration, à la théorie économique sur laquelle ils se fondent et à leur structure[28]. Nous avons choisi de présenter les différents modèles en distinguant l'origine de l'organisme les ayant élaborés. Ainsi, nous verrons successivement les modèles de l'administration, construits à l'INSEE et à la Direction de la Prévision, et les modèles hors administration. "Administration" est ici à prendre dans le sens de "qui participe directement à l'administration de l'État". Dans les modèles hors administration, on trouvera donc aussi bien les modèles des organismes privés que les modèles des universités ou de la Banque de France par exemple.

Bien entendu, nous avons restreint notre étude aux modèles les plus connus. Il existe une foultitude de modèles dont on ne sait presque rien. Ne serait-ce que les lister est déjà une entreprise compliquée[29].

---

[25] Pour un historique de la Direction de la Prévision, on pourra se reporter à MINEFI (1997). A noter que depuis novembre 2004, la Direction de la Prévision a été regroupée avec la Direction du Trésor et la Direction des Relations Économiques Extérieures pour former la Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique.

[26] Un plan représentait un ensemble d'orientations à moyen terme. Depuis 1947, dix plans se sont succédé. Le onzième est en cours depuis 1993.

[27] Dans un souci de simplicité, nous utilisons l'expression "modèles français" pour qualifier les modèles construits pour la France (sur le territoire national ou à l'étranger).

[28] Nous présenterons, entre autre, le nombre d'équations. Il pourra s'agir du nombre total d'équations ou du nombre d'équations économétriques selon ce qui est indiqué dans les contributions relatives aux différents modèles que nous avons consultées.

[29] En voici une liste non exhaustive : Administrations (dépenses et recettes des administrations), AGORA (relations entre production marchande et non marchande), ANAIS (modèle intersectoriel), BABAR (Balayage Automatique de Bilans Actualisés de Redistribution), BOVIN (pour l'analyse du marché du bœuf), DAS (Dynamique Annuelle des Salaires), DÉFIS (DEductions FIScales), FILO (FInancement des LOgements), FINER (FINancement de l'EnéRgie), DÉSIR (pour analyser l'impact de la théorie du déséquilibre), GÉMINI-E3 (évaluation des politiques énergétiques), MACBETH (compte des Administrations), MANEGE (Modèle Agrégé National pour l'Étude Générale de l'Économie), MASCOTE (Modèle Annuel de Synthèse de la COnjoncTurE, utilisé par le Centre d'Observation Économique (COE) créé en 1957 à la Chambre de Commerce de Paris), MEC (Modèle d'Échanges Commerciaux), MIR (Modèle d'Impôt sur le Revenu), PORC (pour l'analyse du marché du porc), POLO (POlitique du Logement), SIMAGRI (SIMulation à long terme de l'AGRIculture française), SECUS (modèle de projection des opérations de Sécurité Sociale), SPORE (Système de Projection pour l'Offre Régionale d'Emploi), SPOT (Simulation

1.1 Les modèles de l'administration

On qualifie de modèles du secteur public les modèles construits à la Direction de la Prévision et à l'INSEE. Pour alléger la présentation, nous avons séparé les modèles de court terme des modèles de moyen-long terme.

1.1.1 Les modèles de court terme

Le premier modèle de court terme est le doyen des modèles macroéconométriques français. Il s'agit de ZOGOL construit à partir de 1965[30]. ZOGOL est un modèle keynésien qui connut trois versions successives baptisées ZOGOL-I, ZOGOL-II et ZOGOL-III. Dans sa dernière version, il comporte une centaine d'équations (dont une dizaine de comportement) estimées sur données annuelles à partir de 1956. Il fut utilisé par la Direction de la Prévision dans la préparation des budgets économiques en 1967, 1968 et 1969.

A partir de cette date, un nouveau modèle lui succède : DECA (DEmande et Comportement d'Autofinancement)[31]. Développé à partir de 1968 suite au passage des comptes nationaux en base 1962, DECA est un modèle de demande globale qui prend en compte le comportement des entreprises (ce que ne faisait pas ZOGOL) par le biais d'un comportement d'autofinancement des entreprises privées. Cette amélioration provient de la disponibilité de nouvelles statistiques sur la fiscalité des entreprises. DECA a également pour but d'étendre l'horizon de prévision[32] à deux ans contre un an pour ZOGOL. Malgré cela se pose un problème de cheminement : DECA n'est pas capable de dire comment atteindre la projection à cinq ans, fixée par le modèle à moyen terme de l'époque, FIFI. Il a en outre été reproché à DECA une trop grande sophistication dans la spécification des relations, un luxe que les données existantes n'autorisaient pas. En effet, les équations de DECA comportaient un grand nombre de

---

de POlitique de Transport), SS2 (Sécurité Sociale), etc. Götz Uebe, un universitaire allemand, recense près de 200 modèles sur son site Internet (www.hsu-hh.de).

[30] ZOGOL doit son nom à ses deux concepteurs Philippe Herzog et Gaston Olive. A notre connaissance, il n'existe sur ZOGOL qu'un document de travail que nous n'avons pas pu nous procurer malgré de multiples démarches auprès de la Direction de la Prévision et de l'INSEE.

[31] La principale référence sur DECA est Billaudot (1971).

[32] L'horizon donne le nombre de périodes (mois, trimestres, semestres ou années) séparant la date d'élaboration de la prévision de la date pour laquelle la dite prévision est effectuée. Par exemple, une prévision construite au premier trimestre 2004 pour l'année 2004 est une prévision d'horizon trois trimestres. On considère généralement qu'un processus de court terme génère des prévisions de un à deux ans et qu'un processus de long terme, des prévisions jusqu'à dix ans environ.

coefficients dont l'estimation requérait des séries longues et détaillées, non disponibles à l'époque. DECA fut néanmoins utilisé pour la préparation du budget en 1970, 1971, 1972 et 1973.

Au milieu des années 1970, le modèle STAR prend le relais[33]. STAR, Schéma Théorique d'Accumulation et de Répartition, est, comme DECA, un modèle annuel construit par la Direction de la Prévision. Il a trois objectifs principaux : relier le court terme (six mois à un an) au moyen terme (deux à cinq ans), intégrer les effets des phénomènes financiers (absents des modèles précédents) et améliorer l'explication de la hausse des prix qui s'est accélérée depuis 1968, sans liaison apparente avec le chômage. STAR est un modèle d'inspiration keynésienne car il met l'accent sur la formation de la demande et même post-keynésienne car il met au centre de l'analyse le lien profit-investissement dérivé d'une interprétation de Kaldor. Les auteurs font par ailleurs explicitement référence à l'école de Cambridge et notamment à Joan Robinson. En effet, STAR met l'accent sur l'accumulation du capital, sur les conditions de réalisation du profit et sur ses liens avec la répartition des revenus. Il distingue deux modes de partage. Selon le premier, la production se décompose en consommation et investissement et selon le second, la production se décompose en salaires et profits. Les flux financiers interviennent alors pour résorber les déséquilibres (crédits…). L'hypothèse générale de STAR est que l'essentiel des problèmes économiques (causes de l'inflation, du chômage…) peuvent s'expliquer à partir des interactions entre profit et investissement. Par exemple, le taux de profit conditionne l'investissement qui conditionne la production et donc le niveau de l'emploi. Le modèle comporte 43 équations estimées sur la période 1953-1972 en annuel (soit 19 observations), la plupart des variables utilisées étant définies en taux de croissance annuel.

STAR est abandonné après l'adoption du nouveau système de comptabilité nationale en base 1971. Il est remplacé par COPAIN (modèle à COmportements PAtrimoniaux INtégrés)[34] qui sera le dernier modèle construit par la Direction de la Prévision seule. Il comporte près de 350 équations dont environ une centaine de comportement. La période d'estimation va de 1959 à 1978 selon les équations. Le modèle compte environ 150 variables exogènes dont 30 pour la politique budgétaire et 30 pour la politique monétaire et financière. A partir de 1973 est développé conjointement à l'INSEE et à la Direction de la Prévision le premier modèle français trimestriel de grande taille : METRIC[35]. Son succès provoquera l'abandon de COPAIN dont le cadre annuel est jugé alors trop restrictif.

Dans sa première version, METRIC comporte 424 équations dont 140 équations de comportement. Le modèle fait intervenir des indicateurs de tensions, issus d'enquêtes de

[33] Pour STAR, trois références principales : Boullé *et al.* (1974), Boyer *et al.* (1974) et Boyer (1976).
[34] Dehove *et al.* (1981).
[35] INSEE (1977).

conjoncture, tensions concernant l'utilisation des capacités de production, le marché du travail, la situation financière des entreprises, le marché du crédit, etc. C'est un modèle de tradition néo-keynésienne. Estimée au milieu des années 1970 à partir des données de la Comptabilité Nationale en base 1962, cette version a été abandonnée fin 1979. Le modèle a ensuite été ré-estimé suite à la publication des comptes trimestriels en base 1971[36]. Lors de cette ré-estimation, le modèle a été amélioré et étendu. Le modèle comporte désormais près de 900 équations dont 400 économétriques. Quatre enquêtes de conjoncture sont utilisées : marges de capacité disponibles, opinion sur le caractère normal des stocks, opinion sur les difficultés de trésorerie et anticipations des prix à court terme. Ces quatre indicateurs sont endogènes. Le passage à la base 1980 a donné lieu à une nouvelle estimation de METRIC à la fin des années 1980. Outre cette modification dans les données de la Comptabilité Nationale, cette troisième version, baptisée METRICX, a été l'occasion d'améliorer la robustesse et la clarté des spécifications car des défauts avaient été mis en évidence au milieu des années 1980 par des groupes d'études économétriques de l'INSEE[37]. Les efforts ont porté sur la détermination des demandes de facteurs, sur la boucle prix-salaires et sur l'emploi. METRICX compte 950 équations dont 250 économétriques estimées sur la période 1970-1985. Il y a en outre 215 variables exogènes.

Depuis la fin des années 1990, METRICX a été remplacé par MESANGE (Modèle Econométrique de Simulation et d'Analyse Générale de l'Économie) développé conjointement par l'INSEE et la Direction de la Prévision[38]. MESANGE est un modèle de court terme qui permet néanmoins de construire des projections à moyen terme. Le modèle comporte 558 équations dont 40 de comportement, la plupart estimées sur les données de la Comptabilité Nationale en base 95 sur la période 1978-1999. Cette taille modeste par rapport à METRICX s'inscrit dans la tendance d'un retour à des modèles de taille moyenne. Le corpus théorique est inchangé : la demande détermine l'offre à court terme mais les prix sont rigides et ne permettent l'équilibre qu'à moyen terme. MESANGE comporte néanmoins deux développements majeurs : l'incorporation d'effets d'éviction des taux intérêt sur la demande privée et l'amélioration de la modélisation de la boucle prix-salaires avec notamment la prise en compte d'un taux naturel de chômage déterminé implicitement par un modèle WS-PS[39].

---

[36] Artus *et al.* (1981).
[37] Bureau (1988).
[38] Allard-Prigent *et al.* (2002).
[39] Cette approche fera l'objet de développements ultérieurs.

1.1.2 Les modèles de moyen terme

C'est en 1968, à l'INSEE, que FIFI (pour Physico-Financier), le premier modèle de moyen terme, voit le jour[40]. La philosophie de FIFI repose sur la "théorie des économies concurrencées" : "la croissance physiquement possible n'est plus *ipso facto* réalisable ; la production est en effet, du moins pour les entreprises exposées à la concurrence étrangère, déterminée beaucoup plus par leur compétitivité que par la demande" (Aglietta et Courbis, 1969, 47)[41]. Dans les secteurs où la concurrence étrangère est limitée ("secteur abrité"), la production est déterminée par la demande. Si la concurrence étrangère est forte ("secteur exposé"), la production dépend de la compétitivité des firmes. Cette dichotomie résulte de la volonté des auteurs de prendre en compte les modifications de l'environnement international des années 1960 (mise en place du Marché Commun, libéralisation des échanges, intensification de la concurrence étrangère, etc). FIFI est un modèle annuel estimé pour la première fois sur la période 1959-1966 (soit 7 observations). Il a été utilisé dans la préparation du 6ème plan (1971-1975) et devait être utilisé pour la préparation du 7ème plan (1976-1980). FIFI est un modèle de très grande taille : il comporte environ un millier d'équations dans sa première version, à la fin des années 1960, environ 1300 équations dans sa version pour le 6ème Plan et environ 2000 dans sa version pour le 7ème Plan[42]. La principale limite de FIFI est son caractère statique : il donne uniquement une projection pour l'année terminale de la période pour laquelle il est utilisé. On ignore ce qui se passe entre la date de départ et la date terminale. Entre ces deux dates, les croissances sont supposées régulières. Cette caractéristique a posé un problème de compatibilité avec les modèles de court terme (voir précédemment).

Le milieu des années 1970 marque le retour d'une modélisation d'inspiration néo-keynésienne. C'est dans cette optique que DMS (pour Dynamique MultiSectoriel) est construit entre 1974 et 1976 à l'INSEE[43]. La rupture avec la théorie ayant inspiré FIFI est claire : "la problématique de l'économie concurrencée telle qu'elle était retracée dans FIFI ne semble plus parfaitement adaptée aux circonstances actuelles et n'a pas été conservée dans la version du modèle FIFI utilisée lors de la préparation du 8ème Plan" (Fouquet *et al.*, 1978, 21). Dans le modèle DMS, à court terme, la demande détermine la production à partir de la demande exogène et du jeu du multiplicateur. Le niveau de la production fixe ensuite les prix et les revenus. Ces derniers déterminent à leur tour la demande. A long terme, ce sont des mécanismes d'offre qui entrent en jeu. DMS est un modèle annuel de court-moyen terme d'horizon huit ans. Dans sa première

[40] Aglietta et Courbis (1969), Courbis (1972a), Aglietta *et al.* (1973) et Bussery *et al.* (1975).
[41] On pourra se reporter à Courbis (1969) pour un exposé plus complet de cette théorie.
[42] Etant donnée sa grande taille, plusieurs versions réduites de FIFI ont vu le jour : FIFITOF, MINIFIFI, MINIFIFITOF…
[43] Fouquet *et al.* (1978), Equipe DMS (1987).

version, il est estimé sur les données annuelles de la Comptabilité Nationale en base 1962. Il comporte un peu plus de 1100 équations. Le passage en base 1971 en 1975 a donné lieu à une ré-estimation du modèle en 1978 qui a été l'occasion de le compléter : il passe ainsi à environ 1900 équations. Contrairement à la précédente, cette deuxième version (DMS 2) a été utilisée dans le cadre de la planification (8ème Plan, 1981-1985). Les versions suivantes, DMS 3 en 1982 (utilisée pour le 9ème Plan, 1986-1988) et DMS 4 en 1985 ne comportent pas d'évolutions majeures. Ce ne sont que des ré-estimations de DMS 2. Dans sa dernière version (DMS 4), DMS comportait environ 3000 équations dont 500 de comportement[44].

Le modèle PROPAGE (pour PROjections Plurisectorielles Annuelles GlissantEs)[45] a, comme DMS, été conçu dans les années 1970[46]. PROPAGE est un modèle de très grande taille destiné à étudier et prévoir l'évolution du système productif français à moyen terme. Utilisé à partir de 1979 par l'INSEE où il a été construit, il comporte plus de 5350 équations dont près de 5000 équations de comportement estimées sur données annuelles sur la période 1959 à 1976. Cette taille relativement importante est la conséquence d'un découpage sectoriel (nombre de branches) très fin. Il a vocation à compléter DMS sur des points spécifiques en décrivant les échanges interindustriels et les évolutions des équilibres de biens et services en volume et en valeur et permet de déterminer les demandes en facteurs travail et capital.

A partir de 1989, un nouveau modèle a pris le relais de DMS à l'INSEE comme outil de prévision macroéconomique à moyen terme (horizon 5-7 ans). Il s'agit d'AMADEUS (pour Annuel MAcroéconomique à DEUx Secteurs)[47]. AMADEUS est un modèle annuel qui comportait en 1991, date de sa première estimation, 440 équations dont 85 de comportement estimées sur la période 1970-1991. Il comporte en outre 330 variables exogènes. AMADEUS s'inscrit donc dans la tendance d'un retour à des modèles de taille moyenne. C'est un modèle néo-keynésien : la production est fondamentalement limitée par le niveau de la demande globale. A notre connaissance, AMADEUS a été abandonné lors du changement de base en 1999 (passage en base 1995) et il semblerait que l'INSEE n'utilise plus aujourd'hui de modèle annuel.

---

[44] A noter qu'il existe des versions réduites de DMS comme MINI-DMS ou MICRO-DMS et que DMS a été complété par une partie financière, ce qui a abouti, au début des années 1980, au modèle DEFI.
[45] Equipe PROPAGE (1980) et INSEE (1982).
[46] PROPAGE a également été utilisé par le Bureau d'Informations et de Prévisions Économiques (BIPE) créé en 1959 qui offre ses services aux entreprises publiques et privées qui en sont membres et qui publie des prévisions depuis 1979.
[47] Equipe AMADEUS (1991), Michaudon et Prigent (1998).

1.2 Les modèles hors administration

Nous verrons successivement un exemple de modèles universitaires, deux exemples de modèles développés par des institutions privées, les modèles de la Banque de France et un exemple de modèles utilisés dans les organismes internationaux.

1.2.1 Les modèles des universités ou assimilés[48] : l'exemple du GAMA

Les premiers modèles développés hors administration l'ont été dans un laboratoire universitaire et plus précisément au Groupe d'Analyse Macroéconomique Appliquée (GAMA) créé en 1972 à l'université de Nanterre et dirigé par Raymond Courbis, le principal concepteur de FIFI.

Parmi les modèles ayant vu le jour au GAMA, on peut citer le modèle REGINA (REGIonal-NAtional), créé au début des années 1970 pour combler une lacune de FIFI qui ignorait l'impact des facteurs spatiaux[49]. Le but de REGINA est d'envisager simultanément et de manière interdépendante les problèmes régionaux et nationaux en analysant l'impact des politiques régionales sur les régions et sur la situation nationale (et inversement). Ce modèle de très grande taille (5000 équations en 1972, 8000 en 1979) a été utilisé à titre expérimental dans la préparation du 7ème Plan.

C'est également dans ce laboratoire que le modèle MOGLI (pour MOdèle de prévision GLIssante) a été construit[50]. L'objectif principal de MOGLI est de pallier une autre carence de FIFI qui était un modèle quasi-statique. MOGLI est donc un modèle dynamique annuel de court-moyen terme. Développé entre 1974 et 1978, il comporte environ 1400 équations dont 500 relations économétriques. Sur le plan théorique, MOGLI se distingue de FIFI même s'il conserve la théorie des économies concurrencées. La différence est que celle-ci joue surtout à long terme. A court terme, MOGLI est caractérisé par des mécanismes néo-keynésiens : la demande effective joue un rôle central dans la détermination du niveau de production. La dynamique d'accumulation du capital et la dynamique des déséquilibres sur le marché du travail et des produits notamment jouent également un rôle essentiel. MOGLI est par ailleurs un modèle de

[48] Par "assimilés", nous entendons les modèles développés par exemple dans les grandes écoles comme le modèle HERMES-France élaboré à l'Ecole Centrale des Arts et Manufactures (HERMES pour Harmonized European Research for Modeling Energy System). C'est la partie française d'un ensemble de modèles de moyen terme représentant les économies de l'Union Européenne (la référence principale pour ce modèle est Faubry *et al.*, 1984). Comme son nom l'indique, l'accent est mis sur l'énergie. C'est un modèle dynamique annuel estimé sur la période 1959-1980. Il comporte 1500 équations dont 250 de comportement. Une seconde version, comportant 1100 équations dont 440 de comportement, a également été estimée sur la période 1970-1992.

[49] Voir Courbis (1972b) pour une présentation détaillée de REGINA. A noter qu'une version simplifiée, baptisée REGIS, a également vu le jour.

[50] Courbis *et al.* (1980), Courbis (1982).

déséquilibre. Ce déséquilibre prend trois formes : déséquilibre sur le marché des biens entre offre nationale et demande effective mesuré pour l'industrie par le taux d'utilisation des capacités de production ; déséquilibre sur le marché du travail mesuré par le nombre de demandes d'emploi non satisfaites (indicateur de chômage total) et par le nombre d'offres d'emploi non satisfaites (indicateur de chômage frictionnel) ; déséquilibre entre le niveau des prix des produits nationaux et celui des prix des produits étrangers (sur un même marché). Pour résumer les ressorts théoriques de MOGLI, la demande est le moteur à court à terme et l'offre le moteur à long terme.

Enfin, au début des années 1980, le GAMA va développer son modèle trimestriel à l'instar de l'INSEE et de son modèle METRIC. Ce modèle, baptisé PROTEE (pour modèle de "PROjection Trimestriel de l'Evolution Économique"), sera présenté dans le détail ultérieurement.

1.2.2 Les modèles d'institutions privées : l'exemple de l'OFCE et du REXECODE

Nous verrons successivement les modèles développés à l'OFCE et les modèles développés au REXECODE.

1.2.2.1 L'OFCE

L'Observatoire Français des Conjonctures Économiques (OFCE) est un laboratoire d'économie créé en 1981 et rattaché à la Fondation Nationale de Science Politique[51].

L'expérience de prévision y démarre au début des années 1980 avec, à partir de 1983, l'utilisation d'un modèle baptisé "OFCE annuel"[52]. C'est un modèle annuel de taille moyenne (260 équations dont 100 économétriques) élaboré à partir de la structure de MINI-DMS dont il diffère par la fin (il a été construit à des fins de prévision et non de projection) et les moyens (modification des principales équations de comportement, intégration monétaire et financière). Le modèle est estimé sur la période 1962-1980. Il est mû par une logique néo-keynésienne à court terme : la demande détermine la production qui détermine l'emploi. L'état du marché de l'emploi détermine les salaires et le taux d'utilisation des capacités de production sur le marché des biens règle la formation des prix. Prix et salaires sont liés par une "boucle prix-salaires". Les prix

[51] On précise que la FNSP est une institution privée qui reçoit des subventions publiques.
[52] Voir Fonteneau (1983).

rétroagissent sur la demande. A moyen terme, l'accumulation du capital augmente les capacités de production ce qui entraîne une hausse du niveau de la production avec, pour conséquence, un accroissement de l'emploi, une baisse du chômage et une hausse des salaires. Cette dernière engendre une hausse des coûts, et donc une baisse des profits, qui, répercutée sur les prix, réduit la demande intérieure.

Très peu de temps après le début de l'utilisation du modèle annuel, l'OFCE développe un modèle trimestriel[53]. Dans sa première version, baptisée "OFCE trimestriel" et utilisée à partir d'avril 1984, le modèle comporte 640 équations dont 200 économétriques et il est estimé sur la période 1965-1981. A l'instar de METRIC, il intègre les enquêtes de conjoncture. Comme son pendant annuel, le modèle trimestriel est un modèle d'inspiration néo-keynésienne : en période de sous-utilisation des capacités de production, la demande globale contraint l'offre et détermine à court terme l'activité. Le niveau d'activité agit à son tour sur les prix et donc sur les comportements de demande. Le modèle est ré-estimé en 1988 lors du passage de la Comptabilité Nationale en base 1980 et prend alors le nom de "MOSAIQUE" (pour MOdèle pour la Simulation, l'Analyse et l'Interprétation QUantitative de l'Économie). Il comporte 800 équations dont 150 économétriques et 665 variables exogènes sur 1480 variables (période d'estimation : 1970-1988). Le modèle a de nouveau été ré-estimé au début des années 2000 lors du passage de la Comptabilité Nationale en base 1995 (période d'estimation : 1978-2000). Il a, à cette occasion, pris le nom de "e-mod.fr" (pour economic-model.france), montrant ainsi la volonté de ses concepteurs de l'intégrer dans un système de modèles, notamment d'envergure européenne. Le nombre d'équations de e-mod.fr n'est pas connu de nous avec précision mais le nombre de variables exogènes a été réduit : environ 300.

1.2.2.2 Le REXECODE

Anciennement IPECODE[54], le centre de Recherche pour l'EXpansion de l'Économie et le Développement des Entreprises (REXECODE) est un organisme de recherche proche du Mouvement des Entreprises DE France (MEDEF)[55]. Il a été créé en 1957 avec le statut d'association loi 1901.

Le REXECODE publie depuis 1983 des prévisions émanant d'un modèle baptisé "ICARE" (pour IPECODE, Cadre pour l'Analyse et la Réflexion Économique)[56]. ICARE est un modèle trimestriel de court terme (mais pouvant être utilisé à moyen terme) construit en 1982-1983 et

[53] Sterdyniak *et al.* (1984), Gubian *et al.* (1992) et Chauvin *et al.* (2002).
[54] Institut de Prévisions Économiques et financières pour le Développement des Entreprises.
[55] Anciennement Conseil National du Patronat Français (CNPF).
[56] Voir IPECODE (1983) et Dumazet et Khong (1989) sur ICARE.

estimé sur la période 1970-1980 dans un premier temps. Le modèle a des bases théoriques classiques (la production détermine les revenus qui déterminent la demande) et, par essence, il est orienté vers le monde de l'entreprise. A la fin des années 1980, il comportait environ 800 équations.

1.2.3 Les modèles de la Banque de France

La prévision à la Banque de France voit le jour au début des années 1970 avec l'élaboration d'un modèle d'inspiration monétariste, fortement influencé par le modèle de la Banque de Réserve Fédérale de Saint-Louis aux États-Unis. Le modèle proposé comporte uniquement sept équations de comportement[57]. Les données sont trimestrielles et les variables endogènes sont exprimées en variation. Il y a en outre huit variables exogènes dont les dépenses publiques.

Après un long intermède de près de vingt ans, la modélisation reprend avec l'élaboration, au début des années 1990, du modèle MEFISTO (pour Maquette d'Equilibres FInanciers en STOcks)[58]. MEFISTO est un modèle trimestriel de court terme proche de METRIC. Il comporte 364 équations dont 60 économétriques. Les principales variables exogènes sont des variables de politique budgétaire (dépenses publiques, taux de prélèvements fiscaux et sociaux) et monétaire (taux de change et taux d'intérêt). Du point de vue théorique, MEFISTO marque une rupture avec les précédents travaux de la Banque de France : MEFISTO est d'inspiration keynésienne. A court terme, les prix sont rigides et le niveau d'activité est déterminé par la demande. A long terme, les effets keynésiens s'atténuent et ce sont les mécanismes de la théorie néo-classique qui s'appliquent. MEFISTO a ensuite connu une seconde version suite à la création du Tableau d'Opérations Financières trimestriel[59]. Le modèle a été un peu réduit du point de vue du nombre d'équations économétriques (437 équations dont 31 économétriques) mais la logique reste la même. A l'occasion du passage de la Comptabilité Nationale en base 1995, le modèle a été ré-estimé et amélioré, ce qui a donné lieu à la naissance d'un nouveau modèle baptisé "MASCOTTE" (pour Modèle d'Analyse et de préviSion de la COnjoncture TrimesTriellE)[60]. Si la taille globale du modèle a été réduite (280 équations), il comporte à nouveau une soixantaine d'équations économétriques. Il est estimé sur la période 1978-2001 pour la plupart des relations et permet de faire des projections sur un horizon de deux à trois ans dans le cadre d'un système de

[57] David (1972).
[58] Equipe MEFISTO (1992).
[59] Voir Equipe MEFISTO (1993).
[60] Baghli *et al.* (2004). A noter que la Banque de France utilise également le modèle MARCOS pour Modèle à Anticipations Rationnelles de la COnjoncture Simulée (voir Jacquinot et Mihoubi, 2000).

modèles coordonnés par le Système Européen de Banques Centrales. Le modèle reste d'inspiration néo-keynésienne.

1.2.4 Les modèles des organismes internationaux : l'exemple de l'OCDE

La tradition de modélisation à l'OCDE est ancienne, presque aussi ancienne que l'institution elle-même qui a vu le jour, rappelons-le, à Paris en 1960. En effet, le premier modèle construit pour la France à l'OCDE date de 1969[61]. C'est un modèle annuel de court terme estimé sur la période 1952-1965. D'inspiration keynésienne, il comporte 55 équations dont 34 de comportement. Les variables expliquées sont exprimées en différences premières ou en taux de variation. Certains montants d'impôts et de transferts sont endogènes mais leur modélisation est très pauvre. A titre d'exemple, les transferts versés par l'État aux particuliers ne dépendent que de la population et des allocations familiales.

Au début des années 1980, un projet beaucoup plus ambitieux voit le jour : INTERLINK[62]. INTERLINK est un modèle multi-pays[63]. Il s'agit d'un système de modèles semestriels de petite ou moyenne taille (une centaine d'équations comportementales pour les grands pays et une cinquantaine pour les petits pays). Les événements des années 1970 ayant montré l'utilité de méthodes prenant en compte l'importance des mécanismes des échanges internationaux, INTERLINK lie entre eux des modèles nationaux afin d'endogénéiser certaines variables comme le volume des importations ou le prix des exportations pour un pays (qui sont le volume des exportations et le prix des importations pour les autres pays). Les spécifications diffèrent d'un pays à l'autre mais leurs structures générales sont proches. Le modèle "France" d'INTERLINK comportait, à la fin des années 1980, 237 équations et 81 variables exogènes (dont la moitié sont des variables déterminées par d'autres modèles nationaux d'INTERLINK). A notre connaissance, le modèle "France" d'INTERLINK n'a fait l'objet d'aucune présentation détaillée[64].

Il est important de noter qu'aucune prévision de l'OCDE n'est directement issue d'INTERLINK. En effet, le modèle ne fait qu'assurer la cohérence entre des prévisions générées par un processus d'élaboration complexe[65]. Pour chaque pays, des spécialistes préparent leur

---

[61] Evans (1969).
[62] Les deux références principales sont Llewellyn *et al.* (1985) et OECD (1988). On peut également se reporter à Richardson (1988).
[63] Il existe bien d'autres modèles multinationaux en dehors de celui de l'OCDE : ATLAS (Direction de la Prévision), HERMES (Ecole Centrale), MARMOTTE (CEPII-CEPREMAP), MIMOSA (OFCE), MOISE (Groupes d'Etudes Prospectives Internationales), MULTIMOD (FMI), QUEST (Commission Européenne), etc. Nous avons choisi de nous limiter au modèle de l'OCDE pour l'étude des modèles multi-pays.
[64] Dans les publications sur INTERLINK, l'exemple qui est retenu est celui de la Grande-Bretagne.
[65] Voir la description par Llewellyn *et al.* (1985, chapitre 10).

propre prévision indépendamment de celle du modèle INTERLINK[66]. Les deux prévisions sont ensuite confrontées. Les spécialistes de chaque pays du G7 et les spécialistes de certains domaines (par exemple la fiscalité, les prix énergétiques…) examinent ces prévisions et émettent un jugement. Le modèle tourne à nouveau et les spécialistes des autres pays reçoivent leurs prévisions qu'ils peuvent réviser. La cohérence d'ensemble est ensuite vérifiée. En cas de divergences marquées, les prévisions sont modifiées suite à des discussions entre les prévisionnistes jusqu'à ce qu'il y ait convergence. Les prévisions sont ensuite présentées lors d'une réunion interne où chaque économiste ayant participé à l'élaboration des prévisions peut donner son avis, ce qui peut parfois donner lieu à une modification des prévisions. Quatre semaines se sont écoulées depuis le début des étapes préparatoires. Deux semaines après la réunion interne, les prévisions sont présentées à des experts nommés par les pays membres de l'OCDE, puis du Comité de politique économique qui réunit des représentants des ministères de l'économie et des banques centrales des pays membres. Après une éventuelle ultime révision, les prévisions sont publiées dans *Perspectives économiques de l'OCDE*. Compte tenu des révisions successives, ce sont en tout six à sept jeux de prévisions qui sont produits.

2 LES PRÉVISIONS ISSUES DES MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES : DES PERFORMANCES DÉCEVANTES

La section précédente nous a permis de voir que la modélisation de l'économie française avait donné lieu à la construction d'une grande quantité de modèles. Même si la plupart d'entre eux ont été abandonnés, la prévision économique reste majoritairement issue de modèles macroéconométriques. Cette deuxième section va nous permettre d'évaluer la qualité de ces prévisions. Après avoir présenté les différentes méthodes mobilisées, nous nous pencherons sur les prévisions de deux organismes économiques de premier plan : l'OCDE et l'INSEE.

2.1 Les méthodes d'évaluation de la qualité d'une prévision[67]

Nous distinguerons les instruments de mesure qualitatifs des instruments de mesure quantitatifs.

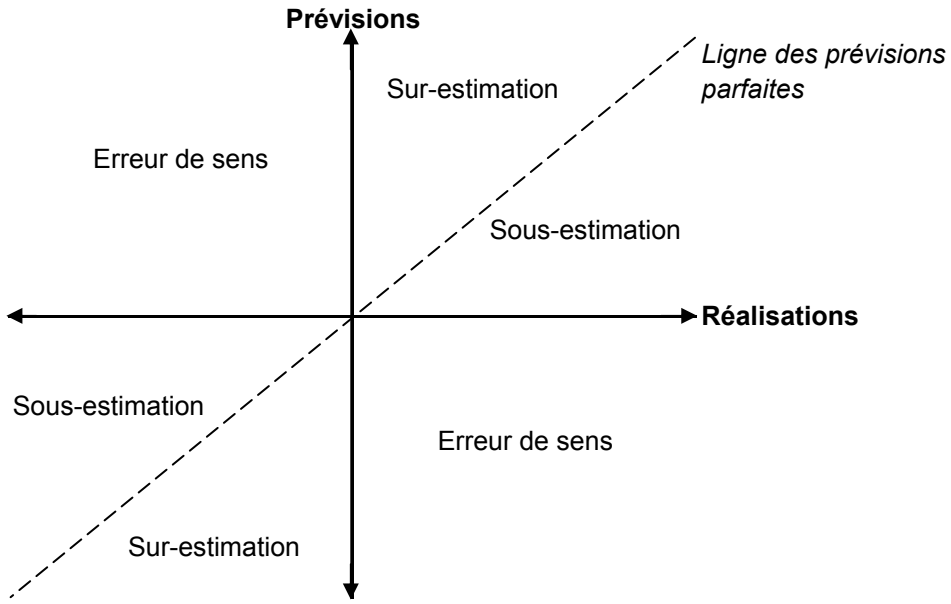
[66] Le modèle tourne alors une première fois. On parle de "climate run".
[67] Pour un bilan récent de la littérature sur ce sujet, on pourra se reporter à Wallis (1989), Ash *et al.* (1990), Stekler (1991) ou Fildes et Stekler (2002).

2.1.1 Les instruments de mesure qualitatifs

Il s'agit essentiellement de détecter une éventuelle sous-estimation ou surestimation systématique des prévisions ou encore de prévoir les points de retournements de la conjoncture comme l'entrée dans une récession par exemple.

Theil (1966, 21-26) propose un diagramme dit de "prévisions-réalisations". Il s'agit de porter sur un graphique les couples prévisions-réalisations et de déterminer les cas de sous-estimation, de surestimation et les erreurs de sens[68] (graphique 1).

GRAPHIQUE 1



On peut également effectuer le "test des séquences" ("run test") en repérant si les successions d'erreurs de prévision de même signe (positives ou négatives) sont fréquentes ou pas (Pons, 1999). Si les erreurs de prévision ne comportent pas de biais, les séquences positives et les séquences négatives doivent alterner[69].

Pour les points de retournement, on peut regarder combien ont été correctement prédits et combien ne l'ont pas été. C'est l'objet des tests directionnels. On peut par exemple construire deux mesures DP et DR avec $DP = P_t - R_{t-1}$ et $DR = R_t - R_{t-1}$ où R désigne la valeur réalisée

[68] Nous reprenons là le vocable de Goyeau (1985).
[69] Il existe d'autres tests du même type comme, par exemple, celui fondé sur la statistique de von Neuman (voir Pons, 1999).

et P la valeur prédite. Il suffit alors de compter les cas dans lesquels DP>0 et DR>0 (1), DP>0 et DR$\leq$0 (2), DP$\leq$0 et DR>0 (3), et DP$\leq$0 et DR$\leq$0 (4). Le pourcentage de sens corrects est la somme de (1) et de (4) rapportée au total (voir, entre autres, Koutsogeorgopoulou, 2000). Dans le cas de prévision dynamique, on utilise plutôt $DP' = P_t - P_{t-1}$ au lieu de $DP = P_t - R_{t-1}$ (Carnot et Tissot, 2002). Dans les deux cas, un test d'indépendance fondé sur la loi du Chi-deux peut être effectué pour déterminer si le nombre de points de retournement prédits est significativement proche du nombre de points de retournement réalisés. Cette approche a été critiquée car il est difficile de caractériser avec précision un point de retournement. En effet, par exemple, lorsque, après plusieurs fortes baisses, on a une très faible hausse et que le modèle prédit une très faible baisse, le modèle doit-il être jugé comme mauvais ? De plus, dans le cas des modèles économétriques où la prévision fait spécifiquement appel à des techniques stochastiques, comment distinguer un point de retournement d'un choc ponctuel ? Par ailleurs, le comptage des points de retournement ne dit rien sur l'ampleur de l'erreur de prévision.

2.1.2 Les instruments de mesure quantitatifs

Les instruments de mesure quantitatifs permettent d'évaluer l'ampleur de l'erreur de prévision. Les deux mesures les plus utilisées sont l'erreur absolue moyenne[70] et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne[71] :

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|P_t - R_t\right|$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|P_t - R_t\right|^2}$$

La RMSE donne plus de poids aux erreurs fortes. Or, c'est précisément celles que le prévisionniste cherche à éviter.

[70] Soit "Mean Absolute Error" en anglais. Dans la littérature, on trouve également l'expression "Average Absolute Forecasting Error" (entre autres). Dans ce qui suit, nous conserverons l'acronyme MAE pour désigner l'erreur absolue moyenne.

[71] "Root Mean Square Error" ou "Mean Root Square Error" en anglais. L'erreur quadratique moyenne est appelée "Mean Square Error". Dans ce qui suit, nous conserverons l'acronyme RMSE pour désigner la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne.

Les deux formules ci-dessus sont des cas particuliers de $\left[\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|P_t - R_t\right|^k\right]^{\frac{1}{k}}$ où la MAE est obtenue avec k=1 et la RMSE avec k=2. Il n'y a pas de règle absolue permettant de savoir quelle valeur de k retenir et, selon Sims (1967), des valeurs inférieures ou égales à 2 ne donnent pas des "résultats fondamentalement différents" (Sims, 1967, 226). La MAE est cependant plus facilement interprétable et plus lisible pour les non-spécialistes (Makridakis *et al.*, 1998, 43).

Par ailleurs, on rencontre également "l'erreur relative" ou "pourcentage d'erreur" définie comme :

$$PE_t = \left(\frac{R_t - P_t}{R_t}\right) \times 100$$

A partir de cette erreur relative, une moyenne et une moyenne absolue peuvent être également calculées.

Theil (1966) a proposé une RMSE standardisée baptisée "coefficient d'inégalité"[72] :

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n}\sum\left(P_t - R_t\right)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n}\sum R_t^2}}$$

Ce coefficient est compris entre 0 et 1, 0 indiquant une prévision parfaite et 1 indiquant une parfaite inadéquation entre prévisions et réalisations.

Theil (1966) montre également que le coefficient d'inégalité peut être décomposée en trois éléments et ce, de deux manières différentes. Nous présentons ici la décomposition retenue par Granger et Newbold (1973). Elevé au carré, le numérateur peut s'écrire :

$$\frac{1}{n}\sum\left(P_t - R_t\right)^2 = \left(\overline{P} - \overline{R}\right)^2 + \left(\sigma_P - r_{P,R} \cdot \sigma_R\right)^2 + \left(1 - r_{P,R}^2\right) \cdot \sigma_R$$

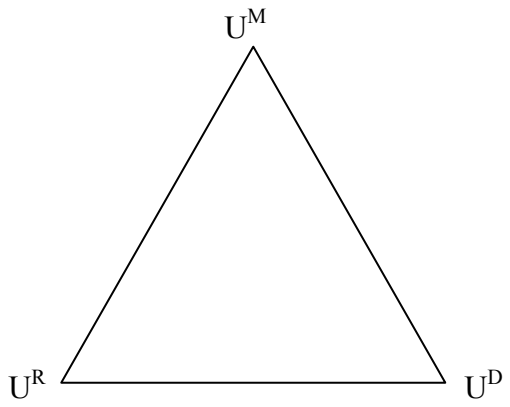
[72] Il s'agit là de la version la plus récente. Un autre coefficient d'inégalité est présenté dans Theil (1958).

où $\overline{P}, \sigma_P, \overline{R}, \sigma_R$ sont respectivement la moyenne et l'écart type des valeurs prédites et réalisées et $r_{P,R}$ le coefficient de corrélation entre les deux séries. On peut alors définir trois "proportions d'inégalité" :

$$U^M = \frac{\left(\overline{P} - \overline{R}\right)^2}{\frac{1}{n}\sum\left(P_i - R_i\right)^2} \qquad U^R = \frac{\left(\sigma_P - r_{P,R} \cdot \sigma_R\right)^2}{\frac{1}{n}\sum\left(P_i - R_i\right)^2} \qquad U^D = \frac{\left(1 - r_{P,R}^2\right) \cdot \sigma_R}{\frac{1}{n}\sum\left(P_i - R_i\right)^2}$$

U^M, U^R, U^D désignent respectivement la proportion de biais, la proportion de régression et la proportion de résidu. Selon les valeurs prises par ces trois termes, on peut identifier la répartition des erreurs de prévision. La proportion de biais est la proportion de l'erreur de prévision résultant d'une sous-estimation ou d'une surestimation systématique. La proportion de régression est la proportion de l'erreur de prévision consécutive à une erreur systématique sur les fluctuations. La proportion de résidu est la proportion de l'erreur de prévision qui reste aléatoire. Par construction, on a : $U^M + U^R + U^D = 1$. Theil (1966, 32) montre que la répartition souhaitable est $U^M = U^R = 0$ et $U^D = 1$. Une représentation possible est alors la suivante (Theil, 1966, 62) :

GRAPHIQUE 2



Par exemple, si $U^D = U^R = 0$ et $U^M = 1$, alors le point est situé au sommet U^M [73]. Le coefficient d'inégalité est tombé en désuétude ; il n'est aujourd'hui pratiquement plus utilisé.

[73] Le graphique se lit de la manière suivante. Soit un point à l'intérieur du triangle. On peut tracer une droite parallèle à chacun des côtés passant par ce point. Par exemple, il y aura une droite parallèle au segment $\left[U^R ; U^D\right]$. On peut

La MAE et la RMSE sont toujours utilisées mais elles souffrent de plusieurs limites. La première concerne l'absence de référence (Wallis, 1989) : quand peut-on dire que la MAE ou la RMSE est élevée ? Plusieurs pistes ont été proposées comme la comparaison avec des prévisions issues d'autres modèles économétriques[74], comparaison avec des prévisions émanant de techniques statistiques de type ARIMA ou VAR ou encore comparaison avec les prévisions d'un modèle "naïf" (par exemple prendre comme valeur prédite la valeur passée la plus récente). Une deuxième limite est l'absence de prise en compte de la variance de l'erreur de prévision (Fair, 1980, Jenkins, 1982). Par ailleurs, ces deux indicateurs ne sont pas invariants aux transformations de la variable prédite (Clements et Hendry, 1993), ce qui peut poser des problèmes de comparabilité des modèles.

Depuis la fin des années 1990, l'exploration de l'incertitude de la prévision a fait l'objet d'une attention grandissante. Et pour cause : pouvoir mesurer l'incertitude d'une prévision est une spécificité que possède l'économètre relativement aux prévisions fondées sur l'intuition ou l'expérience. En effet, avec les fondements théoriques et l'évaluation statistique, la mesure de l'incertitude est l'une des trois caractéristiques qui différencie la prévision issue d'un modèle économétrique (structurel ou pas) des autres méthodes. C'est peut-être ce critère en particulier qui distingue la prévision scientifique de la prophétie. Hormis le calcul de l'erreur absolue moyenne ou d'un autre indicateur de même type (RMSE, écart type de prévision…), la mesure de l'incertitude entourant la prévision passe principalement par la construction d'intervalles de confiance et la caractérisation de la "densité de prévision"[75].

L'intervalle de confiance d'une prévision spécifie deux valeurs encadrant la prévision ainsi que la probabilité que la valeur réalisée soit effectivement comprise entre ces deux valeurs. La probabilité peut être fixe et dans ce cas, on dira par exemple "il y a 95 chances sur 100 pour que la valeur réalisée soit comprise entre a et b". On peut aussi fixer les bornes et déterminer la probabilité associée. Par exemple, "la probabilité que la valeur réalisée soit supérieure à 50 est de p chances sur 100". Il y a plusieurs méthodes pour construire un intervalle de confiance. La plus simple consiste à multiplier la RMSE par la statistique de Student correspondant au niveau de

---

montrer que la hauteur du triangle, normalisée à 1, moins la distance entre le sommet U^M et cette droite est égale à la proportion U^M.

[74] A notre connaissance, le premier article à comparer des modèles économétriques sur la base de leurs prévisions est Stekler (1968). L'auteur compare six modèles trimestriels américains avec des prévisions *ex ante* et des U calculés sur les simulations historiques. Les années 1970 verront se succédée les études comparant divers modèles, essentiellement sur la base de la MAE, sans que rien de vraiment nouveau ne voie le jour. L'entreprise de comparaison de modèles est rendue difficile par le fait qu'un modèle peut faire mieux que les autres sur une variable et moins bien que les autres sur toutes les autres variables.

[75] Pour une présentation des intervalles de confiance, on pourra se reporter à Christoffersen (1998) et pour la densité de prévision à Tay et Wallis (2000).

confiance souhaité pour un nombre de degrés de liberté donné (Makridakis *et al.*, 1998, 52)[76]. La borne inférieure de l'intervalle est obtenue en retranchant le résultat de ce calcul à la prévision et la borne supérieure en l'ajoutant. Selon certains auteurs, ce n'est pas la RMSE qui doit être retenue mais l'écart type de l'erreur de prévision qui est en quelque sorte un écart type résiduel corrigé (Bourbonnais, 2000, 78-79)[77].

Une densité de prévision est exprimée à l'aide d'une distribution de probabilité : "la valeur réalisée est normalement distribuée autour d'une valeur prédite de *c* avec un écart type de *d*". La densité de prévision offre donc une description complète de l'incertitude entourant une prévision et donc, de fait, une description plus complète que l'intervalle de confiance. Par exemple, lorsqu'un intervalle de confiance à 95 % indique une prévision comprise entre *a* et *b*, on sait que les 5 % restant se répartissent en deçà de *a* et au delà de *b* mais on ne sait pas exactement comment. La densité de prévision permet de connaître la totalité de la répartition.

Theil (1966) proposait en outre de corriger la prévision en utilisant des coefficients d'ajustement estimés à partir de la relation suivante :

$$R_t = \alpha + \beta P_t + \varepsilon_t$$

Mincer et Zarnowitz (1969) présentent ce test comme un "test d'absence de biais" ou "test d'efficience"[78] car si $\alpha = 0$ et $\beta = 1$, la prévision est identique à la réalisation, aux aléas près[79]. Granger et Newbold (1977, 284) font remarquer qu'il s'agit d'une condition nécessaire d'efficience mais pas suffisante car il faut que les résidus ne soient pas auto-corrélés. Par ailleurs, il a récemment été montré que réalisations et prévisions pouvaient être co-intégrées, ce qui nécessite une correction (Pain, 1994).

Plusieurs outils sont donc à la disposition des prévisionnistes pour évaluer la qualité de leur travail. Souvent complémentaires, ils offrent une information précieuse tant qualitative que quantitative sur la précision des prévisions.

---

[76] Ainsi, pour un grand nombre d'observations, la valeur de la statistique pour un niveau de confiance de 95 % est de 1,960. Le nombre de degrés de liberté est égal au nombre d'observations moins le nombre de régresseurs hors constante.

[77] A noter que de nombreux auteurs s'affranchissent de cette correction. Il est vrai que l'écart type résiduel est donné par défaut par la plupart des logiciels d'économétrie et que le calcul de l'écart type de l'erreur de prévision nécessite transpositions, produits et inversions de matrices…

[78] On trouve également l'expression "test de rationalité".

[79] On note aussi que, en liaison avec la décomposition de Theil présentée précédemment, pour $\alpha = 0$, $\overline{P} = \overline{R}$ donc U^M=0, et que pour $\beta = 1$, $\sigma_F = r_{P,R} \cdot \sigma_R$ donc U^D=0. Voir Theil (1966, 34) pour la démonstration.

2.2 La croissance du PIB selon l'OCDE et l'INSEE : des prévisions médiocres

Comparer les différents modèles sur la base de la qualité des prévisions qu'ils ont générées est un exercice périlleux. En effet, les publications concernant les erreurs des modèles sont bien souvent opaques et l'on ne possède que très peu d'information sur ce que recouvre vraiment l'erreur du modèle. L'erreur reportée est-elle l'erreur quadratique moyenne ? L'erreur absolue moyenne ? Cette erreur renvoie-t-elle à des prévisions en niveau ? En taux de croissance ? L'erreur est-elle obtenue en simulation statique ou en simulation dynamique ? Etc.

Nous avons choisi de nous concentrer sur la croissance du PIB qui peut être considérée comme LA variable macroéconomique stratégique. En tous cas, c'est la plus médiatisée.

Dans les premières études ayant pour objet d'évaluer les prévisions de la croissance du PIB dans le cas français, il s'agit surtout de comparer les performances d'un modèle à celles des autres modèles. A la suite de Borowski *et al.* (1991), les études examinent un panel d'organismes produisant des prévisions pour des horizons différents. Ainsi, Bouthevillain (1993) étudie les prévisions du BIPE, de la CEE, du COE, de la Direction de la Prévision, de L'Expansion, du FMI, de l'IPECODE, de l'OCDE et de l'OFCE pour des horizons allant de un à sept mois[80]. La RMSE moyenne pour la prévision annuelle de la croissance du PIB français sur la période 1970-1990 pour un horizon de cinq mois[81] est de 1,37. Une RMSE équivalente (1,39) est trouvée sur la période 1985-1993 (Bouthevillain et Mathis, 1995a).

Considérant que ces études, aussi précises soient elles, sont limitées (prévisions de la croissance annuelle seulement) et qu'une actualisation semble nécessaire, nous avons choisi de procéder à de nouvelles évaluations de la qualité des prévisions de la croissance du PIB français. Notre choix concernant les prévisions à évaluer a été dicté par deux considérations principales. D'une part, il nous paraissait évidemment nécessaire de posséder des prévisions détaillées (trimestrielles ou semestrielles) et sur une période suffisamment longue pour obtenir des résultats exploitables. D'autre part, il était intéressant de posséder les prévisions émanant d'un organisme national et d'un organisme international, notamment pour lever la suspicion d'un biais dans les prévisions de l'organisme national, surtout si celui-ci appartient à l'administration. Selon une autre distinction, il eut également été intéressant d'avoir un organisme public et un organisme privé. Cela n'a pas été possible. Nous reviendrons sur ce point dans la conclusion de cette sous-section. Notre choix s'est donc porté sur l'INSEE et l'OCDE car ces deux organismes répondaient le

[80] Ces organismes seront présentés ultérieurement.
[81] Ce sont les dernières prévisions pour l'année n publiées en n-1.

mieux au premier critère. Concernant le second critère, l'OCDE a été privilégiée en raison du plus grand nombre de publications sur ses prévisions relativement à d'autres organisations internationales (FMI…). Il est important de noter que les prévisions publiées par l'INSEE et l'OCDE ne sont pas issues de l'utilisation mécanique d'un modèle macroéconométrique. En effet, les prévisions brutes générées par les modèles macroéconométriques utilisés par ces deux organismes sont corrigées par des jugements experts à la lumière d'informations additionnelles non prises en compte dans les modèles[82]. Nous considérons cependant qu'il s'agit de prévisions de modèles macroéconométriques dans le sens où les prévisions publiées se fondent dans une large mesure sur les prévisions brutes.

Bien entendu, la production de prévisions ne se limite pas à l'OCDE et à l'INSEE. Dans son important effort de synthèse au travers de la publication de sa lettre (*Prévisions rapides du GAMA*), le GAMA recense une douzaine d'organismes proposant des prévisions[83]. De même, plus d'une vingtaine d'institutions ou entreprises participent aux prévisions de croissance du PIB français dans la revue *Consensus*[84]. Cependant, soit les prévisions de ces institutions ne sont pas issues de modèles macroéconométriques (cas notamment des banques dont les prévisions émanent d'indicateurs conjoncturels), soit la trop courte période de disponibilité des prévisions ne permet pas une analyse rétrospective détaillée. C'est pour cela que ces organismes n'ont pas été considérés ici.

Nous verrons donc successivement le cas de l'OCDE et de l'INSEE.

2.2.1 Les prévisions de croissance du PIB de l'OCDE

Depuis le milieu des années 1960, l'Organisation pour la Coopération et le Développement Économique propose des prévisions semestrielles et annuelles pour plusieurs variables macroéconomiques clés. Depuis 1967, ces prévisions sont publiées deux fois par an, en juin et en décembre[85], dans la revue *Perspectives économiques de l'OCDE*.

On commencera par présenter un bilan des études ayant pour objet d'évaluer la qualité des prévisions de l'OCDE, puis on proposera de nouvelles évaluations.

---

[82] Nous reviendrons sur ce point ultérieurement.

[83] L'INSEE, le GAMA, l'OFCE, la Caisse des Dépôts et Consignations, la Banque de France, le Crédit Lyonnais, le Crédit Agricole, la Société Générale, Morgan Stanley, BNP-Paribas, Euler-SFAC et le CCF. A noter que le panel fluctue dans le temps.

[84] Publiée mensuellement depuis 1993, cette revue donne les prévisions des principales variables macroéconomiques des grands pays. Fin 2003, on trouvait dans le panel, outre les organismes cités précédemment, le BIPE, le COE, l'Expansion, le Rexecode ou encore Total (entre autres). A noter que la revue propose également la moyenne arithmétique des prévisions. Cette prévision est surnommée "le consensus".

[85] En juillet au lieu de juin jusqu'en 1984.

2.2.1.1 La qualité des prévisions de l'OCDE : un bilan des études précédentes

A notre connaissance, la première étude à avoir évalué la capacité prédictive de l'OCDE est celle de Smyth (1983)[86]. L'auteur calcule les divers indicateurs d'évaluation que nous avons présentés précédemment pour les prévisions annuelles de la croissance du PNB pour la période 1968-1979[87]. L'erreur absolue moyenne est égale à 1,71 point pour l'ensemble des pays de l'OCDE, et à 1,10 pour la France. La RMSE est respectivement de 2,28 points et 1,45 point.

Sur la période 1966-1982, examinée par Lleweellyn et Arai (1984), l'erreur absolue moyenne est un peu plus faible avec environ 1 point pour l'ensemble de l'OCDE comme pour la France[88].

Holden *et al.* (1987) évaluent les performances de l'OCDE pour 24 pays entre 1976 et 1984 pour huit variables dont la croissance du PIB. Les auteurs calculent la RMSE, le coefficient d'inégalité de Theil et ses trois composantes[89]. Concernant la France, l'OCDE présente un bilan plutôt favorable avec une RMSE de 0,97, soit la deuxième RMSE la plus faible de l'échantillon derrière le Japon.

Ballis (1989) confirme ceci sur la période 1982-1987. La France est le pays pour lequel l'erreur moyenne absolue est la plus faible avec à peine plus d'un demi-point (0,6)[90].

Ash *et al.* (1990) s'intéressent quant à eux aux prévisions semestrielles qu'elles soient à un, deux ou trois pas. Leur étude concerne les pays du G7 sur la période 1978-1987. Selon le critère du coefficient de Theil le plus faible[91], la France arrive à la sixième place pour la prévision à un semestre, à la troisième place pour la prévision à deux semestres et à la deuxième place pour la prévision à trois semestres.

Dans le numéro 53 de *Perspectives économiques de l'OCDE*, l'OCDE effectue une comparaison entre ses prévisions et les valeurs réalisées sur la période 1971-1992 pour les pays du G7. Pour la prévision de la croissance du PIB français à un an, l'erreur moyenne est de seulement -0,2 point mais il s'agit là d'une erreur moyenne et non d'une erreur moyenne absolue.

---

[86] Ces études ayant pour objet de comparer prévisions et réalisations sont appelées "post-mortem".

[87] Les dates de publication de la prévision et de la réalisation sont exposées de manière assez floue. Nous ne les précisons pas ici.

[88] On ne sait pas avec précision quelle est la date de la prévision car les auteurs indiquent que les "valeurs prédites pour l'année n sont extraites du numéro de *Perspectives économique de l'OCDE* de décembre de l'année n-7" (Lleweellyn et Arai, 1984, 79). Il s'agit évidemment d'une faute de frappe, l'OCDE ne publiant pas, à l'époque, de prévisions pour un horizon supérieur à un an. La valeur réalisée est celle du numéro de décembre de l'année n+1.

[89] La prévision pour l'année n publiée en décembre n-1 est confrontée à sa valeur réalisée considérée comme étant la valeur pour l'année n publiée en décembre n+1.

[90] La prévision pour l'année n publiée en décembre n-1 est confrontée à sa valeur réalisée considérée comme étant la valeur pour l'année n publiée en décembre n+1.

[91] La prévision pour le semestre s est confrontée à la valeur publiée pour ce semestre en s+1.

Dans une étude plus récente, Pons (1999) se focalise sur la croissance du PIB pour les pays du G7 sur la période 1968-1995. Il considère cinq séries de prévisions pour l'année n selon l'horizon : prévision publiée en décembre n, juin n, décembre n-1, juin n-1 et décembre n-2. La valeur réalisée est la valeur publiée en juin n+1. Sur la sous-période 1989-1995, les écarts-types des erreurs sont respectivement de 0,58, 0,83, 1,47, 1,99 et 2,01. Avec l'Allemagne, la France est l'un des deux pays du G7 les moins bien prédits alors que, rappelons-le, la France était dans les années 1980 parmi les pays pour lesquels l'OCDE faisait les meilleures prévisions. Pons (1999) présente en outre des intervalles de confiance pour les prévisions de 1996, 1997 et 1998. Dans le cas de la France, ceux-ci apparaissent relativement étendus. Par exemple, pour 1996, la prévision était de 2,6 % et l'intervalle à 95 % [-1,3 ; 6,5].

Sur une période plus courte, 1990-1996, Batchelor (2001) donne une RMSE pour la France de 1,45[92]. Cela met la France dans la moyenne des pays du G7. A noter que, dans cette étude comparative, l'OCDE obtient de meilleures performances que le FMI et Consensus. Cette supériorité est assez nette : la RMSE est de 1,89 pour le FMI et de 1,71 pour Consensus[93].

Koutsogeorgopoulou (2000) évalue deux prévisions pour l'année n : celle publiée en décembre n-1 (prévision de type 1) et celle publiée en juin n (prévision de type 2). La valeur réalisée de référence est celle de juin n+1 pour la première et celle de décembre n+1 pour la seconde. La période d'étude est 1971-1998. Pour la prévision de type 1, la RMSE est de 1,30 et la MAE de 0,90 et pour la prévision de type 2, la RMSE est de 0,89 et la MAE de 0,61. Ces valeurs sont les plus faibles des pays du G7. Lorsqu'on sépare la période en deux, on obtient pour la prévision de type 1 une RMSE de 1,34 et une MAE de 0,87 pour 1971-1989 et une RMSE de 0,87 et une MAE de 0,98 pour 1990-1998. Du point de vue de la MAE, les performances se sont donc dégradées sur la période récente. La France est d'ailleurs le seul pays avec les États-Unis à être dans ce cas de figure. En comparant le sens de l'évolution des prévisions et le sens de l'évolution des valeurs réalisées (voir plus haut), l'auteur indique que le sens des prévisions est correct dans 85 % des cas pour la prévision de type 1 et dans 81 % des cas pour la prévision de type 2.

[92] Prévisions en décembre n-1 pour l'année n et valeur publiée en août n+1 par *Consensus* pour les valeurs réalisées.
[93] A noter toutefois que la prévision du FMI est publiée en octobre n-1 et que celle de *Consensus* est publiée en septembre n-1. Ces deux organismes ont donc un très léger désavantage par rapport à l'OCDE.

2.2.1.2 Une nouvelle évaluation des prévisions semestrielles et annuelles de la croissance du PIB français par l'OCDE (1980-2003)

L'OCDE fournit plusieurs types de prévision de la croissance du PIB.

Les premières sont des prévisions semestrielles. Depuis la publication de la première prévision, en juillet 1967, l'horizon des prévisions a été modifié. Actuellement, la publication du premier semestre de l'année n contient des prévisions pour le semestre en question ainsi que pour les trois semestres suivants. La croissance du PIB réalisée lors des deux derniers semestres est également présentée. La publication du second semestre de l'année n fournit quant à elle des prévisions pour le semestre en question ainsi que pour les quatre semestres suivants. Elle contient en outre la croissance du PIB pour le semestre passé. La croissance du PIB étant exprimée en volume, les années de référence pour les prix (aussi appelées "bases") ont été modifiées au cours du temps. Ainsi, au second semestre 1987, la base 1970 a laissé place à la base 1980. Cette dernière a été remplacée au second semestre 1999 par la base 1995. L'OCDE a récemment changé à nouveau de base et ses prévisions sont désormais établies en base 2000.

L'OCDE fournit également des prévisions annuelles. Alors qu'en 1967, les prévisions n'étaient effectuées que pour l'année en cours, l'OCDE communique aujourd'hui cinq prévisions pour l'année n : au second semestre de l'année n, au premier semestre de l'année n, au second semestre de l'année n-1, au premier semestre de l'année n-1 et au second semestre de l'année n-2.

Enfin, depuis décembre 2003, l'OCDE a abandonné la publication des prévisions semestrielles et fournit des prévisions trimestrielles. En décembre de l'année n-1 comme en juin de l'année n sont publiées les prévisions pour les trois derniers trimestres de l'année n et les quatre trimestres de l'année n+1.

Les annexes 1 et 2 donnent la totalité des prévisions semestrielles et annuelles de l'OCDE pour la croissance française du PIB de 1967 à 2004.

La première question que l'on doit se poser avant de comparer les prévisions aux réalisations est simplement : à quoi comparer ? Plusieurs réponses ont été apportées à cette question sans qu'aucune ne fasse toutefois l'objet d'un consensus. Comme nous l'avons vu précédemment, les prévisions annuelles sont souvent comparées aux données publiées l'année suivante (*i.e.* la prévision de l'année n est comparée au chiffre publié pour l'année n au premier ou au second semestre de l'année n+1). Cependant, ces données sont provisoires et l'on assiste parfois à de petites corrections. Il est donc généralement recommandé de comparer aux données définitives (McNees, 1986). C'est cette dernière option que nous avons retenue[94] pour les

[94] C'est également le choix de Goyeau (1985).

prévisions annuelles en base 1980 et en base 1995. Les données définitives sont issues de la base de données de l'OCDE actuellement mise à la disposition des chercheurs[95]. Pour la base antérieure, 1970, la comparaison a été effectuée avec les derniers chiffres publiés dans la version papier[96]. Pour les prévisions semestrielles, c'est un peu plus compliqué. En effet, l'OCDE ne donne pas de séries semestrielles définitives. Il faut donc les extrapoler à partir des données trimestrielles. Par exemple pour le premier semestre, on fait la somme des valeurs trimestrielles en niveau trimestriel du premier et du deuxième trimestre (S1) et pour le second semestre, on fait la somme des valeurs trimestrielles en niveau trimestriel du troisième et du quatrième trimestre (S2). Grâce à ces deux grandeurs, on peut calculer le taux de croissance semestriel. Cependant, l'OCDE présente ses prévisions semestrielles en taux de croissance "au taux annuel" (ou "annualisées"), c'est-à-dire au taux de croissance annuel si la grandeur continue à croître lors du semestre suivant comme lors du semestre actuel. Dans notre exemple, le taux de croissance semestriel "annualisé" pour le second semestre (s_2) est obtenu de la manière suivante :

$$s_2 = 100 \times \left[\left(\frac{S_2}{S_1} \right)^2 - 1 \right]$$

Pour les prévisions annuelles, nous avons choisi de présenter l'erreur absolue moyenne et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne pour les prévisions de l'année n établies en décembre n-1, juin n-1 et décembre n-2. Les prévisions en décembre n-2 et en juin n-1 pour l'année n ont été publiées pour la première fois en décembre 1987 et en juin 1981 respectivement. Celles publiées en décembre n-1 sont en revanche disponibles depuis décembre 1967. Cependant, n'ayant pu déterminer avec précision l'année où l'OCDE était passée en base 1970, nous avons choisi de démarrer notre étude en 1980 pour les prévisions publiées en décembre n-1[97]. En effet, en 1980, l'OCDE présentait de manière certaine ses prévisions en base 1970. Les résultats sont consignés dans le tableau 1.

[95] Dans un souci de précision, nous avons comparé, pour chaque base, les taux de croissance obtenus à partir des données électroniques aux taux de croissance obtenus à partir des données publiées dans *Perspectives économiques de l'OCDE*. Nous n'avons pas constaté le moindre écart.
[96] L'OCDE ne fournit pas de série électronique du PIB en base 1970.
[97] Avant 1980, la base n'est pas précisée.

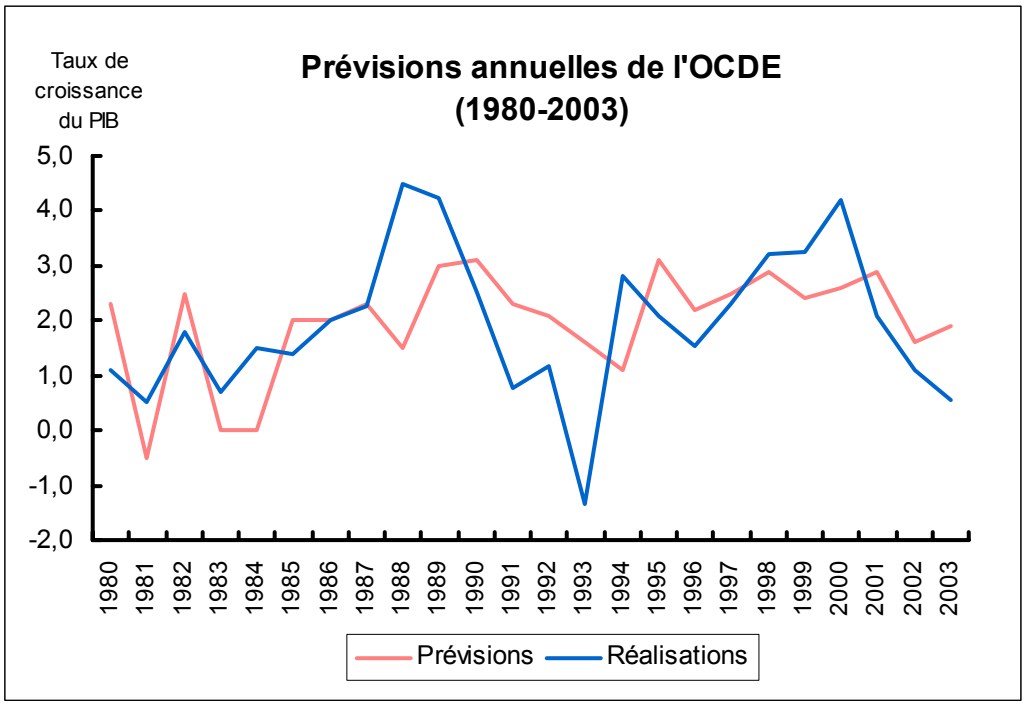
TABLEAU 1

Précision des prévisions annuelles de la croissance du PIB français par l'OCDE

	Décembre n-1 (1980-2003)	Juin n-1 (1982-2003)	Décembre n-2 (1989-2003)
MAE	1,04	1,52	1,36
RMSE	1,28	1,81	1,75

On retrouve les ordres de grandeur des études précédentes avec toutefois une légère dégradation probablement due aux mauvaises prévisions des années récentes. Par ailleurs, l'erreur (MAE ou RMSE) ne croît pas avec l'horizon, ce qui est un peu surprenant compte tenu du fait que, généralement, la qualité des prévisions est d'autant plus mauvaise que l'on se place à un point éloigné de la prévision[98]. Le graphique 3 donne la série des valeurs réalisées pour l'année n et la série des valeurs prédites pour cette même année n en décembre n-1.

GRAPHIQUE 3



Le graphique 3 ne fait apparaître aucun profil particulier de sous-estimation ou de surestimation systématique.

[98] Et cela ne provient pas de notre période d'étude hétérogène dans les horizons. En effet, sur la période commune la plus étendue, 1989-2003, l'erreur absolue moyenne est de 1,08, 1,43 et 1,36 pour les prévisions de décembre n-1, juin n-1 et décembre n-2 respectivement.

Pour les prévisions semestrielles, nous avons choisi de comparer trois prévisions aux valeurs réalisées : pour chaque semestre s, prévisions publiées en s-1, s-2 et s-3. Sur la période la plus étendue possible (1982:2-2003:2)[99], on obtient les erreurs absolues moyennes et les racines carrées de l'erreur quadratique moyenne suivantes[100] :

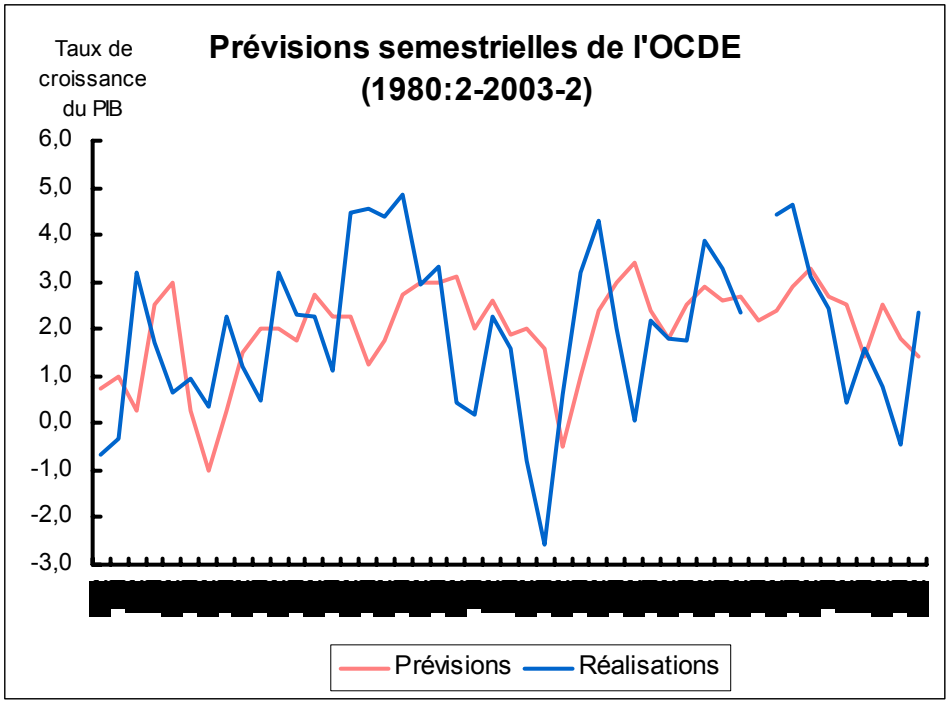
TABLEAU 2

Précision des prévisions semestrielles de la croissance du PIB français par l'OCDE (1982:2-2003:2)

	Semestre s-1	Semestre s-2	Semestre s-3
MAE	1,36	1,51	1,50
RMSE	1,69	1,89	1,88

La MAE apparaît relativement élevée. A titre de comparaison, le taux de croissance semestriel moyen absolu est sur la période de 2,22 %.

GRAPHIQUE 4



[99] L'étude démarre au second semestre 1982 car avant cette date (pour le premier semestre 1982 par exemple), on ne possède pas de prévisions effectuées trois semestres avant. Par ailleurs, l'OCDE a, comme nous l'avons dit, arrêté de publier des prévisions semestrielles en juin 2003. A cette date, on possède donc bien les prévisions pour le second semestre 2003.

[100] Comme précédemment, nous avons tenu compte des changements de base : les prévisions entre 1982:2 et 1987:1, entre 1987:2 et 1999:1 et entre 1999:2 et 2003:2 sont comparées aux valeurs réalisées exprimées en base 1970, 1980 et 1995 respectivement. Par ailleurs, rappelons qu'il s'agit ici de taux de croissance semestriels annualisés. A noter l'absence de données définitives en base 1980 pour le premier trimestre 1999 (donc pour le premier semestre 1999).

Comme dans le cas des prévisions annuelles, aucun profil particulier de sous-estimation ou de surestimation systématique n'apparaît.

2.2.2 Les prévisions de croissance du PIB de l'INSEE

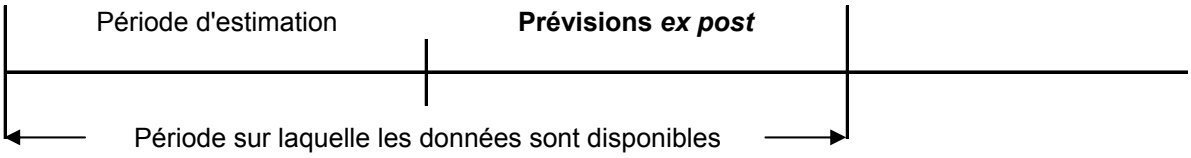
Comme pour la sous-section précédente, un bilan des études publiées sur les prévisions de l'INSEE puis les nouvelles évaluations sont présentés.

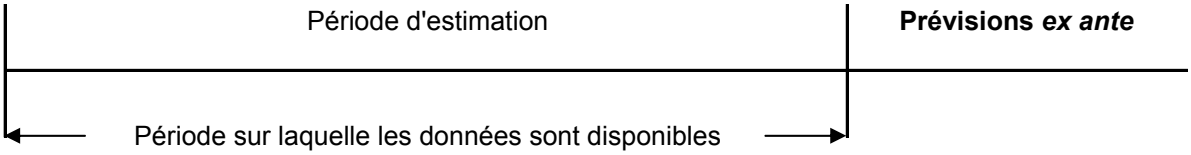
2.2.2.1 La qualité des prévisions de l'INSEE : un bilan des études précédentes

Les prévisions de l'INSEE n'ont, à notre connaissance, jamais fait d'un post-mortem sur longue période. En revanche, on trouve dans la plupart des publications relatives aux modèles utilisés par l'INSEE une évaluation des prévisions issues de ces modèles. Nous avons choisi de présenter ces évaluations pour un modèle annuel, DMS, et un modèle trimestriel, METRIC, ces deux modèles ayant fait l'objet des publications les plus récentes[101].

Avant d'examiner les performances de DMS et de METRIC, attardons-nous sur quelques expressions utilisées dans les publications relatives aux modèles macroéconométriques.

Selon une première distinction, on oppose "prévisions *ex post*" et "prévisions *ex ante*"[102], opposition que l'on peut illustrer par le schéma ci-dessous.





Une prévision *ex ante* est une prévision pour laquelle les valeurs des variables utilisées pour prévoir ne sont pas connues au moment où la prévision est construite. Si ces valeurs sont

[101] La qualité des prévisions des modèles postérieurs (AMADEUS…) n'a fait l'objet, à notre connaissance, d'aucune publication.
[102] Les anglo-saxons distinguent entre "in-sample" et "out-of-sample" (ou parfois "post-sample" ou encore "outside-sample").

connues, on parle de prévisions *ex post*. La date qui permet de distinguer les deux types de prévisions est celle de fin de disponibilité des données. Comme on suppose que le modélisateur utilise la période de disponibilité maximale des données, on parle aussi de "date de construction du modèle". Pour caractériser les valeurs calculées sur la période d'estimation, on parle de "simulation historique". Le tableau 3 présente des exemples chiffrés pour fixer les idées.

TABLEAU 3

Les différents types de prévision

Période pour laquelle les données sont connues	Période utilisée pour l'estimation	Année prévue	Type de prévision
1971-2004	1971-2004	2004	Simulation historique
1971-2004	1971-2003	2004	*ex post*
1971-2004	1971-2004	2005	*ex ante*

La seconde grande distinction temporelle généralement opérée est celle entre "simulation statique" et "simulation dynamique". Dans le premier cas, il s'agit de construire une prévision pour la période suivant immédiatement la période d'estimation. On parle aussi de "prévision à un pas"[103]. Dans le second cas, il s'agit de construire une prévision pour la n-ième période suivant la période d'estimation (avec n>1). Ces prévisions sont parfois qualifiées de "prévision à n pas"[104]. Une prévision dynamique constitue donc un enchaînement de prévisions statiques. Les erreurs commises se cumulent donc d'une période sur l'autre.

On remarque que dans le cas de prévisions dynamiques réalisées avant la date de construction du modèle, on se rapproche des prévisions *ex ante*. En effet, les prévisions conservent bien leur caractère *ex post* car elles sont construites pour une période pour laquelle les vraies valeurs sont connues mais comme elles n'utilisent pas ces vraies valeurs mais les valeurs prédites, elles constituent des prévisions quasi *ex ante*. De même, si les variables utilisées pour prédire sont uniquement des variables retardées, alors les vraies valeurs de ces variables sont connues et les prévisions, si elles sont toujours des prévisions *ex post* car construites pour une date du passé, sont identiques aux prévisions *ex ante* qui auraient été calculées à cette date.

En simulation dynamique *ex post*, l'erreur moyenne absolue de DMS sur la croissance du PIB est d'environ 1 point sur la période 1962-1975 (INSEE, 1980) comme sur la période 1971-1983 (Equipe DMS, 1987). Une simulation dynamique *ex ante* pour les années 1976, 1977 et 1978 montre que la prévision issue du modèle ne s'écarte jamais de plus d'un demi-point de la valeur réalisée pour le PIB (INSEE, 1980).

[103] Traduction de l'anglais "one-step-ahead".
[104] Traduction de l'anglais "n-step-ahead".

Concernant METRIC, les simulations *ex post* sur 1969-1975 font apparaître une RMSE de 1,4 point en dynamique et de 0,7 point en statique pour les prévisions annuelles. Pour la prévision à deux trimestres, la RMSE est de 0,3 point et pour la prévision à quatre trimestres de 0,6 point. Les simulations *ex ante* réalisées pour les quatre trimestres de 1976 aboutissent à une RMSE moyenne de 1,3 point (INSEE, 1977). Sur les graphiques présentés par Artus *et al.* (1981), l'erreur de prévision trimestrielle résultant des simulations dynamiques *ex post* pour 1971-1976 semble élevée. Pour les simulations *ex ante* sur les années 1977 et 1978, l'erreur de prévision trimestrielle moyenne s'élève à 0,8 point.

2.2.2.2 Une nouvelle évaluation des prévisions trimestrielles et semestrielles de la croissance du PIB français par l'INSEE (1990-2003)

Actuellement, les prévisions de l'INSEE sont diffusées par la revue *Note de conjoncture* qui paraît trois fois par an en mars[105], juin[106] et décembre de chaque année depuis le milieu des années 1980[107] et par la revue *Point de conjoncture* qui paraît en octobre de chaque année depuis 1996. Depuis la première publication de *Note de conjoncture*, l'INSEE a toujours proposé des prévisions annuelles et trimestrielles. Elle a en outre proposé des prévisions semestrielles jusqu'en mars 1997.

Comme nous l'avons fait pour l'OCDE, examinons maintenant l'horizon des prévisions. Concernant les prévisions annuelles, l'INSEE ne fournit que des prévisions pour l'année en cours excepté au mois de décembre où elle propose la prévision pour l'année suivante. Cette dernière est présentée en "acquis"[108] à la fin du deuxième trimestre. Donc l'acquis pour l'année n est la croissance en moyenne annuelle qui serait obtenue si le niveau du PIB restait au niveau du deuxième trimestre de l'année n (croissance nulle au troisième et quatrième trimestres). Les prévisions annuelles sont donc fortement contingentes aux prévisions trimestrielles pour le premier et deuxième trimestres.

L'INSEE propose des prévisions trimestrielles pour le PIB total depuis juillet 1990[109]. Les taux de croissance trimestriel sont présentés en "pourcentage de variation par rapport au trimestre précédent". Le tableau 4 donne les horizons des données publiées, réalisées ou prédites. t y désigne le trimestre de la publication.

---

[105] Février jusqu'en 1992.
[106] Juillet jusqu'en 1995.
[107] Excepté en décembre 1995 (pas de publication).
[108] Cette précision est portée à partir de décembre 1993. Avant cette date, rien n'est indiqué. Pour un exemple de calcul, on pourra se reporter à la *Note de conjoncture* de février 1988 (pages 10 et 11).
[109] Avant cette date, les données ne concernaient que le PIB marchand.

TABLEAU 4

Les données trimestrielles de la croissance du PIB publiées par l'INSEE depuis 1990

Revue	Mois de la publication	Réalisations	Prévisions
Note de Conjoncture	Février ou mars	t-1 à t-8*	t à t+1**
Note de Conjoncture	Juin ou juillet	t-1 à t-9	t à t+2
Point de Conjoncture	Octobre	t-1 à t-10	t à t+1
Note de Conjoncture	Décembre	t-1 à t-7	t à t+2

* : excepté avant 1997 : t-1 à t-12, ** : excepté avant 1997 : pas de prévision

Les prévisions semestrielles ont été quant à elles publiées en glissements semestriels jusqu'en juillet 1993 et en moyennes semestrielles entre décembre 1993 et juin 1997, date à laquelle elles ont été abandonnées.

Ces différences dans la présentation des prévisions ne rendent pas la comparaison avec les valeurs réalisées aisée. Seules les prévisions trimestrielles paraissent véritablement exploitables. En effet, leur définition est homogène sur une période suffisamment longue.

Pour chaque trimestre depuis le troisième trimestre 1990, nous avons comparé la première prévision publiée[110] à la valeur définitive fourne par l'INSEE[111]. Bien entendu, comme dans le cas de l'OCDE, nous avons respecté les bases : les prévisions publiées entre le troisième trimestre 1990 et le quatrième trimestre 1998 ont été comparées aux données définitives en base 1980 et les prévisions publiées entre le quatrième trimestre 1990 et le quatrième trimestre 2004[112] ont été comparées aux données définitives en base 1995. Le tableau 5 indique sur l'ensemble de la période étudiée la MAE et la RMSE[113].

TABLEAU 5

Précision des prévisions trimestrielles de la croissance du PIB français par l'INSEE (1990:3-2004:4)

MAE	0,47
RMSE	0,59

[110] L'horizon de cette première prévision est de un à deux trimestres selon les trimestres. Pour les premier et troisième trimestres, la première prévision est effectuée un trimestre avant et pour les deuxième et quatrième trimestres, deux trimestres avant. L'ensemble des prévisions trimestrielles de l'INSEE depuis 1990 sont présentées en annexe (annexe 3).

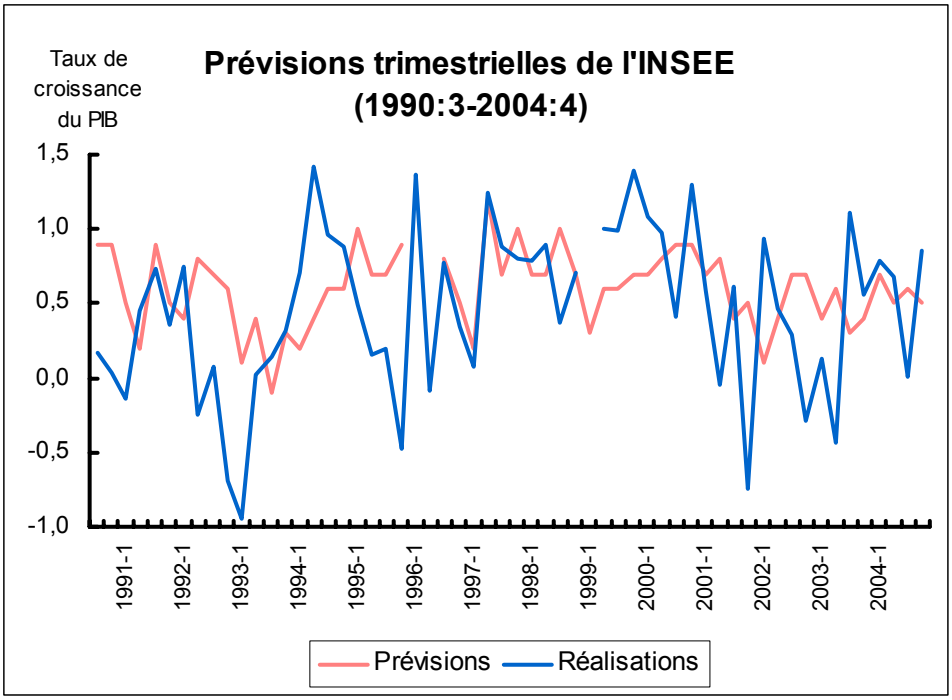
[111] Nous avons retenu comme valeur définitive pour un trimestre particulier les dernières données publiées par l'INSEE pour ce trimestre (environ deux ans après la publication de la première prévision). Nous avons vérifié que ces données correspondaient bien à celles de la base de l'OCDE. A noter que pour 2003 et 2004, il s'agit encore de données provisoires.

[112] Après cette date, les données définitives en base 1995 ne sont pas encore disponibles.

[113] A noter qu'aucune prévision n'a été publiée pour le premier et le second semestres 1996.

La MAE, de l'ordre d'un demi-point, paraît élevée. A titre de comparaison, la croissance trimestrielle moyenne en valeur absolue est, sur la période, de 0,6 %. La série des valeurs prédites et la série des valeurs réalisées figurent sur le graphique 5[114].

GRAPHIQUE 5



On ne note aucun profil particulier de sous-estimation ou de surestimation. Cependant, on remarque que l'INSEE éprouve des difficultés à prévoir les trimestres en récession. En effet, sur les neuf trimestres de la période ayant connu un recul de la production, aucun n'a été correctement prédit. Par ailleurs, le seul trimestre pour lequel l'INSEE avait prédit une récession a en fait connu une légère croissance positive (troisième trimestre de 1993).

Si maintenant on veut avoir une idée relative de la qualité des prévisions en comparant celles de l'OCDE et celles de l'INSEE, il est nécessaire d'obtenir des prévisions homogènes dans leur définition. Comme l'INSEE ne se contente pas de présenter des prévisions en taux de croissance trimestriels mais indique également les niveaux de production correspondants, il est facile de déterminer les niveaux de production semestriels prédits par l'INSEE. Il ne reste plus ensuite qu'à calculer les taux de croissance semestriels annualisés. Compte tenu du rythme des publications, on peut calculer la prévision pour le second semestre de l'année en cours au mois de

[114] A noter l'absence de données définitives en base 1980 pour le premier trimestre 1999.

juillet de chaque année et la prévision pour le premier semestre de l'année suivante en décembre de chaque année. Le tableau 6 donne la MAE et la RMSE obtenues[115].

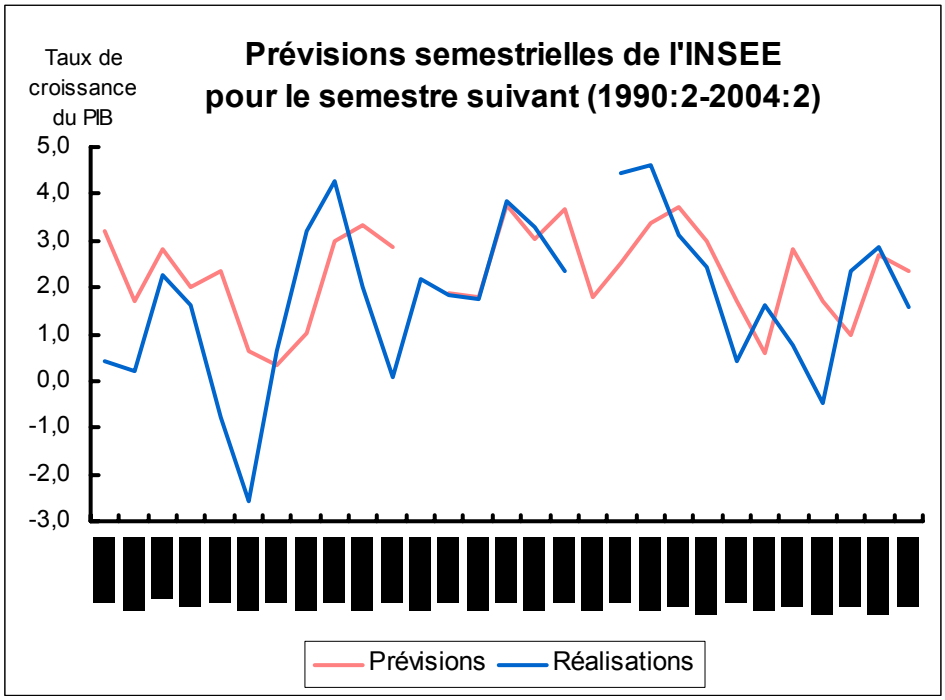
TABLEAU 6

Précision des prévisions semestrielles de la croissance du PIB français par l'INSEE (1990-2004)

	Prévision en décembre n-1 pour le premier semestre n	Prévision en juin n pour le second semestre n
MAE	1,17	1,35
RMSE	1,50	1,66

Les erreurs de prévision semestrielles sont assez élevées ce qui n'est guère surprenant compte tenu des erreurs de prévision trimestrielles qui se cumulent en partie et qui, comme nous l'avons vu, sont, elles aussi, sensibles. La série des valeurs prédites et la série des valeurs réalisées figurent sur le graphique 6.

GRAPHIQUE 6



[115] A noter que les prévisions semestrielles que nous avons calculées sont exprimées en taux annuel pour être directement comparées à celles de l'OCDE. Elles diffèrent donc des prévisions semestrielles fournies par l'INSEE jusqu'en 1997 qui sont, elles, non annualisées. Par ailleurs, la comparaison entre prévision et réalisation n'a pu effectuée pour le premier semestre 1996 (pas de prévisions publiées en décembre 1995) et pour le premier semestre 1999 (absence de données définitives en base 1980 pour le premier trimestre 1999).

Comme dans le cas des prévisions trimestrielles, nous n'observons pas de sous-estimation ou de surestimation systématique.

Le tableau 7 reprend le précédent en indiquant cette fois-ci la précision des prévisions semestrielles de l'OCDE[116].

TABLEAU 7

Comparaison de la précision des prévisions semestrielles de l'INSEE et de l'OCDE (1990-2003)

	Prévision en décembre n-1 pour le premier semestre n		Prévision en juin n pour le second semestre n	
	INSEE	OCDE	INSEE	OCDE
MAE	1,26	1,39	1,39	1,46
RMSE	1,56	1,80	1,71	1,76

La précision de l'INSEE et la précision de l'OCDE sont équivalentes même si on peut noter une légère supériorité de l'organisme français.

Avant de conclure cette deuxième section, penchons-nous à titre d'information sur les prévisions officielles. Il s'agit de prévisions annuelles qui émanent du ministère de l'Économie et des Finances et qui sont publiées en septembre de chaque année pour l'année suivante. Le tableau 8 donne la MAE et la RMSE sur la période 1980-2003, c'est-à-dire sur une période identique à celle de l'OCDE (voir ci-dessus) pour les prévisions les plus proches[117].

TABLEAU 8

Précision des prévisions annuelles officielles de la croissance du PIB français (1980-2003)

	Septembre n-1 pour l'année n
MAE	1,10
RMSE	1,39

La MAE comme la RMSE sont comparables à celles obtenues dans le cas de l'OCDE.

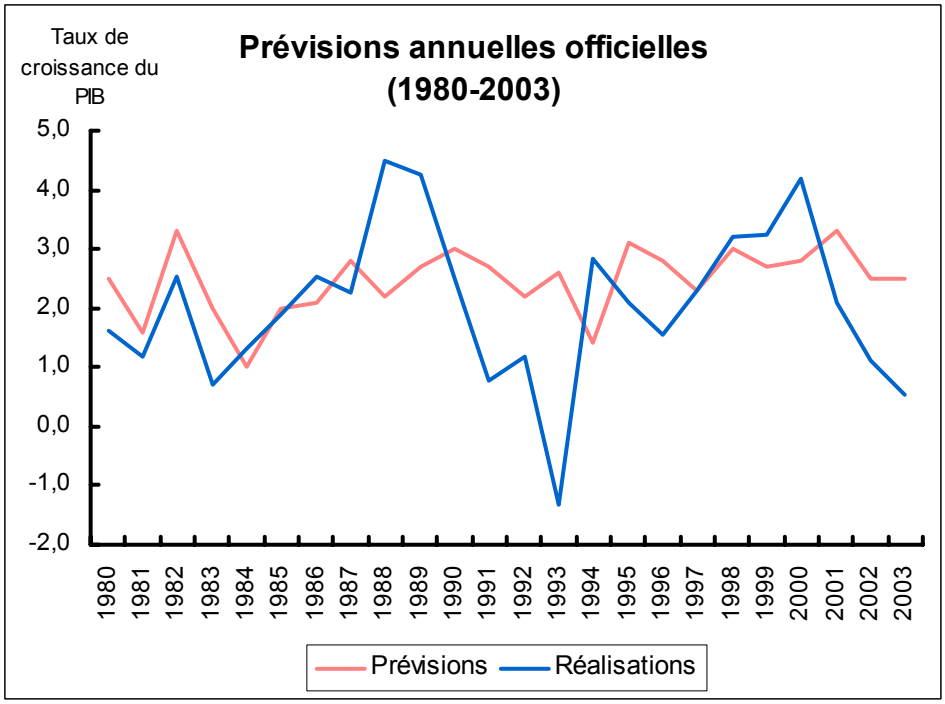
Il est fréquemment avancé que les prévisions officielles du gouvernement sont systématiquement surévaluées par rapport aux prévisions mécaniques issues de modèles (Mansion, 1981, Goyeau, 1985). Cette surévaluation serait la conséquence d'un effet volontariste

[116] La période d'étude a été ajustée pour permettre des comparaisons. En effet, comme nous l'avons mentionné, depuis décembre 2003, l'OCDE ne publie plus de prévisions semestrielles.

[117] On rappelle que l'OCDE publie des prévisions en décembre n-1 pour l'année n. La source est Dubois et Janci (1994) pour la période 1980-1992 et le *Rapport Économique, Social et Financier* pour la période 1993-2003. Bien entendu, comme précédemment, nous avons comparé en tenant compte des changements de base pour les valeurs réalisées. L'ensemble des prévisions officielles sur la période 1972-2005 sont présentées en annexe (annexe 4).

ou effet d'annonce destiné à insuffler une bouffée d'optimisme aux agents. Dans ce cadre-là, la prévision officielle devient même un instrument de politique économique à part entière si elle est intégrée dans la formation de leurs anticipations par les agents privés pour peu qu'elle émane d'un gouvernement crédible (Goyeau, 1985). Comme le montre le graphique 7, une telle surestimation de la croissance par le gouvernement est loin d'être évidente.

GRAPHIQUE 7



La croissance prédite a été supérieure à la croissance réalisée pour 16 des 24 années étudiées, soit à peine plus que dans le cas de l'OCDE (14 années sur 24) et guère plus qu'un pile ou face (12 années sur 24). On note toutefois une surestimation dans les périodes de ralentissement économique (1991-1993, 2001-2003) et une sous-estimation dans les périodes de forte croissance (1988-1989, 1998-2000). Ce profil semble indiquer une variabilité assez faible des prévisions du gouvernement. Cela s'observe assez bien sur le graphique et est confirmé par les écart types : 0,58 pour les prévisions du gouvernement, 1,32 pour les valeurs réalisées.

Par ailleurs, comme nous l'avons mentionné précédemment, il eut été intéressant d'étudier également la précision des prévisions émanant d'organismes privés. En effet, on peut penser que ces prévisions sont moins "politisées" que celles émanant de l'OCDE et surtout de l'INSEE, très proche, par essence, du pouvoir politique. Cependant, aucun organisme privé ne publie des prévisions depuis suffisamment longtemps pour que l'on puisse mener une étude fiable

comparable à celle effectuée plus haut[118]. Par ailleurs, peu d'entre eux utilisent de modèles économétriques dans leur processus de production de prévisions. Enfin, on constate généralement que les organismes privés et surtout les banques se comportent "en suiveur" par rapport à l'INSEE. En effet, leurs prévisions apparaissent grandement influencées par celles de l'organisme public. Le seul organisme n'appartenant pas à la sphère publique qui publie des prévisions issues de modèles économétriques depuis longtemps est le REXECODE[119]. Cependant, comme le gouvernement, et contrairement à l'OCDE ou à l'INSEE, cet organisme ne produit que des prévisions annuelles. La période est par ailleurs raccourcie par le fait que, jusqu'en avril 1993, il ne publiait que des prévisions pour le PIB marchand et non pour le PIB total. A titre d'information, sur la période 1994-2003, la MAE est de 1,04 et la RMSE de 1,14 pour les prévisions pour l'année n effectuées fin n-1[120]. Sur la même période, l'OCDE a une MAE de 0,90 et une RMSE de 1,03. Les prévisions du REXECODE apparaissent donc légèrement moins bonnes.

Donc, au final, les prévisions de l'INSEE et de l'OCDE comme celles émanant de l'État ou de l'institut privé REXECODE sont comparables mais médiocres. Il convient donc de s'interroger sur les origines de cette médiocrité. C'est le propos de la section suivante.

3 ANALYSE DES CAUSES POSSIBLES DES ERREURS DE PRÉVISION

En France, si la qualité des prévisions varie d'un institut à l'autre, aucun ne se distingue vraiment par des performances exceptionnelles. On peut donc penser que les modèles utilisés par ces instituts souffrent d'une limite ou d'une carence commune[121].

Nous avons identifié cinq sources potentielles. La première est l'influence des jugements experts qui affectent les prévisions de deux manières. D'une part, ils interviennent dans le chiffrage des variables exogènes du modèle et d'autre part, ils viennent corrigées les prévisions primaires issues de l'exploitation mécanique du modèle. On peut donc se demander si, en cherchant dans les lacunes des modèles l'explication des prévisions médiocres, on ne fait pas fausse route et si celle-ci n'est pas plutôt à rechercher du côté d'une éventuelle faiblesse de ces jugements experts. La deuxième et troisième sources des erreurs de prévision sont les deux critiques classiques des modèles macroéconométriques : la critique de Sims concernant les

[118] La plupart des organismes privés ont débuté leur production de prévisions vers 1999, lors du passage des Comptes Nationaux en base 1995.
[119] Voir la présentation de cet organisme dans la section suivante.
[120] Source : *Revue de REXECODE*, divers numéros.
[121] Nous reprenons ici la logique de Goyeau (1985).

restrictions trop fortes imposées sur les paramètres des équations des modèles et la critique de Lucas sur l'instabilité des coefficients estimés. Selon une quatrième limite, il semble que certaines avancées économétriques ont largement été ignorées par les modélisateurs et nous pensons que cette négligence renferme peut-être une partie de l'explication des mauvaises prévisions observées. Enfin, si la qualité des prévisions est constamment décevante malgré des mécanismes théoriques et des données différents d'un modèle à l'autre, alors on peut penser que les modèles souffrent d'un problème de structure. Il nous paraissaît donc important d'examiner le traitement des acteurs dans les modèles macroéconométriques et voir comment leur comportement est modélisé. La cinquième sous-section est consacrée à un acteur particulier, l'État, et montre que les facteurs politiques de manière générale sont largement négligés, cette négligence pouvant être à l'origine d'une partie des erreurs de prévision observées.

3.1 L'influence des jugements experts

Les jugements experts interviennent de deux manières différentes dans l'élaboration de la prévision issue de modèles macroéconométriques.

D'une part, comme nous l'avons vu, les modèles économétriques comportent de nombreuses variables exogènes dont les valeurs, inconnues au moment de construire la prévision, doivent faire l'objet d'un chiffrage. C'est là que les jugements experts interviennent. C'est dans ce sens qu'on parle parfois plutôt d'art que de science concernant les modèles de prévisions économétriques. L'erreur de prévision peut donc provenir d'une mauvaise expertise sur les valeurs des variables exogènes (Guillaume et Muet, 1979).

D'autre part, les jugements experts viennent corriger les prévisions issues mécaniquement des modèles économétriques. Cette correction peut modifier la prévision par exemple à la lumière d'événements intervenus entre la production mécanique de la prévision et sa publication.

Dans les deux cas, il faut distinguer l'erreur résultant du modèle lui-même (spécification, estimation…) de l'erreur résultant des jugements experts, ce qui est en pratique très difficile. Des quelques études menées aux États-Unis, aucune conclusion nette ne ressort (McNees, 1975) et la question de savoir si c'est le modèle qui doit être amélioré ou les jugements experts n'est pas tranchée.

3.2 Les restrictions trop fortes imposées sur les paramètres : la critique de Sims

Dans son célèbre article de 1980, Christopher Sims critique la manière dont la théorie économique est utilisée dans les modèles macroéconométriques pour imposer des restrictions sur les paramètres (Sims, 1980). Par exemple, considérer que la variable Y à la période t est expliquée par la seule variable X à la période t-1, c'est supposer que la variable X pour des retards supérieurs (t-2, t-3, etc.) n'est pas pertinente pour expliquer la variable Y ou, ce qui revient au même, que les coefficients pour ces retards sont nuls. Sims (1980) propose donc l'utilisation de modèles moins contraints ; ce sont les modèles VAR (pour Vector Auto-Regressive)[122]. Dans les modèles VAR, chaque variable est expliquée par des termes retardés et des termes retardés des variables explicatives. Par exemple, un modèle VAR à deux retards ou VAR(2) s'écrit[123] :

$$\begin{cases} X_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t-1} + \alpha_2 X_{1t-2} + \alpha_3 X_{2t} + \alpha_4 X_{2t-1} + \alpha_5 X_{2t-2} + \varepsilon_t^0 \\ X_{2t} = \beta_0 + \beta_1 X_{2t-1} + \beta_2 X_{2t-2} + \beta_3 X_{1t} + \beta_4 X_{1t-1} + \beta_5 X_{1t-2} + \varepsilon_t^1 \end{cases}$$

Les modèles VAR sont donc moins avares en théorie que, par exemple, les modèles ARIMA que nous avons vus précédemment puisqu'ils nécessitent la spécification de variables explicatives. C'est pour cela qu'on parle parfois de modèles "multivariés".

Le nombre de retards pertinent, choisi selon les critères de choix de modèles usuels (AIC, SIC…), peut être élevé. Les modèles VAR s'avèrent donc très coûteux en degrés de liberté à cause du nombre important de paramètres à estimer ; nombre de paramètres d'autant plus grand qu'il y a de variables dans le modèle et de retards à prendre en considération. Ainsi, pour un modèle à trois variables et à trois retards, ce sont 36 paramètres qui sont à estimer. Il y a aussi des problèmes de multicolinéarité et de sur-ajustement car certaines variables retardées ne sont pas significatives. D'autres variables sont significatives "par hasard", ce qui détériore la qualité des prévisions. Par ailleurs, le modélisateur n'a aucune marge de manœuvre dans la construction du modèle puisqu'il doit inclure toutes les variables retardées. Enfin, il y a le délicat problème du choix du nombre de retards pertinent inhérent aux modèles autorégressifs. Malgré cela, les

[122] Ces modèles ont été développés au milieu des années 1970 conjointement par Christopher Sims et Robert Litterman.

[123] A noter que, dans les modèles VAR, le résidu est appelé "impulsion" ou "innovation". Il est possible de caractériser une "fonction de réponse impulsionnelle" qui donne la réponse de la variable dépendante à un choc simulé dans les résidus (par exemple, le résidu augmente d'un écart type). Comme le choc se propage d'une période à l'autre, la fonction de réponse impulsionnelle permet de voir l'évolution de ses effets dans le temps et notamment le nombre de périodes nécessaires à leur disparition.

modèles VAR obtiennent des prévisions d'une qualité équivalente à celle des modèles structurels (Lupoletti et Webb, 1986) et sont toujours utilisés de nos jours[124].

Pour résoudre les problèmes de spécification qui se posent aux modèles VAR, deux grandes pistes ont été explorées. Dans la présentation de Sims (1980), les modèles VAR comportent autant d'équations que de variables et un nombre de retards identiques pour chaque variable dans chaque équation. Des auteurs ont alors proposé des modèles "semi-structurels" : le nombre de retards varie d'une variable à l'autre et/ou d'une équation à l'autre. La différence avec les modèles structurels est alors bien mince et ne tient qu'à la présence de variables endogènes retardées. La seconde voie, suggérée par Litterman (1979)[125], est d'inclure des informations *a priori* dans les modèles à la manière des méthodes statistiques bayesiennes. Les modèles BVAR ont vu le jour[126]. Le seul modèle BVAR estimé pour la France est, à notre connaissance, celui de Artis et Zhang (1990). Malheureusement, les auteurs ne proposent pas d'indicateurs comme la MAE ou la RMSE pour l'erreur de prévision.

3.3 L'instabilité intrinsèque des modèles : la critique de Lucas

Selon Lucas (1976), les modèles économétriques sont inutilisables à des fins politiques : "les simulations à partir [de modèles économétriques] ne peuvent pas, en principe, apporter d'information sur les conséquences effectives des politiques économiques alternatives" (Lucas, 1976, 20). Robert Lucas poursuit : "étant donné que la structure d'un modèle économétrique est déterminée à partir des règles de décision optimales des agents et que ces règles de décision optimales varient avec les changements de structures des séries des variables pertinentes pour le décideur, il découle que tout changement dans la politique altèrera systématiquement la structure du modèle économétrique […]. Cela implique que les comparaisons des effets des différentes politiques sur la base des modèles macroéconométriques sont invalides […]. Prévoir les conséquences arbitraires ou non annoncées des décisions politiques […] est hors de portée non seulement des modèles actuels mais aussi des modèles futurs" (Lucas, 1976, 41-42).

---

[124] On rencontre également des modèles proches comme les modèles à "composantes auto-régressives". Par exemple, le PIB est la somme de plusieurs variables chacune expliquée par ses valeurs retardées et les valeurs retardées du PIB (Fair et Shiller, 1990).

[125] Litterman (1979) constitue une réponse au problème posé par Sims (1980). Cette incohérence chronologique provient du fait que Christopher Sims a écrit la première version de son article en 1977. Travaillant ensemble, Robert Litterman a ainsi pu accéder aux travaux de Christopher Sims et répondre aux problèmes soulevés avant leur publication.

[126] Pour "Bayesian Vector Auto-Regressive". Selon la théorie de la décision bayésienne, les individus révisent les probabilités d'événements selon l'information qu'ils reçoivent.

Les agents modifient leur comportement quand la politique économique change. Donc, toute modélisation du comportement doit prendre en compte les changements de politique économique. Le problème est que les modèles économétriques n'en tiennent pas compte de manière adéquate et donc que ces changements altèrent la structure des modèles. Alors que les modèles les supposent structurels, les paramètres de comportement des agents en réaction aux politiques économiques sont instables et sont donc inutilisables pour faire des prévisions. Cette critique, connue sous le nom de "critique de Lucas", a profondément marqué son époque mais force est de constater qu'elle est désormais largement ignorée et que les modèles macroéconométriques sont toujours utilisés de nos jours. Il y a deux principales raisons à cela. D'une part, la critique de Lucas ne semble pas se vérifier dans les données (Favero et Hendry, 1992) et d'autre part, on peut passer outre si les modèles économétriques génèrent des prévisions de bonne qualité (Fair, 1984, 1993). Concernant ce dernier point, Lucas (1976) indique lui-même que sa critique est peu pertinente lorsque le modèle n'est envisagé que comme instrument de prévision et non de simulation et que la prévision des conséquences des mesures politiques reste possible pour peu qu'on la conditionne à une structure particulière.

3.4 Des modèles fondés sur des relations fallacieuses : non-stationnarité et cointégration

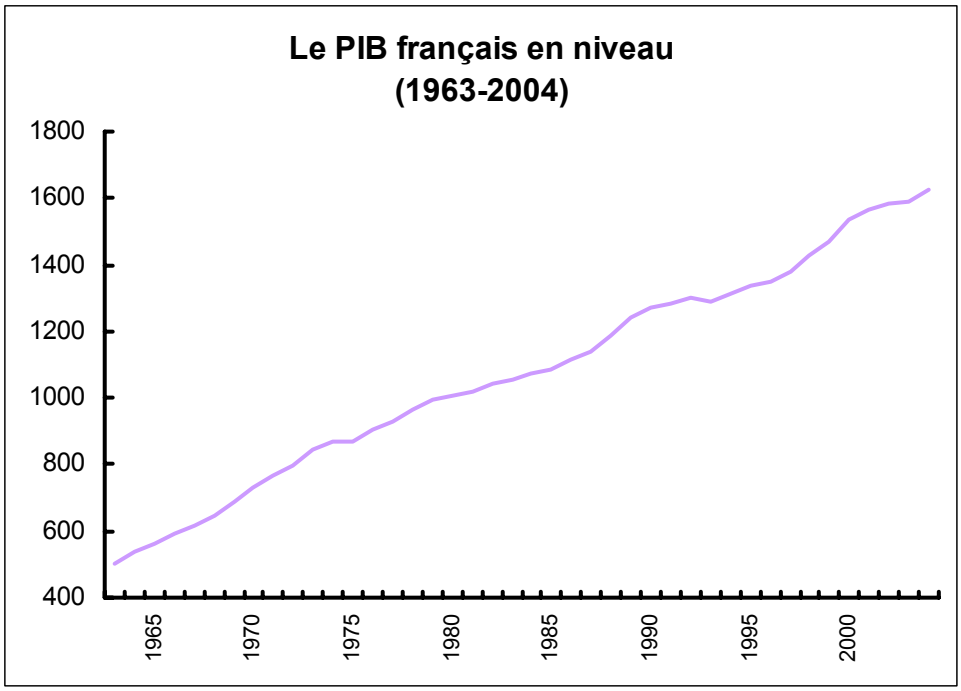
"En 1977, il y avait 37 sosies d'Elvis Presley. En 1993, ils étaient désormais 48000 à travers le monde. Si cette tendance se poursuit, une personne sur trois sera un sosie d'Elvis Presley en 2010".

Charleston Daily Mail, 23 octobre 1997.

Cet exemple amusant montre tout le danger d'extrapoler à partir d'une tendance. Or, la plupart des modèles macroéconométriques que nous avons mentionnés étudient des séries économiques qui, précisément, présentent une tendance (METRIC, DMS, ICARE, COPAIN…). Le problème est que ces séries possèdent des caractéristiques statistiques particulières. Notamment, leur moyenne et leur variance ne sont pas constantes dans le temps. On dit qu'elles sont "non stationnaires". Le graphique 8 présente l'évolution du PIB français en niveau depuis les années 1960[127].

[127] PIB au prix de 2000 en milliards d'euros corrigé par la parité des pouvoirs d'achat. Source : *Perspectives économiques de l'OCDE.*

GRAPHIQUE 8



La série semble effectivement non stationnaire : la moyenne de la série augmente au cours du temps.

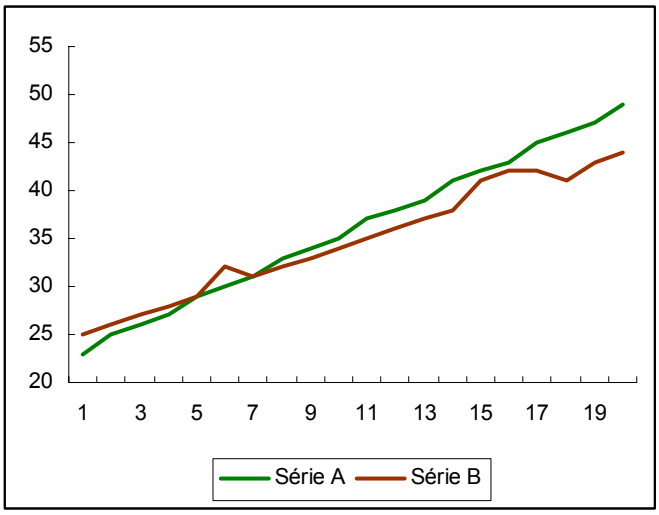
Faire de l'économétrie à partir de séries non stationnaires a des conséquences très importantes. D'une part, la théorie asymptotique usuelle ne s'applique plus. Les écarts types des coefficients estimés, les t de Student et la statistique de Durbin-Watson (entre autres) sont biaisés. D'autre part, l'application des techniques économétriques habituelles peut conduire à des régressions "fallacieuses" (Granger et Newbold, 1974). Dans ce cas, on peut trouver une relation significative entre deux variables en niveau alors qu'il n'y en a pas en taux de croissance. Afin de bien voir cela, considérons les valeurs des deux séries suivantes construites pour l'exemple.

TABLEAU 9

Période	Série A		Série B	
	Niveau	Taux de croissance	Niveau	Taux de croissance
1	23	-	25	-
2	25	8,7	26	4,0
3	26	4,0	27	3,8
4	27	3,8	28	3,7
5	29	7,4	29	3,6
6	30	3,4	32	10,3
7	31	3,3	31	-3,1
8	33	6,5	32	3,2
9	34	3,0	33	3,1
10	35	2,9	34	3,0
11	37	5,7	35	2,9
12	38	2,7	36	2,9
13	39	2,6	37	2,8
14	41	5,1	38	2,7
15	42	2,4	41	7,9
16	43	2,4	42	2,4
17	45	4,7	42	0,0
18	46	2,2	41	-2,4
19	47	2,2	43	4,9
20	49	4,3	44	2,3

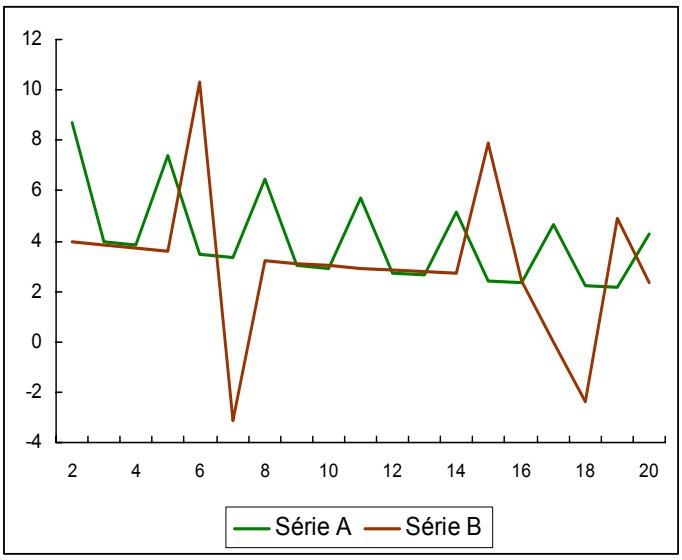
En niveau, comme le montre le graphique 9, elles partagent une même tendance et on peut penser qu'il existe un lien entre elles. En effet, la corrélation est de 99 %.

GRAPHIQUE 9



Cependant, si on transforme les deux séries en calculant les taux de croissance d'une période à l'autre, alors on constate qu'il n'y a quasiment aucun lien, la corrélation étant de seulement 4 %[128].

GRAPHIQUE 10



A la suite de Nelson et Plosser (1982), on considère qu'il existe deux méthodes pour rendre une série stationnaire. Si la série présente une tendance, il faut estimer et retirer cette tendance[129]. On dit que la non-stationnarité est de nature déterministe (processus TS). Si la série ne présente pas de tendance particulière, il faut la différencier une ou plusieurs fois. La non-stationnarité est alors de nature stochastique (processus DS)[130].

Un processus DS est caractérisé par un degré d'intégration positif ou nul (noté d) qui nous renseigne sur le nombre de différenciations nécessaires pour rendre la série étudiée stationnaire. Par exemple, si d est égal à 1, la série doit être différenciée une fois : chaque terme y_t de la série doit être remplacé par $y^* = y_t - y_{t-1}$. On dit que la série est intégrée d'ordre 1 ou que la série est I(1). Si d est égal à 2, la série doit être différenciée deux fois : chaque terme y_t de la série doit être remplacé par $y^* = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$. On dit que la série est intégrée d'ordre 2 ou que la série est I(2). Une série intégrée d'ordre d est notée I(d) : chaque terme y_t de la série doit être remplacé par

[128] Bien entendu, il s'agit ici d'un exemple choisi pour illustrer notre propos. On peut bien évidemment trouver des séries non stationnaires et corrélées en niveau qui sont stationnaires et corrélées en taux de croissance.
[129] Dans tous les cas, introduire une variable indicatrice de tendance (un "trend") ne permettra pas de rendre une série stationnaire même s'il est vrai que cela atténuera la relation fallacieuse.
[130] Les différences entre ces deux types de processus ainsi que les conséquences d'un mauvais choix dans la méthode de stationnarisation sont abordées dans Lardic et Mignon (2002, chapitre 5). Nous ne les reprendrons pas ici.

$y^* = y_t - dy_{t-1} - \frac{d(1-d)}{2!} y_{t-2} - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!} y_{t-3} - \ldots$. Si d est nul, alors la série est stationnaire ; il n'est pas nécessaire de la différencier.

Pour savoir si une série est stationnaire ou pas, on utilise des tests dits "de racine unitaire". Le plus connu et le plus usité est le test de Dickey-Fuller. Nous le présenterons dans la seconde partie de ce travail.

Jusqu'à présent, nous avons supposé que, pour appliquer les techniques économétriques standard, il fallait que les séries utilisées soient stationnaires. Cependant, ce n'est pas toujours le cas. Si deux séries sont intégrées du même ordre différent de 0, alors on peut régresser l'une sur l'autre s'il existe une relation de long terme entre elles. On parle alors de "cointégration" (Engle et Granger, 1987). Le test de cointégration le plus simple consiste à réaliser un test de racine unitaire sur les résidus. En effet, il a été montré que, si les résidus d'une régression impliquant des séries intégrées du même ordre strictement positif sont stationnaires, alors ces séries sont cointégrées. La régression nécessite alors une correction appelée "mécanisme à correction d'erreur"[131].

Pour résumer, soient deux processus DS A et B. Si A et B sont I(0), les deux séries sont stationnaires, on peut effectuer des régressions sans problème. Si les deux séries sont intégrées du même ordre > 0, alors deux cas de figure sont possibles : soit les variables sont liées par une relation d'équilibre de long terme et on utilise alors un modèle à correction d'erreur pour tenir compte de cette relation, soit les variables ne sont pas liées entre elles et la relation détectée est fallacieuse. Les séries doivent être stationnarisées. Enfin, si l'ordre d'intégration est différent[132], on parle de régressions non équilibrées et les estimations obtenues "n'ont pas de sens" ("meaningless"). En effet, la composante déterministe qui est contenue dans la série non stationnaire n'est pas prise en compte par l'autre variable et se retrouve dans les résidus qui, à leur tour, sont non stationnaires. La ou les séries doivent être stationnarisées.

De nombreux modèles macroéconométriques se sont affranchis de toutes ces considérations. Le retard dans la diffusion des travaux sur la stationnarité en France n'explique pas tout. Un modèle comme DMS 4, estimé à la fin des années 1980, n'a, de ce point de vue là, aucune excuse. Bien entendu, comme le petit exemple avec nos séries A et B l'a montré, travailler sur des séries non stationnaires possède un avantage indéniable : les corrélations présentées sont très élevées avec de nombreux R^2 ajustés égaux à 0,99 (comme dans METRIC ou DMS par exemple). Cela donne l'illusion d'un pouvoir explicatif quasi parfait et rend par là-même les modèles plus "vendeurs" aux yeux des décideurs publics. Cependant, le danger de prévoir à partir

[131] Traduction de "Error Correction Mechanism". L'expression de "modèle à correction d'erreur" est également souvent employée.
[132] Par exemple si A est I(0) et B I(1) ou si A est I(1) et B I(2).

des séries non stationnaires est réel et ce risque couru par les modélisateurs explique sans doute en partie la mauvaise qualité des prévisions. Il faut cependant se garder de jeter le bébé de la prévision française avec l'eau du bain de la stationnarité. Des modèles récents comme METRICX, e-mod.fr ou MASCOTTE prennent en compte la cointégration et utilisent des mécanismes à correction d'erreurs.

3.5 L'absence de prise en compte des facteurs politiques

Les limites précédentes sont essentiellement d'ordre pratique ou technique. Cependant, on ne peut écarter la possibilité d'une source des erreurs de prévision plus profonde tenant à la structure même des modèles.

Cette source peut être à rechercher du côté de certaines faiblesses théoriques des modèles présentés précédemment, faiblesses dont l'identification dépasse de beaucoup le cadre du présent travail. On peut également envisager que le comportement d'un des acteurs du modèle soit négligé.

Afin de vérifier cela, nous avons examiné dans le détail les modèles macroéconométriques construits pour la France.

Comme nous l'avons vu, les modèles comportent de nombreuses variables exogènes. Celles-ci peuvent être classées en trois catégories principales : variables démographiques, variables décrivant l'environnement international et variables décrivant le comportement de l'État. Il apparaît donc que ce dernier est le seul acteur domestique dont le comportement fait l'objet d'un traitement exogène.

De manière plus précise, on constate que les grandes variables de commande à la disposition de l'État sont déterminées hors modèle. C'est notamment le cas, dans la plupart des modèles macroéconométriques que nous avons été amené à consulter, des dépenses publiques (DECA, STAR, MESANGE, FIFI, OFCE trimestriel…). Il en va généralement de même pour des variables comme le SMIC, les salaires et les effectifs de la fonction publique. Par ailleurs, si le bloc fiscal et les opérations de transferts sont souvent très développés comme dans STAR où ils représentent plus du quart des équations économétriques (11 équations sur 43), la modélisation est souvent rudimentaire. Par exemple, dans MESANGE, les variables de recettes fiscales (IR, CSG, IS, TVA, TIPP et cotisations sociales) sont calculées à partir de taux d'imposition apparents qui sont exogènes. De même, dans DMS (dont 168 équations concernent les administrations), la consommation civile ne dépend que des effectifs de l'administration et ceux-ci sont exogènes.

Encore, dans FIFI, les salaires versés par les administrations sont endogènes mais ils sont le produit de deux variables exogènes (effectif et taux de salaire moyen).

Cependant, on peut noter quelques efforts. Par exemple, AMADEUS offrait une option de rééquilibrage automatique des comptes de la Sécurité Sociale (par exemple, hausse des prélèvements en cas de déficit), ce qui revient à prendre en compte de manière indirecte la contrainte budgétaire de l'État. Plus important, le modèle MOGLI a été le premier à viser à décrire de manière endogène le comportement de l'État. Le budget de l'État, son solde financier, mais aussi les salaires versés par l'État et ses effectifs salariés étaient endogènes. Par exemple, les dépenses de l'État dépendaient de son comportement contracyclique et de la situation des finances publiques. Cependant, les variables de comportement de l'État endogénéisées étaient expliquées par des facteurs exclusivement économiques. Les contraintes politiques, de nature électorale ou idéologique, n'étaient pas prises en compte. Enfin, deux modèles, PROTEE et le modèle de l'université de Poitiers, ont eu pour objet d'endogénéiser le comportement de l'État en utilisant à la fois des variables économiques et des variables politiques. Ces modèles feront l'objet d'une attention particulière et seront détaillés dans la seconde partie du présent travail.

Malgré ces dernières avancées, il apparaît donc que le comportement d'un des acteurs centraux du jeu économique, l'État, est négligé. L'État, présent physiquement, est absent intellectuellement. En effet, s'il est bien présent au travers d'un compte, ses actions sont, dans une large mesure, considérées comme exogènes.

Comme le note Courbis (1995), un traitement exogène de l'État ne pose pas de problème si la finalité du modèle est une utilisation à des fins de simulation (impact d'une décision émanant de l'État sur l'économie). En revanche, si l'objectif n'est pas de simuler les conséquences d'une politique donnée, mais de prévoir l'évolution d'une politique et ses conséquences sur l'économie, alors il en va tout autrement. En effet, comme nous l'avons vu, le chiffrage des variables exogènes, et donc des variables de commande de l'État, constitue un exercice périlleux et la moindre faute entraîne inévitablement des erreurs dans la prévision des variables expliquées par ces variables exogènes. Endogénéiser le comportement de l'État permettrait de réduire la part subjective dans l'évaluation des variables exogènes et donc d'améliorer la prévision. Cette idée n'est pas nouvelle et on peut la faire remonter aux travaux de Daniel Goyeau au milieu des années 1980. Vingt ans plus tard, force est de constater que sa prescription est restée lettre morte.

On peut même aller plus loin en avançant que la non-prise en compte de variables possiblement pertinentes est source de biais dans les estimations. Et cela vaut pour les modèles de l'administration comme pour les modèles hors-administration. Comment, le mois précédant une échéance électorale nationale, un modèle quel qu'il soit peut-il prévoir la conjoncture

économique sans connaître la couleur politique de la future majorité ? Ce questionnement de bon sens montre tout l'intérêt d'endogénéiser le comportement de l'État, que ce soit pour évaluer avec précision les valeurs des variables jusque là considérées comme exogènes ou pour déterminer et inclure des variables politiques nouvelles dans les estimations.

Par ailleurs, si les changements de régimes de politique économique qui sont, selon la critique de Lucas que nous avons vue, à l'origine de l'instabilité des modèles macroéconométriques, passent par des modifications des variables exogènes, alors endogénéiser le comportement de l'État doit permettre de répondre en partie à cette critique.

Ce souhait de voir le comportement de l'État pris en compte dans les modèles de prévision n'est pas récent. Dès les premiers travaux français sur la conjoncture économique, dans les années 1940, l'absence de prise en compte des facteurs politiques était considérée comme l'une des causes ultimes des écarts constatés entre le modèle théorique et les données (Vincent, 1943). Vincent (1947, 291) suggérait donc d'inclure dans le modèle "les interventions de l'État qui s'enchâssent régulièrement dans la trame des phénomènes économiques spontanés". Une vingtaine d'années plus tard, les concepteurs de FIFI arrivaient au même constat tout en reconnaissant la difficulté d'une telle entreprise : "si l'on peut admettre que la notion de comportement […] est applicable [à l'État], son expression dans un modèle risque d'être caricaturale […]. L'ensemble des règles de décision que l'État peut adopter […] ne peut donc pas être connu à l'avance avec précision comme l'exigerait la formalisation […]" (Aglietta et Courbis, 1969, 58-59). Enfin, il y a à peine dix ans, Raymond Courbis, père du premier modèle de moyen terme (FIFI), donnait une feuille de route aux modélisateurs macroéconomiques : "la modélisation du comportement de l'État, la description des opinions publiques et la détermination endogène des votes apparaissent en définitive comme une voie de recherches souhaitable" (Courbis, 1995, 69). La prise en compte du comportement de l'État doit permettre selon lui la construction de "véritables prévisions au lieu de se contenter, comme trop souvent aujourd'hui, de l'élaboration de simples scénarios et de prévisions conditionnelles" (Courbis, 1995, 70). Pourtant, rien n'a été fait, du moins rien de plus que les tentatives désespérées de quelques chercheurs au milieu des années 1980 que nous avons déjà évoquées.

Aubin *et al.* (1985, 27) indiquaient : "le concept d'État endogène est […] la pièce manquante du puzzle, du jeu de construction des modèles macroéconomiques". Mais, selon nous, elle n'est pas la seule. L'État n'est pas le seul acteur du jeu politique et économique à être négligé. En effet, dans une démocratie comme la nôtre, l'État représente des électeurs et agit en fonction de leurs souhaits, réagit au soutien politique qu'ils lui apportent. On ne peut pas envisager l'État sans ceux qui légitiment son action. Or, hormis les deux modèles cités précédemment (PROTEE et le

modèle de Poitiers), aucun modèle macroéconométrique ne prend en compte le comportement des électeurs. Au final, ce sont donc les comportements des deux principaux agents qui sont escamotés.

Conclusion du chapitre 1

Les modèles de l'économie française sont nombreux et offrent une grande diversité.

Tout d'abord, nous trouvons des modèles de périodicités différentes. Après avoir été les premiers développés, les modèles annuels ont, à notre connaissance, aujourd'hui disparu. L'avènement de METRIC a systématisé le recours à des modèles trimestriels qui restent privilégiés de nos jours même si des modèles mensuels ont également vu le jour. Ces derniers ont toutefois pris leur distance avec le cadre de la Comptabilité Nationale et reposent essentiellement sur des indicateurs avancés. Si, comme nous l'avons vu, la conciliation du court terme (budgets économiques) et du long terme (Plan) a été le défi des années 1970[133], la conciliation des modèles trimestriels et des modèles annuels (et même mensuels, trimestriels et annuels) a constitué le défi des années 1990.

Ensuite, les modèles que nous avons vus reposent sur des logiques théoriques différentes : keynésienne ou néo-keynésienne pour ZOGOL, DECA, METRIC, DMS, OFCE ou AMADEUS, économies concurrencées pour FIFI et MOGLI, néo-cambridgienne pour STAR, monétariste pour le premier modèle trimestriel de la Banque de France. Aujourd'hui, la quasi-totalité des modèles est d'inspiration néo-keynésienne. A court terme, la demande détermine le niveau de production dans un contexte de rigidité des prix.

Nous avons également dégagé quelques grandes tendances comme la réduction du nombre d'équations. On peut également mentionner une diminution considérable du nombre de contributions scientifiques sur les modèles. Plusieurs explications peuvent être avancées à ce dernier phénomène comme la maturité qu'auraient atteinte les modèles, ce qui freinerait leur développement, mais aussi un certain culte du secret rendu nécessaire par la concurrence exacerbée entre les modèles.

De l'évaluation de la qualité des prévisions issues de ces modèles macroéconométriques, il ressort que la prévision économique n'est pas victime d'un mauvais procès et que les déceptions qu'elle suscite sont fondées. Les prévisions du PIB par des organismes parmi les plus renommés comme l'INSEE ou l'OCDE font apparaître des erreurs significatives : environ 1 point pour les

[133] Il faut mentionner ici l'opération OPTIMIX qui consistait, à partir du modèle DECA, à déterminer les moyens à mettre en œuvre pour atteindre la projection du modèle FIFI (Deleau *et al.*, 1973a,b). A noter que, dans cette procédure, on parlait de "formalisation des objectifs de l'État" mais ce sont des objectifs exclusivement économiques (croissance du PIB, chômage…). L'État reste un planificateur bienveillant.

prévisions annuelles de croissance d'une année sur l'autre, entre 1,2 et 1,5 point pour la croissance semestrielle annualisée et 0,5 point pour la croissance trimestrielle d'un trimestre sur l'autre. Bien entendu, ces chiffres, même s'ils résultent d'une analyse rigoureuse, sont destinés surtout à fixer les idées. Il est possible que d'autres organismes non étudiés ici puissent obtenir des performances meilleures sur une période donnée plus courte. Cependant, sur longue période, il semble que les erreurs commises soit du même ordre de grandeur que celles de l'OCDE ou de l'INSEE.

Les défaillances chroniques en matière de prévision tout comme la relative obscurité entourant le fonctionnement des modèles ont suscité la méfiance des décideurs publics[134]. Ces derniers ont par ailleurs été déroutés par la multiplication des modèles et des prévisions qui rendait toute prise de décision délicate. Ces arguments expliquent peut-être pourquoi aujourd'hui les modèles macroéconométriques bénéficient d'une écoute moins importante.

Plusieurs pistes ont été explorées pour expliquer ces piètres performances en matière de prévision. Nous avons évoqué des limites aussi bien d'ordre technique (critique de Sims, critique de Lucas, non-prise en compte de certaines avancées économétriques) que d'ordre pratique (influence des jugements experts). Nous avons vu en outre que les modèles macroéconométriques présentent quasiment tous la même faiblesse majeure : ils négligent le comportement de l'État et, au-delà, l'influence des facteurs politiques. L'État n'est pas absent des modèles mais il n'apparaît que sous la forme d'un compte, celui des administrations. L'État est donc physiquement bien présent. Mais, sauf à de rares exceptions (MOGLI, AMADEUS), il n'a aucune existence intellectuelle. Il n'agit pas. Son comportement est exogène. En particulier, les contraintes politiques auxquelles il fait face n'apparaissent pas.

On peut s'interroger sur les raisons de l'absence d'un traitement approfondi de l'État dans les modèles macroéconométriques. Selon nous, l'une des explications les plus pertinentes réside dans le fondement théorique des modèles. Comme nous l'avons vu, les modèles macroéconométriques sont pour la plupart d'inspiration keynésienne ou néo-keynésienne. A ce titre là, ils reposent implicitement sur l'hypothèse du "dictateur bienveillant"."L'État, conçu comme un *Deus ex machina*, n'a pas d'autre réalité que la recherche désintéressée de l'efficacité, de l'optimalité et des équilibres" (Goyeau, 1985, 188). Cependant, depuis une trentaine d'années, la théorie du comportement de l'État s'est considérablement développée et il a été montré analytiquement comme empiriquement que l'État avait ses objectifs propres parfois éloignés de ceux de la société.

---

[134] Comme le notent Deleau et Malgrange (1978), le second aspect aurait une importance mineure si les prévisions étaient de très bonne qualité.

Il est intéressant de voir comment les grands organismes économiques ont justifié les erreurs de prévision commises. De manière générale, on constate que des insuffisances dans la modélisation sont rarement avancées pour expliquer ces erreurs. Par exemple, les erreurs de prévision "notablement plus élevées" du modèle DMS pour la croissance du PIB en 1974 et 1975[135], n'ont pas été expliquées par l'occurrence du premier choc pétrolier, que d'aucuns considèrent pourtant aujourd'hui comme prévisible, mais par la mauvaise qualité des données en base 1962 (Guillaume et Muet, 1979). De même, la récession de 1993, qu'aucun modèle n'avait prédite, est expliquée par des erreurs dans la prévision de la demande internationale et de la demande domestique (Bouthevillain et Mathis, 1995b). D'éventuels facteurs politiques comme l'usure du pouvoir de la gauche et le changement de majorité intervenu cette année-là ne sont jamais cités. En revanche, certains modèles reconnaissent s'être fait surprendre par la politique de relance menée par la gauche entre 1981 et 1983. Ainsi, la croissance de la consommation des ménages sous-estimée en 1981 et 1982 par le modèle OFCE annuel est due à "la non-prise en compte de l'augmentation supplémentaire des prestations sociales qui résulte du plan de relance" (Fonteneau, 1983, 71-72). De même, concernant DMS, "les revirements de la politique économique française de 1981 à 1983 sont à l'origine des principales erreurs de prévision concernant l'économie française" (Chantereau *et al.*, 1987, 23).

Les réponses apportées à ces échecs ont été multiples. Dans les années 1970 et 1980, le réflexe a été d'augmenter la taille du modèle ce qui a eu pour effet de multiplier les variables exogènes ce qui, en vertu de ce que nous avons dit précédemment, n'a fait qu'accroître les risques d'erreur. Actuellement, la tendance semble être à une plus grande attention portée aux problèmes économétriques et au recours à des techniques plus élaborées. Cependant, les facteurs politiques sont toujours occultés et ce, malgré des développements récents importants, tant sur le plan théorique que sur le plan empirique. C'est à ces développements que le chapitre suivant est consacré.

[135] 0,8 point en 1974 et 2,0 points en 1975.

Chapitre 2 : Le comportement des acteurs du jeu politico-économique : bilan des avancées théoriques et empiriques récentes

Longtemps, l'économie politique a été assimilée à la Science Économique elle-même. Pour s'en convaincre, il suffit de se reporter, sans même les ouvrir, aux ouvrages classiques : *Des principes de l'économie politique et de l'impôt* de David Ricardo, *Eléments d'économie politique pure* de Léon Walras, *Cours d'économie politique* de Vilfredo Pareto, etc. Peu à peu, l'expression "économie politique" a disparu, sans doute parce qu'elle confinait au pléonasme. Jusqu'au début des années 1970, c'est l'âge d'or du "dictateur bienveillant" qui mène une politique optimale résultant de la maximisation sous contraintes imposées par le système économique d'une fonction de bien-être social reflétant les préférences de la société.

Ce qui différencie la démocratie des autres types de régimes politiques, c'est la possibilité qu'ont les citoyens de changer de gouvernants, ces derniers pouvant être chassés du pouvoir s'ils ne satisfont pas les attentes économiques de leurs électeurs. Le soutien politique dépend donc de l'état de l'économie. Cet axe de recherche va sortir la Science Politique, la "science lugubre" selon le mot de Riker (1968, 443), de sa léthargie au milieu du XXème siècle.

Quelques années plus tard, des auteurs compléteront ces analyses en montrant que la forte réaction des électeurs à la conjoncture économique incite les gouvernants à adopter des comportements spécifiques remettant ainsi en cause la vision idyllique d'un État promouvant le seul bien-être social. Initiée par l'école du "Public Choice", cette voie de recherche recueillera une attention croissante et donnera naissance à la "nouvelle économie politique". Alberto Alesina, Torsten Persson et Guido Tabellini en sont les figures de proue actuelles.

Les recherches sur les interactions entre économie et politique constituent aujourd'hui l'un des axes de recherche majeurs en économie. On peut en effet estimer à 1300 le nombre de contributions qui leurs ont été consacrées depuis 1970[136]. Les trois sections qui suivent se proposent d'en faire un bilan. Chacune d'entre elles concerne un acteur particulier du jeu

[136] Ce chiffre résulte d'un compte effectué par nos soins. Il comprend les ouvrages ainsi que les articles publiés ou non. Par ailleurs, il ne concerne que la littérature anglo-saxonne.

économique et politique : électeurs, gouvernants, banque centrale[137]. Pour les deux premiers, après un survol des grandes théories, l'accent sera mis sur les études appliquées au cas français et des faits stylisés seront présentés. Conformément à ce qui a été dit, parce que l'économique influence le politique qui réagit en conséquence, nous verrons successivement le comportement de l'électeur et le comportement des gouvernants. La troisième section est consacrée à la banque centrale, un acteur qui a fait l'objet d'une attention grandissante dans la littérature au cours des deux dernières décennies. Un bilan de ces développements ainsi que des études de cas seront présentés avec le souci de faire le lien avec l'organisation actuelle de la politique monétaire en Europe.

1 LE COMPORTEMENT ÉCONOMIQUE DE L'ÉLECTEUR OU L'INTROUVABLE PARADIGME

De nos jours, aucun politiste ou économiste sérieux ne met en doute l'influence de l'économie sur le politique. En effet, passées les quelques escarmouches économétriques du milieu des années 1970[138], aucune étude récente ne nie le rôle incontournable joué par les variables économiques dans l'explication du soutien politique que celui-ci se traduise par le vote ou par la popularité politique[139]. Mais, s'il est admis que l'économie influence le vote, les modalités de cette influence restent mystérieuses. Cette quête a donné lieu à la publication de très nombreuses contributions. On peut en effet estimer à 800 le nombre d'ouvrages et d'articles publiés sur le sujet, la quasi-totalité postérieurement à 1970. Cette abondante littérature a mis au jour différentes controverses que nous nous proposons de résumer dans la première sous-section. La deuxième sous-section examine les controverses mises en évidence dans la sous-section 1 à la lumière de sondages réalisés parmi l'électorat français. Enfin, la troisième sous-section propose quelques faits stylisés apportant un éclairage nouveau sur le comportement économique de l'électeur en France.

[137] De fait, nous laissons de côté d'autres acteurs qui peuvent possiblement jouer un rôle dans le jeu politico-économique comme la bureaucratie ou les groupes d'intérêt. Ce choix n'a pas de justification particulière si ce n'est la volonté de restreindre l'analyse aux acteurs de premier plan pour mieux en comprendre le comportement.

[138] Chez Stimson (1976), la popularité présidentielle américaine est uniquement fonction du temps et suit un cycle identique quel que soit le Président. Elle est donc indépendante des conditions économiques spécifiques à chaque mandat présidentiel. Pour une autre étude critique célèbre, on se reportera à Arcelus et Meltzer (1975).

[139] Dans cette section, nous laisserons de côté toutes les questions relatives à la participation. Par exemple, le "paradoxe du vote" ne sera pas abordé. Ici, on ne cherche pas à savoir pourquoi les individus participent ou pas mais comment ils se comportent quand ils participent.

1.1 Le comportement économique de l'électeur : un demi-siècle de controverses[140]

Après avoir vu les travaux pionniers et la caractérisation d'un premier type de comportement (le vote rétrospectif, paragraphe 1), nous examinerons plusieurs de ses limites supposées (paragraphes 3 et 4). Nous nous pencherons ensuite sur un second clivage apparu plus tardivement (vote égotropique *versus* vote sociotropique, paragraphe 5) et nous terminerons par l'exposé de deux caractéristiques supplémentaires du comportement de l'électeur (paragraphe 6).

1.1.1 Les travaux pionniers : Anthony Downs, Vladimir Key et l'émergence du vote rétrospectif

Downs (1957a)[141] constitue la première application systématique des outils de la science économique à la science politique. Selon Anthony Downs, les citoyens agissent rationnellement en politique comme ils agissent rationnellement en économie[142] : "chacun d'entre eux envisage les élections uniquement comme un moyen de sélectionner le gouvernement le plus avantageux pour lui. Chaque citoyen évalue l'utilité qu'il pense que chaque parti lui apporterait s'il était au pouvoir dans le futur. (…) Il vote pour le parti qui lui assurerait le niveau d'utilité le plus élevé. Le premier facteur qui influence son évaluation de la performance future de chaque parti n'est pas les promesses de campagne sur le futur mais sa performance durant la période qui s'achève. (…) Cette procédure lui permet de prendre sa décision sur des faits plutôt que sur des conjectures (…) Le bilan reste l'élément central de son évaluation" (Downs, 1957a, 138). Chez Downs (1957a), le vote a donc clairement une dimension prospective puisque les agents votent pour le candidat censé leur assurer le maximum d'utilité dans le futur. Cependant, pour évaluer la situation future, ils doivent collecter de l'information comme, par exemple, la position des candidats sur des problèmes de société, et, ensuite, traiter cette information en évaluant, par exemple, la capacité des candidats à tenir leurs promesses et les conséquences sur leur bien-être. Le principal problème qui se pose alors à eux est que cette collecte et ce traitement s'avèrent coûteux : coût en temps passé à chercher l'information, à apprendre à la traiter, etc. (Downs,

---

[140] Pour un bilan récent de la littérature sur ce thème, on pourra se reporter à Servais (1997) et à Lewis-Beck et Stegmaier (2000).

[141] Les arguments sont développés extensivement dans Downs (1957b).

[142] Cette hypothèse a été très critiquée par les politistes français (voir, entre autres, Meynaud, 1959, 284-285, Aron, 1962). Ce rejet les a conduit à réfuter toute analyse économique de la vie politique puisque comportement rationnel et analyse économique sont liés. Une étude détaillée du traitement de la rationalité en science politique est en dehors de notre propos. Pour un bilan de la littérature, on pourra se reporter à Green et Shapiro (1995) et Lehingue (1997, 1998).

1957b). Il est alors rationnel, pour l'électeur, de ne pas acquérir de l'information. Selon le célèbre oxymore de Downs (1957a, 139), l'électeur est "rationnellement ignorant"[143]. Face à ce manque d'information, les électeurs peuvent alors se contenter d'un "référendum sur la gestion du sortant" (Lafay, 1995a, 23). Ce type de comportement, dit "rétrospectif", apparaît comme un moyen de "faire des économies" ("cost-cutting element") dans la prise de décision électorale. Les électeurs peuvent aussi utiliser les raccourcis cognitifs ou "files"[144] que constituent les partis politiques, les groupes de pression ou les médias[145]. Le fait que l'électeur ne possède que peu d'information a fait dire à Joseph Schumpeter que lorsque le citoyen se mêle de politique, il "régresse à un niveau inférieur de rendement mental. Il discute et analyse les faits avec une naïveté qu'il qualifierait sans hésiter de puérile si une dialectique analogue lui était opposée dans la sphère de ses intérêts réels. Il redevient un primitif" (Schumpeter, 1942, 394[146]).

Les travaux de Downs (1957a,b) constituent une théorie économique du vote mais pas une théorie de l'économie du vote. En effet, l'économie n'apparaît pas dans la décision de vote sinon indirectement dans l'utilité que les individus retirent des politiques menées par les gouvernants. Par ailleurs, l'analyse d'Anthony Downs est exclusivement théorique. La vérification empirique de sa théorie la plus aboutie est celle de Fiorina (1981). Nous y reviendrons plus loin.

L'autre auteur pionnier incontournable est Vladimir Key. Il partage avec Anthony Downs la vision rétrospective du vote. La différence – et elle est de taille – est que, chez Vladimir Key, le vote n'a aucune dimension prospective.

De manière surprenante, Vladimir Key n'a jamais, au cours de ses nombreuses publications, exposé en détail sa théorie. On trouve uniquement quelques phrases ici et là. Ainsi, dans son ouvrage de 1942, Vladimir Key assimile l'électorat au "Dieu rationnel de la vengeance et de la récompense" (Key, 1942, 568)[147]. Quelques années plus tard, il indique que "les électeurs, dans leur colère, mettent les polissons à la porte" (Key, 1961, 467)[148] et que "si l'opinion publique peut exprimer clairement un désaveu rétrospectif de la performance ou de la politique, elle peut aussi exprimer de la même manière une confirmation ou une ratification de la politique ou performance passée" (Key, 1961, 474). Mais les développements les plus longs sont dans "*The Responsible Electorate*". Pour Vladimir Key, l'électorat se divise principalement en deux : on a d'un

---

143 Voir Aranson (1989) ou Aidt (2000) pour des synthèses récentes sur ce thème.
144 Traduction du terme anglo-saxon "cues".
145 Sur les raccourcis cognitifs, voir Popkin (1991) et plus particulièrement le chapitre 3. Selon lui, "les électeurs qui connaissent leur taux de cholestérol sont plus nombreux que ceux qui connaissent le nom de leurs élus" (Popkin, 1991, 24).
146 La pagination correspond à l'édition française de 1951.
147 La pagination correspond à l'édition de 1964 (cinquième édition).
148 L'expression "mettre les polissons à la porte" ("vote the rascals out") est déjà présente chez Campbell *et al.* (1960, 430).

côté ceux qui "font du surplace" ("standpatters") et de l'autre les "girouettes" ("switchers")[149]. Le premier groupe est composé d'électeurs dont le vote ne varie pas d'une élection à l'autre. En revanche, les électeurs du second groupe changent leur vote d'une élection à l'autre. Selon Vladimir Key, ces électeurs changeants se déterminent "selon leur perception et leur évaluation de la conduite de la politique et de ses performances. Ils aiment ou n'aiment pas la performance du gouvernement" (Key, 1966, 150). Ce bilan n'est pas forcément qu'économique. Il comporte tous les actes et non actes des gouvernants (Key, 1966, 9). Contrairement à une idée très répandue, Vladimir Key n'emploie pas dans cet ouvrage les termes de "punition" ou de "récompense". Il indique simplement en parlant des élections présidentielles américaines de 1948 que le rôle principal de l'électorat est celui "d'un comptable des événements passés, de la performance passée, des actions passés" (Key, 1966, 61)[150].

Selon l'hypothèse de Vladimir Key, l'économie serait le "pied invisible" poussant les gouvernants décevants vers la sortie (Lacy et Grant, 1999, 101). Ce mécanisme de vote rétrospectif[151] est testé pour la première fois par Kramer (1971) : "si la performance du parti sortant est satisfaisante, l'électeur garde le parti sortant alors que si la performance du parti sortant n'est pas satisfaisante, il vote contre" (Kramer, 1971, 134). En reliant variables économiques et vote en faveur du sortant lors des 31 élections à la Chambre des Représentants américaine entre 1896 et 1964, Kramer (1971) valide la théorie de Key et partiellement celle de Downs[152]. A la suite de Kramer (1971), le comportement rétrospectif a été confirmé par de nombreuses études parmi lesquelles Wides (1976)[153] et, plus récemment, Norpoth (1996a,b) et Nickelsburg et Norpoth (2000).

Avant de clore ce paragraphe sur le vote rétrospectif, signalons que celui-ci a reçu un éclairage nouveau avec le développement au cours des années 1980 de la théorie de l'agence. En

---

149 Il y a un troisième groupe composé de nouveaux électeurs n'appartenant encore à aucun des deux premiers groupes. A noter que l'on trouve de très nombreux découpages sur ce modèle (voir, entre autres, Wides, 1976, et Paldam, 1981) : "swing" *versus* "core", "swing" *versus* "committed", etc.

150 On peut noter que même chez Vladimir Key, le vote rétrospectif a une composante prospective puisque, en jugeant une majorité sortante sur la base de ses résultats passés, les électeurs peuvent choisir de la maintenir dans le futur.

151 Voir Kiewiet et Rivers (1984) pour un bilan de la littérature sur le vote rétrospectif.

152 En effet, on notera que chez Kramer (1971) les évaluations des électeurs ont une dimension prospective puisque les variables économiques retenues pour expliquer le vote sont celles de l'année des élections. Or, leurs valeurs exactes ne sont donc pas connues avant le scrutin qui a lieu, aux États-Unis, en novembre. Les électeurs doivent donc utiliser les prévisions diffusées dans la presse et/ou faire leurs propres anticipations.

153 Il s'agit de la première étude économétrique des déterminants économiques du vote sur données individuelles (sondages de 1964, 1968 et 1972). Il semblerait que ce soit en outre la première étude liant une intention de vote aux réponses à un sondage. Par exemple, il est demandé : "Diriez-vous que dans les douze mois qui viennent de s'écouler, votre situation financière s'est améliorée ?". On parle "d'évaluations subjectives" par opposition aux "évaluations objectives" fondées sur des variables économiques comme le taux de chômage ou le taux d'inflation. L'émergence de ces évaluations subjectives est floue. L'explication la plus couramment avancée est qu'en l'absence de connaissance des valeurs objectives de la part des électeurs, les évaluations subjectives correspondraient plus fidèlement à leur perception de la situation économique.

effet, la relation entre les citoyens et leurs représentants peut être envisagée comme une relation principal-agent dans lequel le principal (les citoyens) délègue la conduite de la politique à l'agent (les gouvernants). Le vote rétrospectif constitue alors un mécanisme incitatif permettant au principal de contrôler l'agent *via* les élections (Barro, 1973, Ferejohn, 1986, Beck, 1989, Perrot, 2003). Pour Palmer et Whitten (2002, 66), "l'économie du vote constitue un mécanisme de responsabilisation politique qui oblige les gouvernants à atteindre les objectifs économiques désirés par l'opinion". Ainsi, des gouvernants jugés sur leur bilan lors des consultations électorales sont incités à mener des politiques conformes aux attentes des citoyens. Cependant, Le Borgne et Lockwood (2004) montrent qu'un gouvernant peut être moins incité à produire des efforts en présence d'élections (car il sait qu'il peut les perdre et être chassé du pouvoir) qu'en présence d'un contrat incitatif spécifiant une rémunération. Par ailleurs, le vote rétrospectif a un effet pervers majeur. En effet, un peu à la manière de certains dirigeants d'entreprises qui truquent leurs bilans pour satisfaire investisseurs et actionnaires, les gouvernants soumis au vote rétrospectif peuvent modifier la conjoncture afin de paraître compétents ce qui a pour conséquence, comme nous le verrons plus loin, de déstabiliser l'économie.

1.1.2 Les premières remises en cause du vote rétrospectif : l'asymétrie des jugements et le vote partisan

La première remise en cause du comportement rétrospectif est la théorie "d'asymétrie des jugements" (Bloom et Price, 1975). Le but des deux auteurs est, à l'origine, de réconcilier Kramer (1971) pour qui l'économie a un impact sur le vote et Arcelus et Meltzer (1975) pour qui elle n'en a pas. Bloom et Price (1975) suggèrent que l'économie a un impact "par intermittence" : dans les périodes de prospérité, les variables économiques jouent peu. Elles sont supplantées par les "enjeux saillants" ("salient issues"). Dans les périodes de récession, c'est l'inverse qui se produit. Ils rejoignent en cela Mueller (1970) dont l'unique variable économique expliquant la popularité présidentielle américaine est une variable rendant compte des seuls ralentissements économiques. Le fondement théorique de l'hypothèse de Bloom et Price (1975)[154] relève de la psychologie : les électeurs punissent plus fort qu'ils ne récompensent. On trouve ce phénomène dans les sondages d'opinion où l'on observe généralement que les individus détestent plus fort qu'ils n'aiment (Jordan, 1965). Pour tester leur hypothèse, Bloom et Price (1975) régressent l'évolution du revenu

[154] A noter que cette hypothèse était déjà présente chez Campbell *et al.* (1960, 554-555).

sur le vote en faveur des Républicains sur 37 élections au Congrès entre 1896 et 1970[155]. Alors que la variable économique est significative à 5 % sur l'ensemble de l'échantillon, elle devient significative à 1 % dans les périodes de baisse du revenu (13 élections) et ne l'est plus dans les périodes de hausse du revenu (24 élections)[156]. C'est donc une critique de Kramer (1971) : les partis sont punis en cas de mauvais résultats économiques mais pas récompensés dans le cas contraire. Cet argument a été avancé pour expliquer le résultat des élections présidentielles américaines de 2000 qui ont vu le candidat Démocrate battu malgré l'excellent bilan économique du Président Démocrate sortant. En dehors de ce fait stylisé saillant, l'analyse de Bloom et Price (1975) a été confirmée par d'autres études (Kernell, 1977, Claggett, 1986, Nannestad et Paldam, 1995a) mais aussi remise en cause (Kiewiet, 1983, Fiorina et Shepsle, 1989), Radcliff (1994) arrivant même à la conclusion que les électeurs récompensent mais ne punissent pas. Aujourd'hui, force est de constater que la plupart sinon tous les modèles de vote ou de popularité actuels considèrent l'impact de l'économie comme symétrique. Par ailleurs, la remise en cause initiée par Bloom et Price (1975) peut sembler timide car le comportement des électeurs reste rétrospectif. De plus, à l'instar de Kramer (1971), le rôle éventuel des partis autres que le parti sortant n'est pas pris en compte. Kramer (1971) comme Bloom et Price (1975) supposent que tous les partis sont capables de résoudre les différents problèmes économiques. Au début des années 1980, cette hypothèse est à son tour remise en cause : les électeurs ne puniraient ou récompenseraient pas de la même manière selon le parti au pouvoir.

S'appuyant sur les travaux de Hibbs (1977), Kiewiet (1981, 1983) est le premier à émettre une asymétrie des responsabilités selon la couleur du parti au pouvoir. Avant lui, on considérait que le vote "n'avait pas de couleur" ; il ne s'agissait que d'un référendum sur la politique du sortant (le vote est "incumbency oriented"). Kiewiet (1981) montre que les ménages dont le chef a connu une période de chômage ont tendance à supporter le candidat Démocrate. De même, les personnes qui considèrent que le principal problème économique national est le chômage (respectivement, l'inflation) votent Démocrate (respectivement, Républicain). Le vote est alors "policy oriented". Selon cette conception, les Démocrates seront avantagés dans les périodes de fort chômage et les Républicains dans les périodes de forte inflation car même si le chômage augmente quand le parti Démocrate est au pouvoir par exemple, il est toujours perçu comme le parti le plus à même de lutter contre (Swank 1990, 1993, 1995, 1998). Le tableau 10 indique l'impact d'une baisse du chômage et d'une baisse de l'inflation sur la popularité des différents partis selon la théorie traditionnelle et selon la théorie partisane.

[155] 1912 est exclue. Par ailleurs, les auteurs incluent également une variable d'identification partisane fondée sur le résultat des élections précédentes pour contrôler les effets de long terme sur le vote.

[156] Si on possède trop peu d'observations pour séparer l'échantillon en deux, on peut également introduire les variables économiques avec un ou plusieurs seuils.

TABLEAU 10

Impact d'une baisse du chômage et d'une baisse de l'inflation sur la popularité des différents partis

Modèle	Variable	Parti démocrate		Parti républicain	
		au pouvoir	dans l'opposition	au pouvoir	dans l'opposition
Modèle rétrospectif traditionnel	Chômage	+	-	+	-
	Inflation	+	-	+	-
Modèle rétrospectif partisan	Chômage	-	-	+	+
	Inflation	+	+	-	-

Cette vision des choses peut entraîner des confusions. Par exemple, si les Républicains sont au pouvoir et sont battus dans une période de fort chômage, est-ce une sanction (vote "incumbency oriented") ou une mise au pouvoir des politiciens les plus à même de résoudre ce problème (vote "policy oriented"). Dans le premier cas, ce sont les Républicains qui perdent et dans le second, ce sont les Démocrates qui gagnent. Par ailleurs, le vote partisan implique que chaque parti ait des préférences et des compétences clairement identifiées. Par exemple, on peut supposer que la politique de désinflation pratiquée par la gauche en France dans les années 1980 a quelques peu perturbé les électeurs de gauche comme de droite. Enfin, toujours concernant le vote partisan, Powell et Whitten (1993) ont émis l'hypothèse inverse à celle de Kiewiet (1981). Selon eux, un fort chômage (respectivement, une forte inflation) a un impact négatif sur le soutien politique en faveur des partis de gauche (respectivement, de droite) lorsqu'elle est au pouvoir et un impact positif ou nul lorsqu'elle est dans l'opposition car les électeurs sanctionnent le parti qui ne leur a pas donné satisfaction dans son domaine de compétence. On parle "d'hypothèse de l'objectif prioritaire" par opposition à "hypothèse clientéliste" de Kiewiet (1981). Carlsen (2000) tranche en faveur de la dernière pour l'Australie, le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni.

1.1.3 L'altération du vote rétrospectif : l'influence du contexte institutionnel et du niveau d'information

Nous envisagerons successivement deux limites possibles au vote rétrospectif : un contexte institutionnel trouble et un niveau d'information faible.

1.1.3.1 La question de la responsabilité et l'influence du contexte institutionnel

Déjà Stigler (1973) indiquait qu'il ne fallait pas punir le gouvernement en place pour de mauvaises performances trop tôt et s'interroger d'abord sur sa part de responsabilité. Ainsi, une récession peut être liée à la conjoncture mondiale. Les chocs pétroliers des années 1970 en sont de bons exemples. Hibbing et Alford (1981) montrent que, si les sortants sont bien pénalisés pour de mauvaises performances macroéconomiques, cette punition n'est pas homogène entre les sortants. En effet, les candidats ayant eu plus de deux mandats au Congrès sont plus pénalisés que les autres. Les électeurs punissent donc de manière sélective, excusant les candidats inexpérimentés. Les électeurs peuvent aussi devenir fatalistes et, voyant les gouvernements successifs incapables de résoudre les problèmes de l'inflation et du chômage, ne plus leur en tenir rigueur (Lau et Sears, 1981). D'un autre côté, si l'un de ces deux problèmes est résolu, les électeurs peuvent devenir exigeant concernant l'autre problème puisqu'il apparaît que le gouvernement est au final capable de régler les problèmes macroéconomiques.

L'attribution des responsabilités a reçu un éclairage nouveau récemment avec la prise en compte de plus en plus fine du contexte institutionnel[157]. Ainsi, la présence d'une coalition de partis au gouvernement brouillerait la capacité de jugement des électeurs qui ne seraient plus capables d'attribuer la responsabilité du bilan économique (Downs, 1957b, chapitre 9)[158]. Cette hypothèse de "clarté des responsabilités" expliquerait l'instabilité des modèles explicatifs du vote et de la popularité politique dans l'espace et dans le temps[159]. Dans les pays où l'attribution des responsabilités n'est pas évidente, l'économie joue moins (Lewis-Beck, 1986a, Powell et Whitten, 1993). Les coalitions altèreraient donc l'impact de l'économie sur le résultat des élections. D'un autre côté, en cas de mauvaises performances économiques obtenues par une coalition, plutôt que de voter pour un parti d'opposition, les électeurs peuvent choisir de changer simplement de parti tout en restant dans la coalition (Lewis-Beck, 1986a, Anderson, 1995a, 1995b). Cela permet d'envoyer un signal[160]. Powell et Whitten (1993) ont étudié l'impact des coalitions sur le vote pour

[157] Cette idée est déjà présente chez Lewis-Beck et Eulau (1985, 4) : "l'attribution de la responsabilité apparaît comme une condition clé pour relier doléances économiques et préférences politiques […] nous pouvons escompter des disparités entre pays simplement à cause des différences institutionnelles".

[158] Cette capacité à récompenser ou à sanctionner les sortants est désignée dans la littérature anglo-saxonne par le terme "accountability" qui se traduit par "responsabilité" mais avec l'idée de rendre des comptes.

[159] Sur l'instabilité des fonctions de popularité, voir, entre autres, Paldam (1991a) et Nannestad et Paldam (1994).

[160] Le cas des élections présidentielles de 2002 en France a apporté un démenti à cette hypothèse. En effet, pour signifier au gouvernement que sa politique n'était pas assez à gauche, les électeurs de gauche n'ont pas voté pour le parti le plus à gauche de la coalition (le Parti Communiste) mais ont choisi de porter leurs suffrages vers des partis situés en dehors de la coalition (partis d'extrême-gauche). Un tel vote stratégique a ses limites : encore faut-il veiller à ne pas faire disparaître la coalition…

un panel de 102 élections dans 19 démocraties industrialisées. La variable "nombre de partis dans la coalition sortante" n'est pas significative au seuil de 5 % mais rien n'est dit sur un impact croisé coalition / variable économique. Cependant, la présence de coalitions peut expliquer l'absence de vérification empirique probante du modèle de sanction / récompense pour certains pays comme l'Italie (Bellucci, 1991) ou la Norvège (Sorensen, 1987).

Une autre caractéristique institutionnelle qui rendrait les responsabilités difficiles à attribuer est la possibilité d'un "gouvernement éclaté" ("cohabitation" ou "dual executive", "divided government"[161]). Dans ce cas, la responsabilité devrait être atténuée puisque le gouvernement n'a pas "toutes les cartes en main". Powell et Whitten (1993) ont introduit une variable indicatrice pour rendre compte du fait que, dans les pays ayant deux assemblées, l'une des deux n'est pas du même bord politique que le gouvernement. Cette variable n'est pas significative au seuil de 5 %[162]. Le cas américain a été abordé par Norpoth (2001). L'auteur teste quatre hypothèses. Selon la première, les électeurs refusent de faire la part des responsabilités entre le Président et le Congrès. Dans la deuxième, ils partagent la responsabilité en deux. Enfin, dans la troisième et quatrième hypothèses, ils attribuent la responsabilité au Président ou au Congrès exclusivement. En étudiant deux sondages sortis des urnes réalisés après les élections de 1992 et 1996, Norpoth (2001) montre que les électeurs attribuent toute la responsabilité au Président et donc que le vote rétrospectif n'est pas altéré par la division du pouvoir. D'autres études arrivent à la conclusion opposée selon laquelle les électeurs récompensent ou punissent plus aisément si la responsabilité du gouvernement est complète (Leyden et Borelli, 1994, Lowry *et al.*, 1998). Anderson (1995a) avance que, en France, la cohabitation peut expliquer l'absence d'impact des variables économiques sur la popularité[163].

En dehors des coalitions et des gouvernements éclatés, il existerait une troisième source de responsabilité brouillée : l'existence de différents niveaux de gouvernements (Riba et Diaz, 2002). En effet, les électeurs peuvent choisir de sanctionner le gouvernement national lors d'élections locales (Curtice et Payne, 1991, et pour la France, Lewis-Beck et Jérôme, 1999, et Jérôme et Jérôme-Speziari, 2000)[164].

---

[161] On parle de "gouvernement divisé" lorsqu'aux États-Unis le Président n'est pas du même bord politique que le Congrès.

[162] A noter que Whitten et Palmer (1999) reestiment le modèle de Powell et Whitten (1993) sur un échantillon plus large et que les variables de coalition et de pouvoir partagé sont, cette fois-ci, significatives. Le signe de la variable de coalition est positif indiquant que les électeurs déplacent leur vote à l'intérieur de la coalition. Le nombre de partis dans la coalition gouvernementale accroît les opportunités de support de la majorité au pouvoir. De même, la variable de pouvoir partagé a le signe positif attendu : un pouvoir partagé diffuse la responsabilité et limite ainsi les punitions.

[163] Nous reviendrons sur cette proposition ultérieurement.

[164] On pourra également se reporter à Anderson (1995b, 1995c, 2000), Powell (2000) et Nadeau *et al.* (2002a, 2002b) pour des études récentes confirmant l'impact de la clarté des responsabilités sur le vote.

D'autres caractéristiques du cadre institutionnel perturbent le vote rétrospectif. Des dispositions électorales comme la limite du nombre de mandats peuvent empêcher le candidat sortant de se présenter et par là-même atténuer l'impact du vote rétrospectif (voir Norpoth, 2002, sur le cas des élections présidentielles américaines de 2000).

De même, pour que le vote rétrospectif fonctionne, il faut qu'il y ait en outre une opposition crédible. C'est ce que l'on appelle l'hypothèse de "clarté de l'opposition" (Anderson, 2000, Sanders, 2000, Fraile, 2002). En effet, en l'absence d'alternative politique, il n'est plus utile de juger le gouvernement sortant sur la base de ses performances. Celui-ci est automatiquement reconduit (les électeurs peuvent aussi s'abstenir pour envoyer un signal). Un mauvais gouvernement peut rester au pouvoir simplement parce que l'opposition ne peut pas faire mieux ou, inversement, un bon gouvernement peut en être chassé parce que les électeurs pensent que l'opposition peut faire mieux. Bratton (1994) a montré que de mauvais résultats économiques n'entraînent pas forcément de sanction dans les urnes. Lors des élections présidentielles américaines de 1988, alors que le déficit budgétaire avait très fortement augmenté et que les électeurs s'en préoccupaient, cela n'a pas joué en défaveur des Républicains (qui étaient sortants). Selon l'auteur, les électeurs pensaient, de manière rétrospective, que les Démocrates n'auraient pas fait mieux et, de manière prospective, que, face à un fort déficit, les Républicains restaient les plus à même de le combattre. Donc les électeurs peuvent considérer que le parti au pouvoir a fait tout ce qu'il a pu pour améliorer les choses et que l'opposition n'aurait pas fait mieux. Les gouvernements peuvent aussi convaincre les électeurs de les exonérer des mauvais résultats en rejetant la faute sur le gouvernement précédant ou en attribuant le mauvais bilan à la conjoncture internationale (Fraile, 2002, Riba et Diaz, 2002). De même, les électeurs peuvent ne pas tenir compte des mauvaises performances du gouvernement dans le cas de l'héritage d'une crise, des contraintes internationales ou d'un changement brutal de régime (Stokes, 1996, Maravall et Przeworski, 2001).

Pour terminer, précisons que l'impact des déterminants institutionnels est difficilement testable dans le cadre d'études mono-pays. En effet, cet impact ne peut être mis en évidence que sur une très longue période, très longue période pour laquelle, la plupart du temps, les données manquent. C'est pour cela que le contexte institutionnel est surtout étudié pour un panel de pays (Powell et Whitten, 1993, Anderson, 2000). Cela permet en outre d'expliquer en partie, comme nous l'avons déjà mentionné, les différences observées d'un pays à l'autre dans le soutien politique.

1.1.3.2 La question de la responsabilité et le niveau d'information

Au niveau informationnel, le comportement rétrospectif repose sur un paradoxe. D'une part, il faut que les individus aient une connaissance suffisante du bilan économique pour juger le gouvernement sortant et, d'autre part, comme les individus ont peu d'intérêt à s'informer, on devrait observer qu'ils ne sont pas ou peu informés. Des principales études sur le sujet, il ressort que les individus ont une connaissance limitée de l'état de l'économie. Ainsi, Conover *et al.* (1986) montrent que les américains ont une bien meilleure perception du chômage que de l'inflation. Cependant, s'ils n'ont qu'une connaissance limitée du taux de chômage, ils évaluent correctement sa tendance (Conover *et al.*, 1986, 584). Par ailleurs, les agents répondent lentement aux changements dans le taux d'inflation et très rapidement aux changements dans le taux de chômage (Conover *et al.*, 1986, 585). D'après un sondage réalisé en 1992 auprès de 600 Américains sur les valeurs du taux d'inflation et du taux de chômage, Holbrook et Garand (1996) montrent que, si l'effectif maximum se trouve bien dans la bonne fourchette quelle que soit la variable considérée, les pourcentages d'individus donnant la bonne fourchette sont modérés : 43,4 % pour le chômage et 39,3 % pour l'inflation (Holbrook et Garant, 1996, 360)[165]. Si on regarde les effectifs totaux, les pourcentages tombent à 28,4 % et 16,9 % respectivement (Holbrook et Garand, 1996, 362). De même, Blendon *et al.* (1997) montrent que seulement 16 % des Américains évaluent correctement l'évolution de l'inflation sur les cinq années passées. Ils sont 37 % pour l'emploi. Par ailleurs, seuls 11 % d'entre eux ont donné le taux de chômage actuel à 0,5 point près. Pour le taux d'inflation, ils sont 15 % (selon un sondage réalisé en 1996 auprès d'un échantillon de 1500 individus environ). Paldam et Nannestad (2000) étudient la connaissance des Danois en matière d'économie au début des années 1990. Il ressort que 50 % d'entre eux environ connaissent le nombre de chômeurs mais que seulement 25 % ont une perception correcte de l'inflation. Au total, selon les auteurs, "les connaisseurs en matière de chômage et d'inflation" représentent 15,8 % de leur échantillon tandis que "les ignorants en matière de chômage et d'inflation" représentent 42,0 % (le reste se partage entre les connaisseurs / ignorants de l'une ou l'autre des variables macroéconomiques). Une autre méthode est de comparer le sentiment des sondés sur l'évolution passée des grandeurs macroéconomiques à leur évolution réelle (Conover *et al.*, 1986). On peut aussi comparer les attentes des individus et la situation réelle de l'économie. Par exemple, si les individus se disent préoccupés par l'inflation alors que celle-ci est au plus bas, cela indiquera une mauvaise perception des conditions économiques. Malgré le paradoxe soulevé plus haut, ces études sont souvent citées comme

[165] Ces pourcentages ne renvoient qu'aux personnes ayant répondu.

n'allant pas dans le sens du vote rétrospectif : les électeurs font des évaluations de mauvaise qualité et sont donc incapables de juger rétrospectivement de manière fiable. En montrant que les individus ont une connaissance limitée des grandeurs macroéconomiques, ces études donnent un fondement à celles tendant à supposer que les électeurs s'appuient sur des évaluations subjectives.

Enfin, le vote rétrospectif peut être altéré par les média qui déforment la perception des individus. Par exemple, en exagérant le mauvais bilan économique, ils peuvent conduire les électeurs à juger plus négativement le gouvernement sortant qu'il ne le mérite (Hetherington, 1996). Un cas d'école semble être celui de la défaite de George Bush en 1992. La récession qui a frappé les États-Unis de juillet 1990 à mars 1991 a été médiatisée jusqu'en novembre 1991, mois où la guerre du Golfe a pris le relais. Durant la campagne, 90 % des références à l'économie et 80 % des références à la conduite de la politique économique par G. Bush étaient négatives alors que la croissance était appréciable (2 %) et le chômage et l'inflation faibles. Hetherington (1996) montre que plus les individus ont consommé d'information et ont suivi la campagne, plus ils ont jugé négativement le bilan économique de G. Bush et ont donc voté contre lui.

Tous ces arguments sont des limites au comportement rétrospectif mais ne nient pas sa réalité. Au début des années 1980 émerge une théorie complètement opposée, la théorie du comportement prospectif. Les citoyens ne sont plus tournés vers le passé mais vers le futur. Si des conditions économiques satisfaisantes sont anticipées pour la période post-électorale, pourquoi le parti sortant serait-il sanctionné même s'il a obtenu de mauvaises performances économiques avant les élections ?

1.1.4 Le vote prospectif

A notre connaissance, Rabinowitz et Zechman (1978) ont été les premiers à mettre en évidence le comportement prospectif de l'électeur américain mais c'est l'étude de Kuklinski et West (1981) que l'on retient généralement[166]. Cette dernière est modeste car elle ne porte que sur un seul sondage (1978) et ne concerne pas les élections les plus importantes (présidentielles). De plus, la méthodologie, qui consiste à mettre en relation une évaluation subjective et le vote, n'est pas nouvelle. Mais son apport consiste à regarder non plus la dimension rétrospective mais la

[166] Rabinowitz et Zechman (1978) utilisent non pas les réponses à un sondage mais la valeur future réalisée de la croissance du PNB pour l'année suivant celle des élections. Pour les vingt élections présidentielles américaines entre 1896 et 1972, ils montrent que cette variable prospective est pertinente mais uniquement lorsque les conditions futures sont anticipées "mauvaises". Dans ce cas, le sortant est sanctionné. En revanche, il n'est pas aidé si les conditions futures sont anticipées "bonnes".

dimension prospective[167] : "Diriez-vous que dans les douze mois qui viennent, votre situation financière va s'améliorer ?"[168]. En 1992, Michael MacKuen, Robert Erikson et James Stimson vont publier un article désormais célèbre intitulé "Peasants or Bankers? The American Electorate and the U.S. Economy". Les électeurs se comportant de manière rétrospective construisent leurs anticipations à partir des performances économiques récentes ou de leur expérience économique personnelle ; ils sont qualifiés de "paysans". Les électeurs sophistiqués incorporent quant à eux l'information nouvelle concernant le futur dans leurs anticipations ; ils ont un comportement prospectif et sont qualifiés de "banquiers". Les auteurs montrent que la popularité présidentielle est expliquée dans sa totalité par la composante prospective. Cela conduit les auteurs à dire, après avoir constaté que les études antérieures avaient eu du mal à identifier le passé économique pertinent, que "la recherche a regardé dans la mauvaise direction temporelle" (MacKuen *et al.*, 1992, 606). Ils montrent également que l'électorat anticipe la situation économique future et punit ou récompense le Président pour des événements économiques avant qu'ils n'aient lieu. Ils retrouvent ainsi la prédiction théorique des modèles à anticipations rationnelles. Suite à la publication de cet article, une controverse va naître, alimentée notamment par Clarke et Stewart (1994) et Norpoth (1996b). La controverse porte à la fois sur la méthode économétrique employée (non prise en compte de la stationnarité chez MacKuen *et al.*, 1992) que sur l'utilisation de la variable endogène retardée et sur la définition de la variable prospective à retenir[169]. Michael MacKuen, Robert Erikson et James Stimson répondront (MacKuen *et al.*, 1996, Erikson *et al.*, 2000) sans que cela ne parvienne à éteindre définitivement la controverse (Norpoth, 1996c).

Le comportement exclusivement prospectif a été confirmé pour la popularité, notamment par les très nombreux travaux de David Sanders pour la Grande-Bretagne (voir, entre autres, Sanders, 1991, et, pour une version actuelle de son modèle, Sanders, 2005). Mais il a été aussi rejeté pour le vote (Lanoue, 1994) comme pour la popularité (Smyth *et al.*, 1994, Norpoth, 1996b).

De nombreuses études ont montré que le comportement rétrospectif et le comportement prospectif étaient simultanément pertinents que ce soit pour le vote ou la popularité, sur données macroéconomiques ou microéconomiques et dans plusieurs pays tels que les États-Unis, la

---

[167] A noter que la présence de ces questions dans les sondages n'est pourtant pas nouvelle ; elles sont posées depuis aussi longtemps que les questions rétrospectives.

[168] De manière assez curieuse, le fondement théorique avancé par les auteurs est pourtant clairement la théorie de Downs (1957) (Kuklinski et West, 1981, 437). Cependant, les auteurs mettent en avant une déconnection entre évaluations prospectives et évaluations rétrospectives : pour 50 % des sondés la perception de la situation financière personnelle passée et future diverge (Kuklinski et West, 1981, 439).

[169] En effet, on en distingue trois différentes : "dans les cinq années à venir, les conditions économiques seront-elles bonnes ou mauvaises ?", "dans l'année à venir, les conditions économiques seront-elles bonnes ou mauvaises ?", " dans l'année à venir, les conditions économiques seront-elles meilleures ou pires ?". Norpoth (1996b) retient cette dernière et montre qu'elle n'est pas significative.

Grande-Bretagne, le Canada ou l'Espagne (Clarke et Stewart, 1994, Miller et Wattenberg, 1985, Lewis-Beck, 1988a,b, Lockerbie, 1991, 1992, 2000, Uslaner, 1989, Sanders, 1993b, Fiorina, 1981, Lewis-Beck et Tien, 1996, Fraile, 2002). On peut y voir une confirmation de la théorie de Downs mais aussi une hétérogénéité des agents, certains se comportant rétrospectivement et d'autres prospectivement.

Conover *et al.* (1987) se sont penchés sur la formation des évaluations prospectives. Plus précisément, ils ont essayé de déterminer si les anticipations des variables économiques futures étaient reliées aux observations passées. En effet, nous avons vu que chez Downs (1957a,b), les électeurs formaient rationnellement leurs anticipations de manière rétrospective. Nous avons aussi vu qu'un tel comportement supposait que les électeurs évaluent correctement la situation passée. Une autre hypothèse sous-jacente est que les jugements prospectifs ne sont que des extrapolations des évaluations rétrospectives. Cette dernière proposition peut être qualifiée de "vision downsienne". Elle s'oppose au modèle à anticipations rationnelles dans lequel les agents utilisent toute l'information disponible et pas seulement les valeurs passées. Ils connaissent notamment le processus générant les valeurs réalisées (Muth, 1961). Entre le modèle à anticipations extrapolatives (ou statiques) et le modèle à anticipations rationnelles, on trouve le modèle à anticipations adaptatives : l'anticipation dépend de l'anticipation la plus récente corrigée de l'erreur commise (valeur prédite la plus récente moins valeur réalisée). Les agents utilisent donc plus d'informations que dans le modèle à anticipations extrapolatives mais, contrairement au modèle à anticipations rationnelles, ces informations appartiennent exclusivement au passé. Conover *et al.* (1987) étudient une série de sondages individuels américains et concluent au rejet du modèle extrapolatif en faveur du modèle à anticipations adaptatives. En effet, ils montrent que les sondés évaluent mal l'évolution passée du chômage et de l'inflation et sont donc incapables de produire des jugements fiables sur la performance passée du gouvernement. Conover *et al.* (1987) rejettent aussi l'existence d'un lien entre évaluation rétrospective et évaluation prospective en montrant que la corrélation entre les deux est très faible (0,20 pour l'inflation et 0,15 pour le chômage). Les auteurs précisent en outre que la corrélation entre l'évaluation prospective de l'inflation et l'évaluation prospective du chômage est positive. Les agents ignorent donc la relation de Phillips[170]. Conover *et al.* (1987) acceptent en revanche le modèle adaptatif en montrant notamment la forte corrélation entre les prévisions actuelles et les prévisions passées récentes.

Des auteurs ont remis en cause le fait que l'évaluation d'un gouvernement, qu'elle soit rétrospective ou prospective, soit forcément le résultat d'un calcul rationnel. L'évaluation des performances macroéconomiques ne serait pas que cognitive (*i.e.* elle ne serait pas liée

[170] Des explications ont été avancées comme le manque d'information sur son existence due à la non-médiatisation du concept (Mosley, 1984).

uniquement à la connaissance) et possèderait une composante affective. Ainsi, Conover et Feldman (1986) ont montré que les réactions émotionnelles aux conditions économiques personnelles et nationales sont un facteur important de l'évaluation politique. La colère, l'inquiétude, l'espoir ont un impact sur les réponses données par les sondés (voir également Marcus et MacKuen, 1993, Clarke *et al.*, 1998, 2002).

1.1.5 L'apparition d'un second clivage : "vote égotropique" *versus* "vote sociotropique"

A la fin des années 1970, des auteurs, tout en admettant que les électeurs regardent le passé, s'interrogent sur ce que regardent les électeurs dans le passé. Kramer (1971) avait montré que les variables économiques pertinentes sont celles qui sont "proches des gens" : le revenu par tête et l'indice du coût de la vie ont un impact significatif sur le vote alors que le chômage n'en a pas[171]. Selon l'expression de Campbell *et al.* (1960, 381), les électeurs votent selon l'état de leur portefeuille ("vote the pocketbook"). En dehors de Kramer (1971), cette hypothèse a été validée par diverses études sur données individuelles comme celle de Weatherford (1978)[172] : "une des conclusions qui émergent de cette étude est que le comportement électoral répond aux conditions économiques reflétées par la situation financière des familles et des individus" (Weatherford, 1978, 932-933). En revanche, d'autres études aboutissent à des résultats moins nets. Ainsi, sur la foi de sondages réalisés entre 1956 et 1974, Fiorina (1978) montre que le vote du portefeuille ne se vérifie pas sur toute la période. En effet, en mettant en relation le vote en faveur du sortant et la réponse à la question : "Durant les années passées, votre situation financière s'est-elle améliorée, dégradée ou est-elle restée la même ?", il montre que cette relation est significative avant 1960 mais pas après[173]. Toutefois, il ne propose pas de théorie alternative. C'est à Kinder et Kiewiet (1979) qu'il reviendra de le faire. Les auteurs opposent les doléances personnelles ("personnal grievances") aux jugements collectifs. Dans le premier cas, les électeurs évaluent les performances économiques de leur point de vue personnel et dans le second du point de vue de l'ensemble de la société. Ce comportement est qualifié de "sociotropique" selon le terme introduit originellement par Meehl (1977). Alors que les "pocketbook voters"

[171] Ce résultat empirique trouve son fondement théorique chez Downs (1957b, 42) : "des individus rationnels ne sont pas intéressés par les politiques en elles-mêmes mais par leurs propres revenus d'utilité".
[172] La méthodologie consiste à mettre en relation une intention de vote et la réponse à la question "Diriez-vous que depuis un an, votre situation financière s'est s'améliorée ?".
[173] Ce type de vote, dit "égotropique", a été rejeté également par, entre autres, Feldman et Conley (1991). A noter que le terme "égotropique" est apparu dans la littérature tardivement. Nannestad et Paldam (1995b) semblent avoir été les premiers à l'employer.

demanderaient au gouvernement "qu'avez-vous fait pour moi dernièrement ?", les électeurs sociotropiques lui demanderaient "qu'avez-vous fait pour le pays dernièrement ?" (Kinder et Mebane, 1983, 143). Leurs préférences politiques sont déterminées par les conditions économiques du pays et non par les leurs. Kinder et Kiewiet (1979) proposent une analyse microéconomique reposant sur des sondages réalisés après chaque élection du Congrès entre 1956 et 1976. Le choix de vote (pour ou contre le sortant) est expliqué par une variable d'identification partisane et des variables économiques subjectives. Dans un premier temps, deux variables égotropiques sont retenues. Ces dernières sont construites à partir des réponses aux questions : "Diriez-vous que vous et votre famille êtes mieux ou moins bien financièrement qu'il y a un an ?" pour la première et "Le chef du ménage a-t-il parfois été au chômage dans les deux années précédentes" pour la seconde. Sur les onze scrutins étudiés les variables économiques ne sont significatives que dans deux cas (1956 et 1976). Les auteurs retrouvent donc le résultat de Fiorina (1978). Mais ils vont plus loin en proposant de tester l'hypothèse selon laquelle les agents ont des jugements collectifs[174]. Pour cela, ils construisent une variable indicatrice selon la réponse à la question "Diriez-vous qu'actuellement la conjoncture est meilleure ou pire qu'il y a un an ?". Lors des cinq élections entre 1962 et 1976, cette variable s'avère être significative. Ces résultats sont confirmés par, entre autres, Kinder et Kiewiet (1981) et Kinder *et al.* (1989).

En dehors de ce comportement purement sociotropique, on peut également penser que l'électorat est hétérogène et que les électeurs réagiront différemment à l'évolution de la situation économique. Certains auront un comportement sociotropique et d'autres un comportement égotropique (Kinder et Mebane, 1983). Cette hétérogénéité peut prendre sa source dans l'asymétrie des montants d'information que possèdent les individus et la capacité qu'ils ont à la traiter (Krause, 1997, Dutch et Palmer, 2002).

Enfin, les individus peuvent avoir à la fois un comportement égotropique et un comportement sociotropique (Kiewiet, 1985, Markus, 1988, 1992). Cependant, comme le note Lewis-Beck (1988a, 37-38), les électeurs sociotropiques ne sont pas nécessairement altruistes. Une partie d'entre eux peuvent en effet considérer que leur bien-être personnel passe par la prospérité de la collectivité. Kramer (1983) va attaquer les travaux de Donald Kinder et Roderick Kiewiet sur le plan méthodologique en montrant que les analyses en coupe instantanée sont inutiles car elles sont impuissantes à rendre compte des variations des grandeurs macroéconomiques dans le temps. Markus (1988, 1992) utilisera des données mélangées pour contrer Kramer (1983).

Plutôt que de proposer une théorie alternative au vote égotropique, une autre ligne de recherche a tenté de démontrer son inexistence. Feldman (1982, 1984) montre que les conditions

[174] On peut noter cependant que cette idée est déjà présente chez Campbell *et al.* (1960, 394).

économiques personnelles ne peuvent pas influencer le vote car elles sont de la responsabilité des électeurs eux-mêmes et non du gouvernement. En effet, les électeurs américains semblent imputer la responsabilité de leur situation à eux-mêmes et non au gouvernement (Brody et Sniderman, 1977, Sniderman et Brody, 1977). Si par exemple, ils sont au chômage, ils penseront que c'est parce qu'ils n'ont pas assez travaillé ou parce qu'ils ne sont pas assez qualifiés et ne rejetteront pas la faute sur le gouvernement. Cet argument a le mérite de poser la question de l'attribution des responsabilités[175] qui, sans être une critique du vote rétrospectif, n'en constitue pas moins une des limites majeures.

1.1.6 Les autres caractéristiques du comportement de l'électeur : son degré de sophistication et sa mémoire

En dehors du comportement rétrospectif et égotropique, d'autres hypothèses du modèle de Kramer (1971) ont été remises en cause.

Très tôt, des études ont contredit le comportement simpliste des électeurs supposé par Kramer (1971). La première d'entre elles est celle de Stigler (1973) dans laquelle les électeurs ne tiennent pas compte des mouvements cycliques de la croissance mais seulement de sa composante permanente. Ce type de comportement sera confirmé dans d'autres études (voir Suzuki et Chappell, 1996, pour une étude récente). Chez Chappell (1983) et Chappell et Keech (1985b), l'électeur compare les performances macroéconomiques obtenues par les gouvernants à leurs valeurs optimales. Fiorina (1981) montre que les électeurs sont capables d'évaluations élaborées en faisant le lien entre l'évolution de la situation économique et la politique menée par le gouvernement[176]. Selon un deuxième type de sophistication, les électeurs ne sont pas sensibles aux variables économiques brutes (taux de croissance, taux d'inflation) mais aux variables définies en écart par rapport à leurs valeurs anticipées. Seules des valeurs non anticipées des variables économiques ont un impact sur la popularité ou sur le vote. Si l'inflation anticipée n'a pas d'impact sur la croissance, les électeurs ne doivent pas punir (récompenser) le gouvernement en cas de baisse (hausse) du taux d'inflation. Comme dans la plupart des études soutenant cette thèse, la difficulté réside dans le choix des valeurs des variables anticipées. Celles-ci peuvent résulter de prévisions établies par un panel d'experts (Monroe et Levi, 1983) ou d'une estimation

[175] Voir Peffley (1984) pour un bilan de la littérature sur les premières études.
[176] C'est notamment le cas lorsqu'ils répondent lors de sondages à des questions du type "pensez-vous que la politique du gouvernement a abouti à une augmentation, une baisse ou une stabilité du chômage par rapport à il y a un an ?".

économétrique (Peltzman, 1990, Suzuki, 1991, Palmer et Whitten, 1999, 2002)[177]. Chez Chappell et Keech (1985a), l'électeur est capable d'identifier les outils de politique économique à la disposition du gouvernement et de voir dans quelle mesure ils sont effectivement mobilisables (contrôle de l'offre de monnaie par exemple). Hibbs (1987a) introduit un quatrième type de sophistication : la popularité présidentielle américaine sur la période 1961-1984 est expliquée par, entre autres, l'écart entre le taux de chômage et le taux de chômage naturel. De même, chez Suzuki (1994), c'est la déviation de la croissance du PIB de son niveau naturel qui est pertinente et non la croissance du PIB elle-même. Selon une cinquième caractérisation de la sophistication, les électeurs évaluent, lors d'élections locales notamment, leurs gouvernant en regardant les performances des élus voisins (Besley et Case, 1995)[178]. Enfin, chez Alesina et Rosenthal (1995), les électeurs sont rétrospectifs mais ils ont un comportement sophistiqué dans le sens où, dans leurs évaluations, ils distinguent entre les performances économiques résultant de la compétence du gouvernement de celles obtenues "par chance". Plus récemment, Gomez et Wilson (2001) ont montré que des électeurs les plus sophistiqués votaient de manière égotropique et que les électeurs les moins sophistiqués votaient de manière sociotropique. L'argument avancé est que les électeurs sophistiqués sont les plus à même à mettre en relation leurs conditions économiques personnelles et la politique menée par le gouvernement. Les mêmes auteurs ont aussi montré que les électeurs les moins sophistiqués attribuaient la responsabilité de la situation économique non pas au Congrès mais au Président, ce dernier étant la figure politique la plus médiatisée (Gomez et Wilson, 2003). Dans les deux cas, le degré de sophistication est défini selon le niveau d'information des électeurs sur, par exemple, la carrière des personnalités politiques ou sur la composition des assemblées. Les électeurs ne sont donc pas naïfs. L'existence d'un électeur sophistiqué est un paradoxe compte tenu du fait qu'il semble établi que les individus ne connaissent pas l'arbitrage inflation-chômage et que la prévision de l'inflation repose grandement sur les taux d'inflation passés.

Enfin, une des hypothèses de Kramer (1971) est celle de la myopie de l'électorat. Les électeurs ne regardent pas n'importe quel passé ; ils regardent le passé récent. En effet, les performances économiques retenues remontent à environ un an. Il s'agit là d'un constat empirique et aucun fondement théorique n'existe pour justifier cette absence de mémoire[179]. Stigler (1973) obtient des estimations équivalentes à celles de Kramer (1971) avec des variables

[177] Les anticipations sont les valeurs prédites résultant de l'estimation par les moindres carrés ordinaires d'une équation mettant en relation la variable à anticiper et des variables explicatives pertinentes. Par exemple, pour l'inflation, il s'agira des taux passés, de la croissance de la masse monétaire et de l'écart de produit. La composante non anticipée sera l'écart entre la valeur réalisée et la valeur prédite.

[178] Cette "concurrence par comparaison" ("yardstick competition") pousse les élus à imiter leur voisin. Pour une application au cas français, voir, entre autres, Dubois *et al.* (2005).

[179] On devrait parler d'amnésie plutôt que de myopie (Largier, 1991, 165).

explicatives définies non pas sur un an avant les élections mais sur deux. Parmi les études récentes, Hibbs (2000) a montré que les électeurs sont sensibles aux conditions économiques sur l'ensemble de la durée du mandat présidentiel (quatre ans) même s'ils accordent d'autant moins de poids aux événements qu'ils sont éloignés dans le temps.

Au moment où l'on célèbre le centenaire de la théorie de la relativité, il est bon de rappeler une citation de son auteur : "La théorie, c'est quand on sait tout et que rien ne fonctionne. La pratique, c'est quand tout fonctionne et que personne de sait pourquoi. Ici, nous avons réuni théorie et pratique : rien ne fonctionne… et personne ne sait pourquoi !". En exposant près d'un demi-siècle de controverses, cette sous-section montre à quel point il est difficile de déterminer un comportement standard en matière de vote économique. Les avatars à une telle entreprise sont nombreux.

La première concerne les méthodes économétriques employées pour effectuer les tests. On peut penser notamment que l'inclusion simultanée de plusieurs variables économiques génère de la multicolinéarité, ce qui peut perturber fortement les estimations. Par exemple, introduire simultanément une variable rétrospective et une variable prospective peut aboutir à ce genre de problème étant donné que, comme nous l'avons vu, ces deux variables sont liées par la théorie de Downs (1957a,b). De même, introduire simultanément une variable objective et une variable subjective fait courir à l'estimation les mêmes dangers. Ainsi, chez MacKuen *et al.* (1992) par exemple, lorsque le taux de chômage est introduit seul comme facteur explicatif de la popularité du Président des États-Unis, son coefficient a le bon signe et il est significatif au seuil de 5 %. En revanche, dès qu'un indice du "sentiment du consommateur", c'est-à-dire une variable subjective, est introduite, le coefficient du taux de chômage n'a plus le bon signe et n'est plus significatif. Toujours sur le plan économétrique, on peut aussi penser que les résultats sont fortement contingents aux variables de contrôle utilisées. Ces problèmes économétriques n'expliquent cependant pas tout, la plupart des études modernes y étant vigilantes.

Une explication plus prometteuse nous semble être l'instabilité des comportements. En effet, un comportement particulier peut être mis en évidence sur certaines élections seulement et/ou dépendre du type d'élection (voir entre autres, Fiorina, 1978, Klorman, 1978, Kiewiet, 1985). A titre d'exemple, Klorman (1978) rejette un vote rétrospectif égotropique systématique pour dix élections entre 1956 et 1974 en montrant que, si un tel vote s'exprime bien pour les élections de 1956, 1958, 1960, 1968, 1970 et 1972, il ne s'exprime en revanche pas pour celles de 1962, 1964, 1966 et 1974. Les résultats contradictoires des études ne reflètent donc en fait que l'instabilité des comportements humains, comportements humains dont la science économique

est peine à rendre compte de manière satisfaisante comme le montre les difficultés à proposer une théorie solide de la formation des préférences et le recours à des hypothèses simplificatrices telle que la stabilité des goûts[180].

En dehors des conclusions diverses et souvent opposées auxquelles elles aboutissent, les études que nous avons vues partagent une autre limite : la faiblesse des fondements théoriques. En effet, la plupart des articles cités ont pour objet de tester des hypothèses plus que de véritables théories. Nous avons toutefois rencontré quelques exceptions telles le vote rétrospectif à la Downs dicté par "l'ignorance rationnelle" ou le rejet du vote égotropique par les électeurs américains qui, s'imputant à eux-mêmes leur situation, n'en tiennent pas rigueur à leurs élus. Il faudra garder à l'esprit qu'en dehors de ces quelques rares contributions, il n'y pas de véritables théories du comportement économique de l'électeur mais seulement des hypothèses relatives au comportement économique de l'électeur.

La plupart des études citées dans cette sous-section concernent les États-Unis. Dans la perspective du sujet que nous devons traiter ici, il faut maintenant s'arrêter sur les travaux qui ont été entrepris dans le cas français et voir dans quelle mesure les controverses énoncées précédemment se retrouvent ou non dans les données françaises.

1.2 L'électeur français et ses rapports à l'économie : synthèse des études existantes

Cette sous-section se propose de faire un bilan des études sur données individuelles menées sur le comportement économique de l'électeur français. Les études sur données agrégées de type Kramer (1971) ne seront pas abordées ici car elles font l'objet de développements ultérieurs.

La première étude sur données individuelles concernant la France est, à notre connaissance, celle de Lewis-Beck (1983). L'auteur se propose d'examiner dans quelle mesure la perception individuelle de la situation économique influence les électeurs dans leur choix de vote. Plus précisément, il cherche à expliquer la réponse donnée lors de deux sondages d'intentions de vote effectués sur 1311 individus en 1973 et sur 840 individus en 1978. Ces réponses sont codées de 1 à 6 en 1973 et de 1 à 7 en 1978 selon les partis cités. Elles sont mises en relation avec trois variables explicatives : la situation économique personnelle, l'appréciation économique collective et la proximité partisane. La première est codée selon le degré de satisfaction concernant l'évolution du revenu pour 1973 et selon si le sondé a connu ou non le chômage durant les trois années précédentes pour 1978. La deuxième est codée 1 si, selon les sondés, le pays devrait avoir

[180] Nous remercions François Facchini pour avoir attiré notre attention sur ce point.

pour priorité la lutte contre l'inflation et 0 s'il devrait donner priorité à un objectif non économique pour 1973. Pour 1978, cette variable décrit les possibilités d'emploi. Enfin, la proximité partisane est définie, en 1973 comme en 1978, selon le positionnement du sondé sur une échelle gauche-droite. Les estimations valident le modèle proposé aussi bien pour 1973 que pour 1978. Lewis-Beck (1983) conclut que l'électeur français se distingue donc de l'électeur américain en accordant de l'importance aussi bien aux jugements personnels qu'aux jugements collectifs, alors que l'électeur américain a plutôt, nous l'avons vu, un comportement sociotropique. L'explication avancée, également mentionnée précédemment, est que l'électeur américain est si individualiste qu'il se tient responsable lui-même de la dégradation de sa situation personnelle et n'en tient donc pas rigueur au gouvernement. Cette attitude semble rationnelle puisqu'aux États-Unis, le gouvernement s'implique peu dans la vie économique. En France, la centralisation importante observée depuis la fin de la Seconde Guerre Mondiale inciterait les électeurs à exprimer la satisfaction ou le mécontentement au regard de leur situation personnelle. Le gouvernement, très impliqué dans la vie économique, en serait tenu pour responsable. L'auteur ajoute ensuite trois variables explicatives supplémentaires : la classe sociale, la religion et la région. Ces sont des déterminants sociologiques lourds du vote (voir plus loin). Le modèle complet est estimé pour 1978. Si l'augmentation du pourvoir explicatif du modèle est faible, l'introduction des variables sociologiques permet de mieux contrôler l'impact des autres variables sur le vote et notamment celui des variables économiques. On regrettera cependant que des corrélations entre variables sociologiques ne soient pas précisées car on peut suspecter une grande proximité entre la région et la pratique religieuse par exemple. Il est en effet connu que la pratique religieuse est surtout développée dans certaines régions françaises comme celles constituant le Grand Ouest.

Lewis-Beck (1986a) présente une étude très proche de la précédente mais utilisant les données d'enquête d'un sondage réalisé en 1983 sur 1000 individus par *Eurobaromètre*. Ce sondage se distingue des précédents par le nombre élevé de questions relatives à l'économie. Le questionnaire comporte désormais des questions permettant de tester l'ensemble des théories économiques du comportement électoral. On y trouve par exemple des questions rétrospectives-égotropiques comme "Comment est la situation de votre ménage aujourd'hui comparée à ce qu'elle était il y a douze mois ?", rétrospectives-sociotropiques comme "Comment pensez-vous que la situation économique générale a évolué dans ce pays depuis douze mois ?", ou avec une dimension affective comme "Etes-vous en colère de la manière dont le gouvernement mène sa politique économique ?". Ces variables sont utilisées pour expliquer l'intention de vote ou pas (1 ou 0) en faveur de la majorité au pouvoir. L'auteur retient six variables explicatives économiques

censées prendre en compte la plupart des possibilités théoriques existantes : situation financière du ménage, situation économique nationale, impact du gouvernement sur la situation financière du ménage, impact du gouvernement sur la situation économique nationale, impact du gouvernement sur l'économie dans le futur, colère vis-à-vis de la politique menée par le gouvernement. Après estimation, ces variables sont toutes significatives pour des seuils compris entre 10 et 1 % exceptée la première. On remarque également que la troisième, liée comme la première à des considérations égotropiques, est la moins significative. Le "vote du portefeuille" semble donc peu pertinent dans le cas français. La pratique religieuse, la profession et la polarisation partisane sont ensuite introduites. Seules les deux dernières sont significatives. On constate aussi que les variables économiques ne sont plus ou sont faiblement significatives ce qui peut être un signe de multicolinéarité. L'auteur se propose ensuite d'expliquer les réponses à la question sur l'évolution future de la situation économique. Les variables explicatives précédentes sont utilisées. De l'estimation, il ressort que l'appréciation de la situation économique future dépend grandement de l'appréciation de la situation économique passée : "dans une large mesure, les électeurs évaluent ce que fera le gouvernement sur la base de ce qu'il a déjà fait" (Lewis-Beck, 1986a, 334).

Dans son livre paru en 1988, Michael Lewis-Beck examine deux sondages *Eurobaromètre* réalisés en 1983 et 1984. Il en ressort que les évaluations des finances personnelles sont sans impact sur le vote contrairement aux jugements collectifs. En revanche, le vote a à la fois une dimension rétrospective et une dimension prospective. Cependant, on remarquera que lorsque des variables de contrôle sociologiques et politiques sont incluses, les variables sociotropiques rétrospective et prospective ne sont significatives qu'au seuil de 10 % pour le sondage de 1983. Pour le sondage de 1984, la variable sociotropique-rétrospective n'est même plus significative. Cela laisse à penser que les variables subjectives ont un faible impact sur le vote. Lewis-Beck (1988a) montre aussi que l'hypothèse de jugement asymétrique n'est pas vérifiée pour la France et que le jugement sur la situation future dépend grandement des évaluations passées qu'elles soient égotropiques ou sociotropiques.

Lewis-Beck (1996) confirme ces résultats en examinant les intentions de vote exprimées par 400 sondés franciliens en 1994 (1 en faveur du sortant, 0 sinon). De simples corrélations entre celles-ci et les huit variables économiques retraçant toutes les combinaisons possibles selon les débats égotropique / sociotropique, évaluation simple / évaluation complexe, rétrospectif / prospectif sont présentées.

TABLEAU 11

Corrélations entre les variables économiques et les intentions de vote

Variable économique	Coefficient de corrélation
Egotropique / évaluation simple / rétrospectif	-0,12
Egotropique / évaluation simple / prospectif	-0,22
Egotropique / évaluation complexe / rétrospectif	-0,25
Egotropique / évaluation complexe / prospectif	-0,28
Sociotropique / évaluation simple / rétrospectif	-0,36
Sociotropique / évaluation simple / prospectif	-0,49
Sociotropique / évaluation complexe / rétrospectif	-0,48
Sociotropique / évaluation complexe / prospectif	-0,54

Source : Lewis-Beck (1996, 521).

La combinaison donnant le plus fort coefficient de corrélation est sociotropique / évaluation complexe / prospective. On remarque aussi que le caractère prospectif l'emporte toujours sur le caractère rétrospectif même si les écarts sont faibles (à caractère sociotropique / égotropique et à caractère évaluation simple / évaluation complexe donnés).

A la suite des élections présidentielles de 1995, un sondage réalisé après le second tour auprès de plus de 2000 personnes confirme les études précédentes (Lewis-Beck, 1997a).

TABLEAU 12

Corrélations entre les variables économiques et les intentions de vote

Variable économique	Coefficient de corrélation
Egotropique / rétrospectif	-0,04
Egotropique / prospectif	-0,27
Sociotropique / rétrospectif	-0,19
Sociotropique / prospectif	-0,42

Source : Lewis-Beck (1997a, 243).

Comme précédemment, ces quatre variables sont incluses dans une régression visant à expliquer le vote (élections présidentielles). Les autres variables explicatives sont la pratique religieuse, le statut professionnel (salarié / indépendant) et la polarisation gauche-droite. Globalement, on peut dire que les variables économiques sont pertinentes mise à part celle rendant compte d'un comportement égotropique / rétrospectif. Le vote du porte-monnaie est une fois de plus rejeté. Cependant, la conclusion est moins nette lorsque les intentions de vote étudiées ne sont plus binaires (gauche-droite) mais propres à chaque candidat. Ainsi, la variable égotropique / prospective est significative dans le cas de Lionel Jospin au premier tour. Par ailleurs, ce sondage étant réalisé à la fin d'une période de cohabitation, cela permet à Michael Lewis-Beck d'examiner la question de l'attribution de la responsabilité économique. En cas de mauvaises performances économiques, si les électeurs sont "sophistiqués", ils doivent pénaliser le Premier ministre et

soutenir le Président qui incarne alors l'opposition (Lewis-Beck, 1997a, 257). Conformément à cette prédiction théorique, les coefficients des variables économiques sont bien négatifs pour Edouard Balladur et Jacques Chirac et positif pour Lionel Jospin. M. Lewis-Beck va plus loin en montrant que les sondés ont évalué Edouard Balladur, alors Premier ministre, rétrospectivement (selon son bilan) et Jacques Chirac prospectivement (selon son programme).

Lewis-Beck et Nadeau (2000) étudient plus précisément l'impact de la cohabitation. Les auteurs se proposent de tester deux propositions. La première, qualifiée "d'idéaliste" est que la popularité du Premier ministre n'est pas affectée par la cohabitation. En particulier, le poids des variables économiques est inchangé. Selon la seconde proposition, dite "réaliste", ce poids est moindre. Le Premier ministre est jugé moins responsable car il partage le pouvoir. Lewis-Beck et Nadeau (2000) utilisent huit sondages d'intentions de vote *Eurobaromètre* effectués entre 1984 et 1994. Quatre ont été réalisés dans une période de cohabitation et cinq dans une période hors cohabitation. Le modèle de base est le même que précédemment : le vote est expliqué par la religion, la catégorie socio-professionnelle, la polarisation politique et l'économie. L'étude se concentre sur l'impact d'une variable sociotropique rétrospective. Les questions sociotropique / prospective et égotropique / prospective variant d'une étude à l'autre et la question égotropique / rétrospective n'étant pas, sur la foi des études précédentes, pertinente, elles ont été sorties de l'analyse. Après estimation, il ressort que l'hypothèse réaliste prédomine, le poids de l'économie étant divisé par deux en période de cohabitation. Les auteurs testent ensuite la même hypothèse pour les seules élections présidentielles (1988 et 1995). Ils montrent que plus les sondés ont jugé bonne la situation économique des douze derniers mois, plus ils votent en faveur du Premier ministre sortant. En comparant avec les résultats obtenus pour l'ensemble de l'échantillon, Lewis-Beck et Nadeau (2000) indiquent que l'économie joue un plus grand rôle lors des élections présidentielles. Cependant, rien n'est dit quant à l'origine de cette prééminence. On peut notamment se demander s'il agit d'un effet lié à la cohabitation ou d'un effet lié au type d'élection.

Une des études les plus récentes sur le cas français est celle d'Hellwig (2002). L'objet de cet article est d'analyser l'impact des contraintes internationales sur la situation politique. En effet, on peut penser que le mouvement initié à la fin des années 1970 avec la mise en place du SME, a considérablement réduit les marges de manœuvre du gouvernement français. Dans ce cas, les électeurs ne doivent plus lui tenir rigueur de ses mauvaises performances de la même manière. Par exemple, les dévaluations, qui peuvent être envisagées comme des événements négatifs, ne doivent plus être sanctionnées car elles sont dictées par la conduite de la politique monétaire (respect de la bande de 2,25 % du SME). Les mauvaises performances relevant de la contrainte extérieure ne sont pas toujours aussi aisément identifiables qu'auparavant et on peut penser que

cette difficulté à discerner entre les sources explique en partie l'instabilité électorale observée en France depuis près de trente ans. Plus le niveau d'intégration économique est élevé et moins l'économie doit jouer. Selon un sondage réalisé en 1997, 54 % des français pensaient que le gouvernement avait peu ou très peu de marge de manœuvre en matière économique (Hellwig, 2002, 9). Cependant, on peut aussi penser que, l'électorat étant hétérogène, certains perdent et d'autres gagnent à une plus grande intégration et que, par conséquent, l'impact total de l'intégration doit être nul. L'auteur utilise 43 sondages *Eurobaromètre* menés entre 1976 et 1997 pour expliquer l'intention de vote en faveur du "parti contrôlant le gouvernement". Le niveau d'intégration est pris en compte par l'intégration financière (montant des investissements étrangers, montant des emprunts des entreprises sur le marché des capitaux internationaux…) et les mouvements monétaires, moins de flexibilité du change correspondant à une perte d'autonomie nationale. Ces mouvements monétaires sont décrits par le taux de change Franc contre Deutsche mark et une variable indicatrice valant 1 sur la période du "SME dur" (1987-1992) et 0 ailleurs. Ces variables sont contrôlées par les variables économiques subjectives et les variables sociologiques habituelles. Après estimation, il ressort que la situation économique nationale reste pertinente. De plus, le coefficient de chacune des variables croisées entre situation économique nationale et niveau d'intégration économique est négatif et significatif. L'intégration économique atténue donc le vote économique. L'auteur montre aussi que si la variable de situation économique n'est pas incluse dans l'analyse, aucune variable d'intégration économique n'est significative, ce qui tendrait à prouver l'absence d'impact direct de la globalisation sur le vote.

De manière générale, il ressort que le vote égotropique est rejeté au profit du vote sociotropique. Pour la dimension temporelle, c'est moins net. Le vote prospectif semble dominer le vote rétrospectif mais cette supériorité n'est pas systématique. Les mêmes remarques que celles évoquées pour expliquer l'absence de conclusions tranchées dans le cas des États-Unis s'appliquent. Les études menées dans le cas français semblent souffrir de problèmes économétriques patents (multicolinéarité…) fragilisant ainsi les quelques résultats obtenus. Toujours du point de vue technique, on peut également noter qu'avant 1995, la méthode d'estimation privilégiée était les moindres carrés ordinaires[181]. Or, il apparaît que la méthode estimation logistique est plus appropriée lorsque la variable dépendante est discrète comme c'est le cas dans les études sur données individuelles. Pour conclure sur ce point, les résultats présentés dans cette sous-section ne nous apparaissent pas suffisamment fiables pour être exploités. Il est

[181] MCO par la suite.

donc nécessaire d'examiner des faits stylisés afin d'aller plus loin dans notre analyse. Même s'ils ne remplacent pas une étude économétrique rigoureuse, ils doivent suffire à déterminer quelques grands traits du comportement de l'électeur français.

1.3 Quelques faits stylisés pour le cas français

Analyser dans le détail l'applicabilité des théories du comportement électoral au cas français dépasse de beaucoup le cadre du présent travail. Aussi, avons-nous choisi de nous concentrer dans cette sous-section sur quelques questions dont entre autres : les conditions d'un comportement partisan sont-elles réunies ? Quelle est la qualité des évaluations de l'électeur français en matière économique ? Les évaluations prospectives dépendent-elles des évaluations rétrospectives et si oui, dans quelle mesure ? Nous avons privilégié les interrogations qui nous paraissaient centrales pour dessiner les contours de l'électeur français en étant conscient que cette analyse était limitée et qu'une étude détaillée reste à faire.

1.3.1 Les préférences en matière d'inflation et de chômage réexaminées

Les électeurs de droite préfèreraient la lutte contre la hausse des prix à la lutte contre le chômage. Les électeurs de gauche, auraient des préférences inversées. Ce constat, effectué par Hibbs (1977) et par Kirschen *et al.* (1964) avant lui, s'applique-t-il à la France ?

Afin de vérifier cela, nous avons examiné des données issues des sondages réalisés chaque mois par la SOFRES. Depuis novembre 1974, cet organisme pose lors de son enquête mensuelle la question suivante : "Parmi les choses suivantes, quelle est celle dont le gouvernement doit, selon vous, s'occuper en priorité à l'heure actuelle ?". Les sondés ont le choix entre : lutter contre la hausse des prix, lutter contre le chômage, lutter contre la violence et la criminalité, maintenir le pouvoir d'achat et maintenir la paix sociale. Au-delà du pourcentage agrégé, il est intéressant de s'attarder sur les réponses apportées par les sondés selon leur polarisation gauche-droite.

Le tableau 13 donne les différents pourcentages moyens observés sur la période allant de novembre 1974 à mars 2004[182].

[182] A noter que sur la période concernée, les résultats sont parfois donnés par parti et non par sensibilité politique. Les pondérations suivantes ont été appliquées : PC 1/3, PS 2/3, UDR 3/5, RI 1/5 et FR 1/5 (novembre 1974 à septembre 1977), PC 1/3, PS 2/3, UDF 1/2 et RPR 1/2 (octobre 1977 à avril 1989), PC 1/8, PS 3/4, ECO 1/8, UDF 2/5, RPR 2/5 et FN 1/5 (juin 1997). Ces pondérations ont été retenues sur la base des résultats au premier tour des dernières élections législatives fournis par Lancelot (1998). En l'absence de sondage au mois d'août (avant 1997), les chiffres de juillet ont été retenus.

TABLEAU 13

Préférences des agents (novembre 1974 - mars 2004)

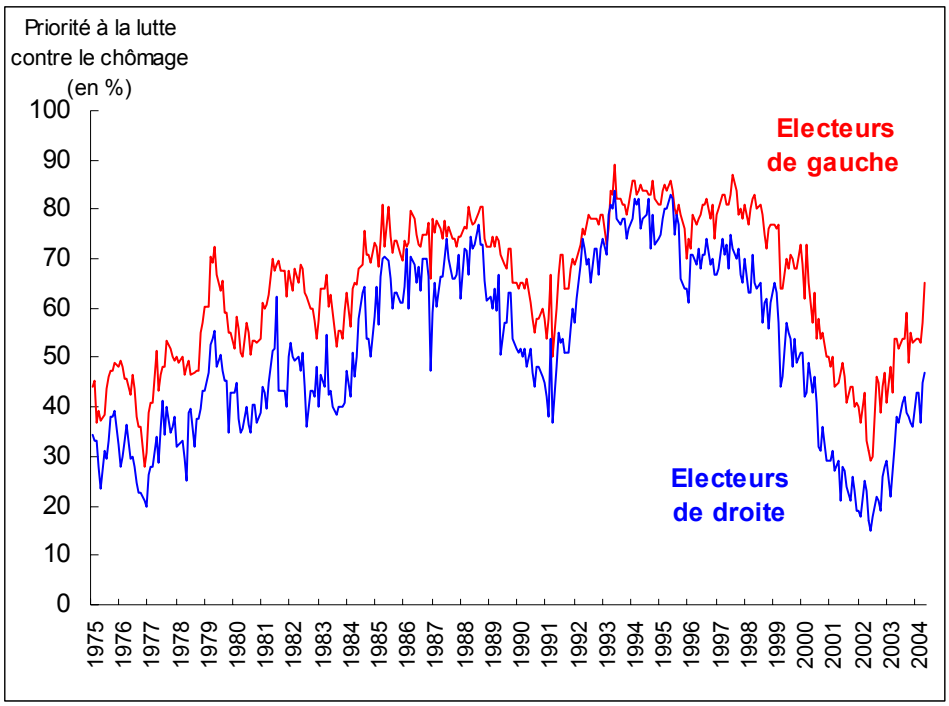
	Gauche	Droite
Inflation	12,9	12,8
Chômage	64,5	51,7

En France, sur longue période, parmi les électeurs de gauche comme parmi les électeurs de droite, la lutte prioritaire est celle contre le chômage. On trouve cependant bien un effet partisan : les électeurs de gauche donnent plus la priorité à la lutte contre le chômage que les électeurs de droite (64,5 > 51,7) mais il n'y a pas, sur la période considérée de différence partisane concernant la lutte contre l'inflation[183].

Fait stylisé 1 : en France, sur longue période, le comportement partisan à la Hibbs n'est que partiellement vérifié.

Graphiquement, on observe bien la présence d'une différence partisane marquée en ce qui concerne le chômage et quasi-inexistante en ce qui concerne l'inflation.

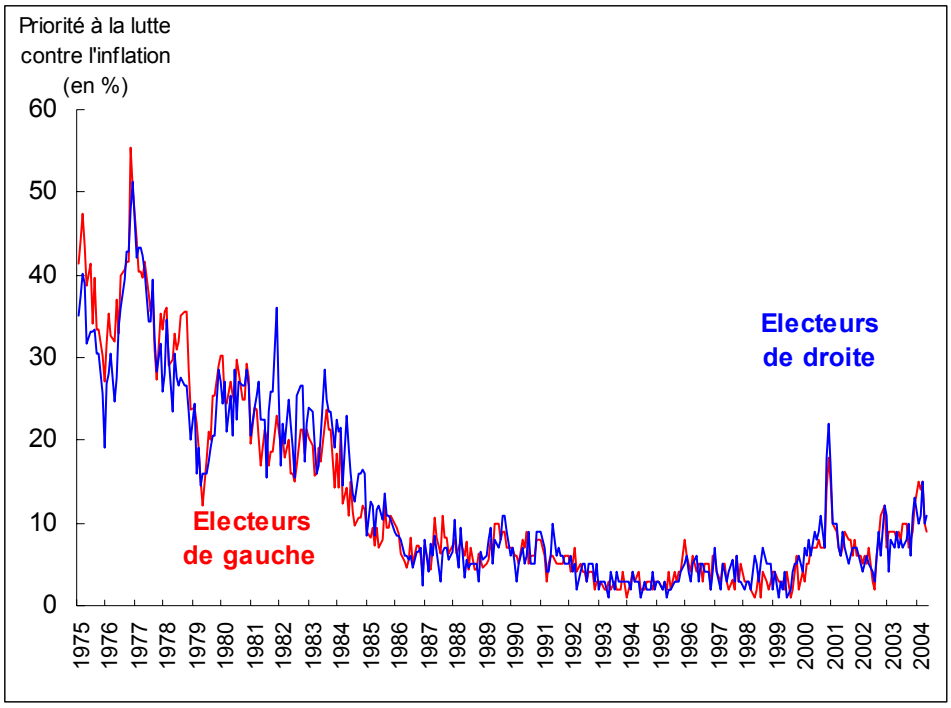
GRAPHIQUE 11



Opinion sur la priorité à accorder à la lutte contre le chômage selon la sensibilité politique, novembre 1974 – mars 2004

[183] A noter que Hibbs (1987) trouve des résultats similaires pour les États-Unis.

GRAPHIQUE 12

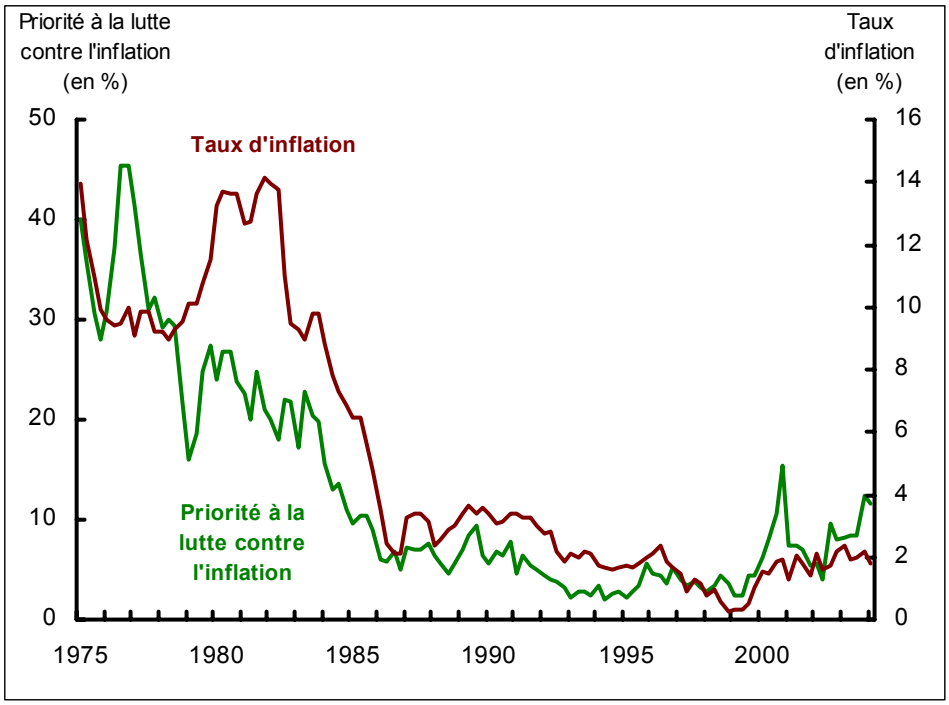


Opinion sur la priorité à accorder à la lutte contre l'inflation selon la sensibilité politique, novembre 1974 – mars 2004

On peut par ailleurs noter (ce qui n'apparaît pas ici) que l'électorat communiste est plus soucieux de l'inflation que le reste de la gauche. Cette préoccupation est liée à la perte de pouvoir d'achat résultant de l'inflation et subie par les ménages à revenus modestes qui constituent une grande partie de l'électorat communiste. Par exemple, sur la période allant de janvier 1975 à décembre 1979, le Parti Communiste est le parti qui donne le plus la priorité à la lutte contre l'inflation (moyenne de 35 % contre 32 % pour le Parti Socialiste et 30 % pour le principal parti de droite, l'UDR/RPR).

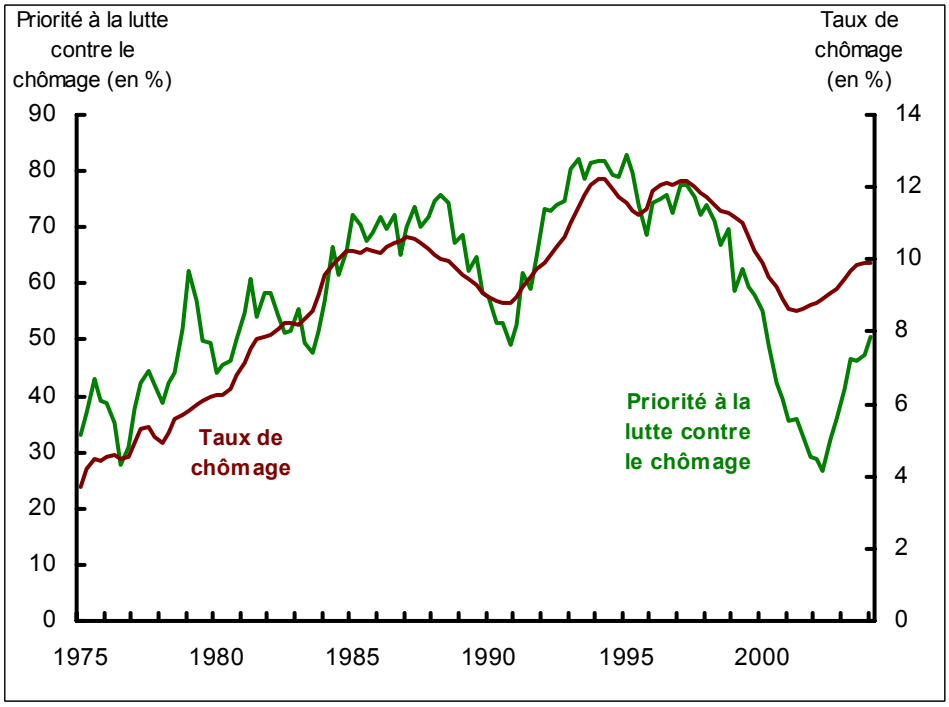
Maintenant, on peut se demander si ces proportions sont stables dans le temps ou si au contraire elles évoluent. Notamment que se passe-t-il en période de forte inflation, de fort chômage, de faible inflation ou de faible chômage ?

GRAPHIQUE 13



Opinion sur la priorité à accorder à la lutte contre l'inflation et taux d'inflation réalisé, 1975:1-2004:1

GRAPHIQUE 14



Opinion sur la priorité à accorder à la lutte contre le chômage et taux de chômage réalisé, 1975:1-2004:1

Les graphiques 13 et 14[184] font apparaître une évolution semblable de la valeur objective et de la perception exprimée dans le sondage que ce soit pour le chômage comme pour l'inflation. Les corrélations sont respectivement de 0,76 et de 0,84.

Fait stylisé 2 : le comportement de l'électeur français apparaît cohérent puisque l'électeur français est plus désireux de lutter contre le chômage et l'inflation lorsque ceux-ci sont élevés (et inversement)[185].

Cela nous amène à nous interroger sur la formation des anticipations et sur la qualité des évaluations économiques.

1.3.2 La formation des anticipations et la qualité des évaluations économiques

Les anticipations soulèvent deux questions principales : comment les agents forment-ils leurs anticipations ? Les agents anticipent-ils bien ?

Afin de répondre à ces deux interrogations, nous avons examiné les enquêtes d'opinion auprès des ménages[186] réalisées par l'INSEE depuis mai 1958. Entre 1959 et 1964, deux enquêtes par an ont été effectuées (en février et juin entre 1959 et 1963 et en janvier et juin en 1964). En 1965, les enquêtes sont devenues quadrimestrielles[187]. Les résultats de la dernière enquête quadrimestrielle (novembre 1994) ont été publiés début 1995. A partir de 1987, des enquêtes mensuelles ont également été réalisées[188].

Les questions posées varient d'une enquête à l'autre jusqu'en janvier 1964. A partir de cette date, deux questions sur la situation financière du ménage sont posées :

1) Depuis six mois, votre situation financière s'est améliorée (a), est restée stable (b), est devenue moins bonne (c) ?

2) Croyez-vous que dans les mois qui viennent, votre situation financière va s'améliorer (d), rester ce qu'elle est (e), devenir moins bonne (f) ?

---

184 Le taux d'inflation est le taux de variation de l'indice des prix à la consommation entre le trimestre t et le trimestre t-4. Le taux de chômage est simplement le taux trimestriel. La source pour ces deux séries est *Perspectives économiques de l'OCDE*. L'opinion agrégée est la moyenne gauche-droite (source : SOFRES).

185 Même si, comme nous le verrons plus loin, être désireux de lutter simultanément contre les deux peut apparaître incohérent.

186 Ici et dans ce qui suit, nous assimilons les ménages à l'électorat.

187 En janvier, juin et novembre de 1965 à 1972, en janvier, mai et novembre de 1973 à 1975 et en janvier, mai et octobre entre 1976 et 1994. A noter qu'il n'y a pas eu d'enquête au deuxième quadrimestre 1968 et au premier quadrimestre 1993.

188 Les résultats des diverses enquêtes ont été publiés dans *Etudes et conjonctures* de mai 1958 à mai 1969, dans *Tendances de la conjoncture* de juin 1969 à février 1974 et dans *Informations rapides (série A)* depuis mars 1974. De 1965 à 1994, les données présentées sont les soldes de réponses non corrigées des variations saisonnières. A partir de 1987, une série corrigée des variations saisonnières a également vu le jour.

A partir de janvier 1965, deux questions sur le niveau de vie des Français sont introduites dans le questionnaire :

3) A votre avis, depuis un an, le niveau de vie des Français s'est-il, dans l'ensemble, amélioré (g), est-il resté stationnaire (h) ou s'est-il dégradé (i) ?

4) Et pensez-vous qu'au cours des prochains mois, le niveau de vie des Français va s'améliorer (j), rester ce qu'il est (k), se dégrader (l) ?[189]

Pour chaque question, l'INSEE calcule les soldes de réponses : (a) – (c) pour la question 1, (d) – (f) pour la question 2, (g) – (i) pour la question 3 et (j) – (l) pour la question 4.

On le voit clairement, la question 1 est de nature égotropique-rétrospective, la question 2 de nature égotropique-prospective, la question 3 de nature sociotropique-rétrospective et la question 4 de nature sociotropique-prospective[190].

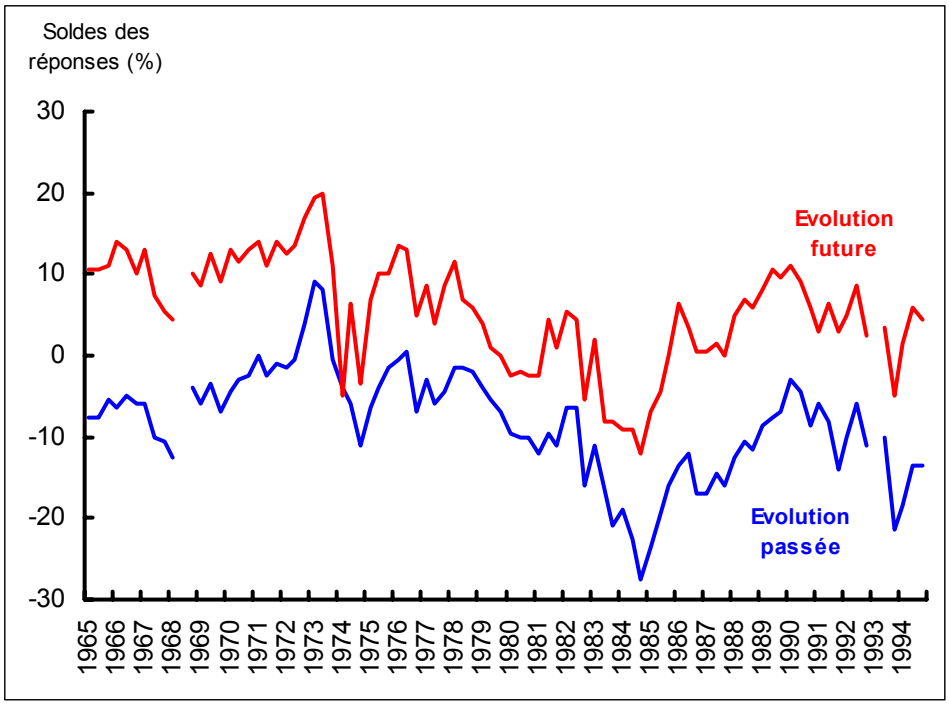
Immédiatement, on peut voir que cette série de questions sera propice à l'examen de la formation des anticipations. Notamment, une série rétrospective fortement corrélée à une série prospective indiquera des anticipations extrapolatives. Les quatre graphiques suivants présentent le solde des réponses à la question rétrospective et le solde des réponses à la question prospective pour la dimension égotropique (graphiques 5 et 6 selon si les données sont quadrimestrielles ou trimestrielles[191]) et pour la dimension sociotropique (graphiques 7 et 8 selon si les données sont quadrimestrielles ou trimestrielles).

[189] A noter que, dans les premières enquêtes, on précisait "d'ici un an" et non "dans les prochains mois".

[190] A noter que depuis janvier 2004, l'intitulé de certaines questions a changé dans un souci d'harmonisation des enquêtes au niveau européen. Notamment, la période de référence pour juger de l'évolution de la situation est désormais de douze mois quelle que soit la question. A titre d'exemple, la question 1 est devenue "Au cours des douze derniers mois, la situation financière de votre foyer… s'est nettement améliorée / s'est un peu améliorée / est restée stationnaire / s'est un peu dégradée / s'est nettement dégradée".

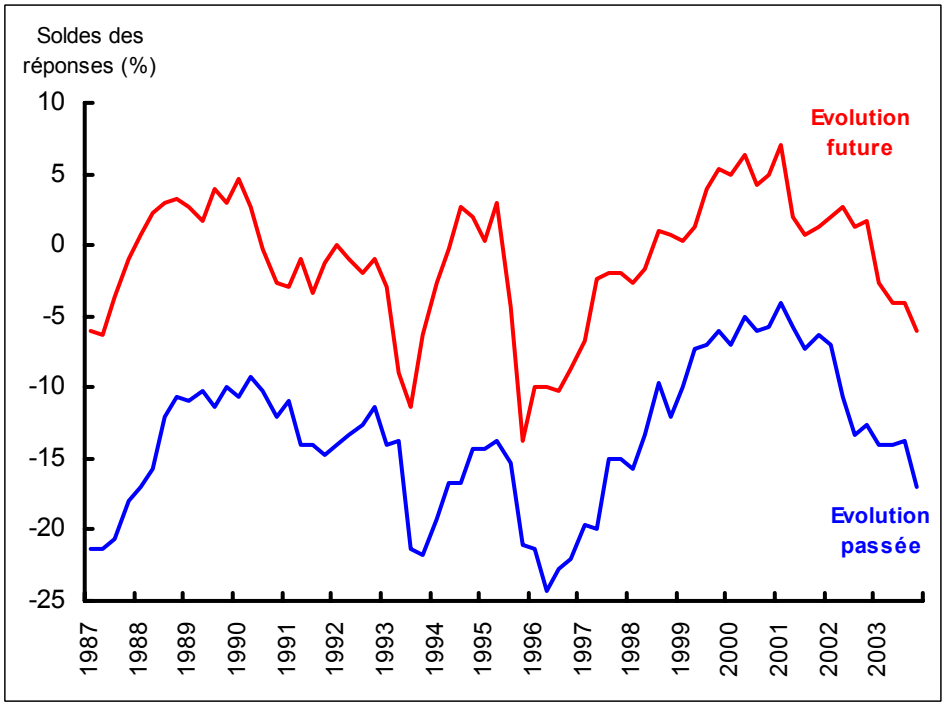
[191] Nous avons fait la moyenne trimestrielle des données mensuelles.

GRAPHIQUE 15



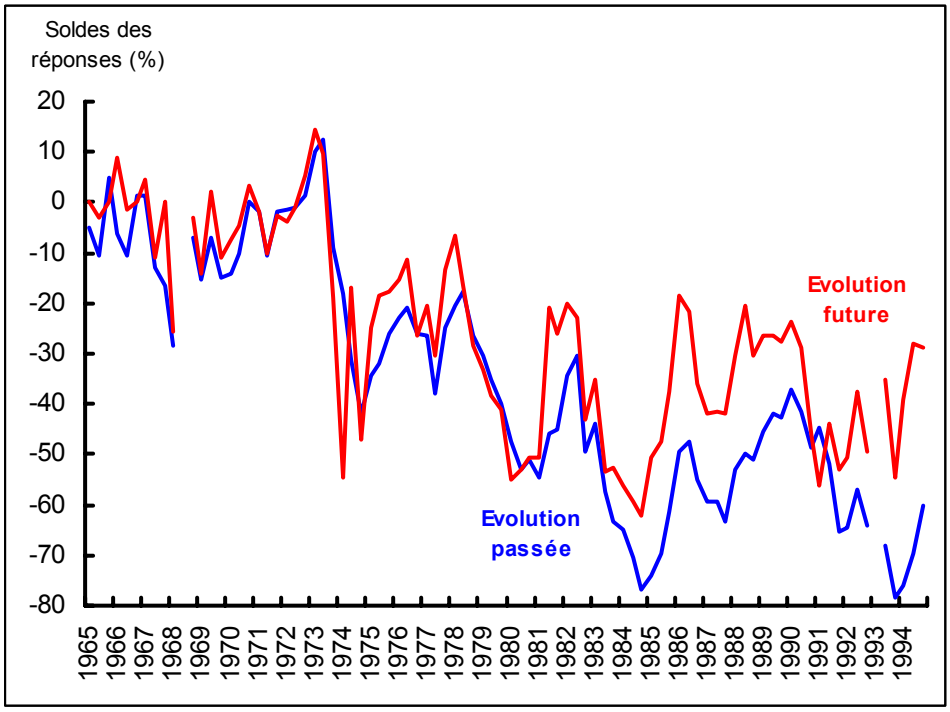
Evolution de la situation financière personnelle, données quadrimestrielles, 1965-1994.

GRAPHIQUE 16



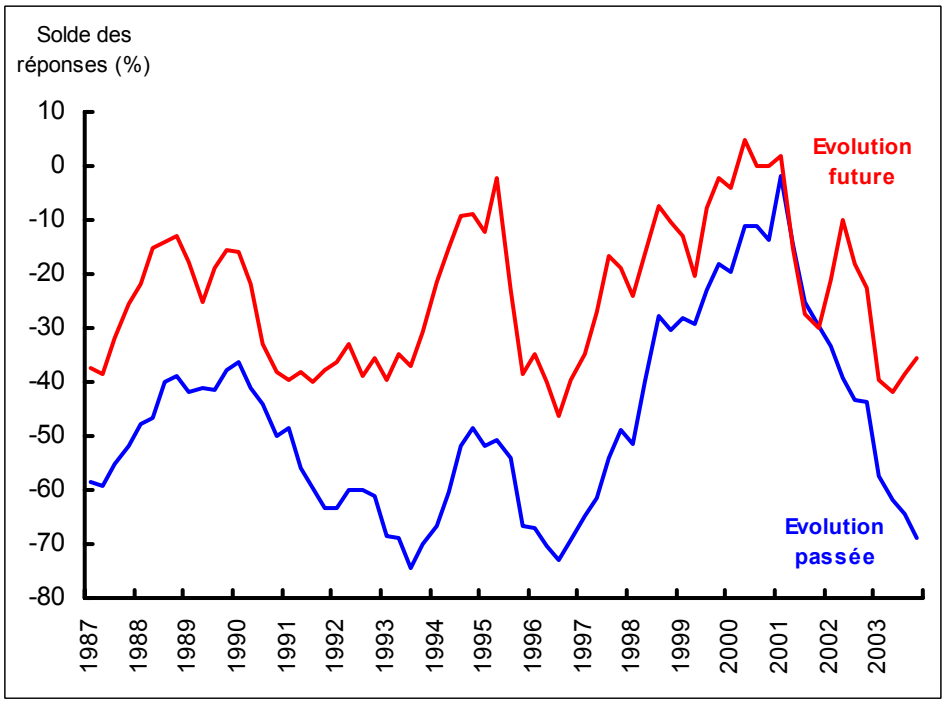
Evolution de la situation financière personnelle, données trimestrielles, 1987-2003.

GRAPHIQUE 17



Evolution du niveau de vie des Français, données quadrimestrielles, 1965-1994.

GRAPHIQUE 18



Evolution du niveau de vie des Français, données trimestrielles, 1987-2003.

Deux conclusions principales s'imposent : les Français sont optimistes et semblent avoir des anticipations extrapolatives. D'une part, les Français sont optimistes car, à une date donnée, ils évaluent quasiment toujours plus positivement la situation future que la situation passée. D'autre part, l'allure semblable des courbes de chacun des graphiques indique que les anticipations des Français semblent être extrapolatives. Afin d'étudier cela plus en détail, nous avons calculé les coefficients de corrélation correspondant (tableau 14).

TABLEAU 14

Corrélation entre évolution passée et évolution future

	Coefficient
Graphique 15	0,85
Graphique 16	0,81
Graphique 17	0,87
Graphique 18	0,79

Fait stylisé 3 : l'électeur français est en accord avec la théorie de Downs (1957a,b) : ses jugements prospectifs sont extrapolés à partir de ses jugements rétrospectifs[192].

Dans les enquêtes de l'INSEE, de nombreuses autres questions sont posées. Celles concernant l'évolution passée du chômage et des prix sont particulièrement intéressantes. En effet, leurs réponses confrontées à l'évolution réelle des grandeurs macroéconomiques permettront de juger de la qualité du jugement rétrospectif des ménages français.

Depuis le début des enquêtes, les sondés sont interrogés sur l'évolution passée et future des prix. La question sur l'évolution passée va se stabiliser en janvier 1964 et celle sur l'évolution future en janvier 1972 :

5) Depuis six mois, les prix ont beaucoup augmenté (m), ont moyennement augmenté (n), ont peu augmenté ou sont restés stables (o) ?

6) A votre avis, d'après ce que vous pouvez voir autour de vous, la situation de l'emploi des travailleurs au cours de ces derniers mois s'est améliorée (s), ne s'est pas modifiée (t), s'est légèrement détériorée (u), s'est nettement détériorée (v)?

Comme pour les questions précédentes, l'INSEE reporte des indices résumés : (m) – (o) pour la question 5 et (s) – (u) – (v) pour la question 6.

La confrontation des évaluations des ménages aux données observées a déjà fait l'objet dans les années 1980 de plusieurs études en France toutes menées par Claude Fontaine et publiées

[192] La causalité est non ambiguë : cela n'a pas de sens de dire "j'anticipe que la situation va se dégrader dans le futur donc je pense que la situation s'est dégradée dernièrement".

dans la revue *Chroniques d'actualité de la SEDEIS* (voir, entre autres, Fontaine, 1982). L'opinion sur l'évolution des prix était mise en parallèle avec l'évolution du taux d'inflation et celle sur l'évolution de la situation de l'emploi avec les demandes d'emploi et les effectifs salariés du secteur marchand non agricole.

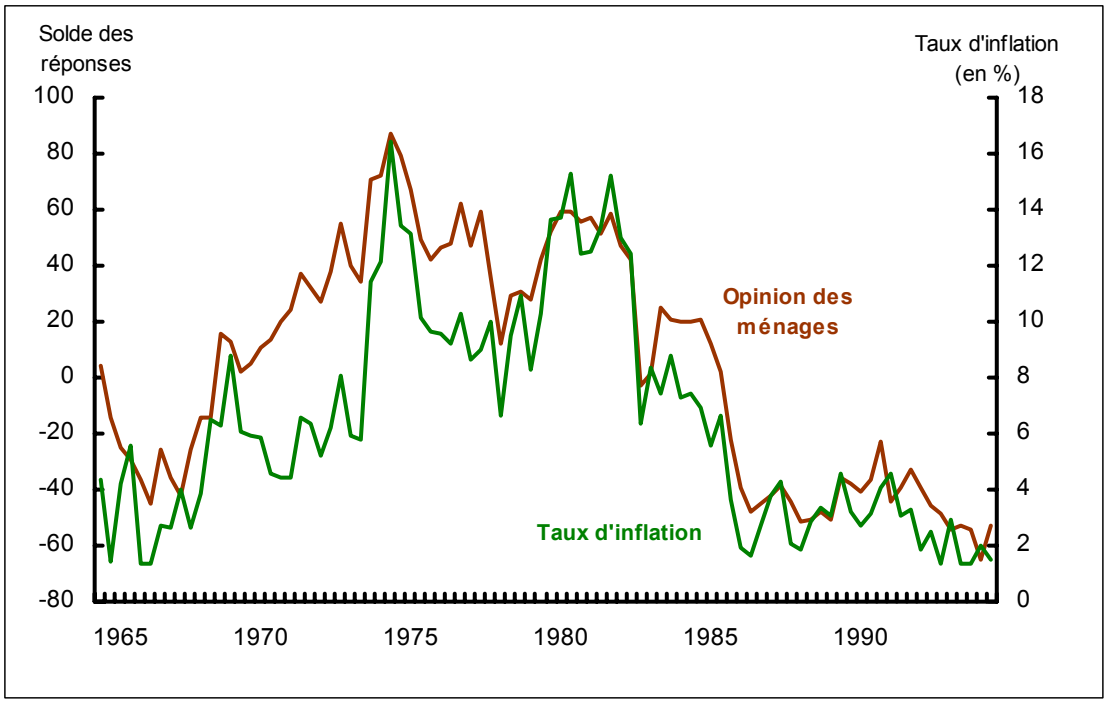
Notre étude porte sur la période 1964-1994 pour l'inflation[193]. Nous avons choisi de reprendre la méthode de Claude Fontaine. Nous avons calculé la moyenne sur les six mois avant l'enquête d'opinion de l'INSEE du taux d'inflation en glissement annuel et nous l'avons confronté à l'opinion des ménages concernant l'évolution passée de l'inflation. Pour le chômage, c'est un peu plus compliqué. Comme nous l'avons vu précédemment, la question relative à l'emploi est plutôt floue : quel horizon se cache derrière "ces derniers mois" ? Est-ce que c'est les trois derniers mois, les six derniers mois, l'année passée ? Et la "situation de l'emploi", est-ce le taux de chômage, le nombre de demandeurs d'emploi, l'évolution de l'emploi ? Nous avons retenu le changement dans le taux de chômage entre le mois précédant l'enquête INSEE et le treizième mois précédant l'enquête INSEE (il s'agit donc d'une évolution sur un an). Cette définition nous est apparue comme un bon compromis. D'une part, cela permet de donner une mesure relative de la situation de l'emploi (on ne peut pas se contenter de prendre des données brutes comme le nombre de demandeurs d'emploi ou l'emploi car la population active a sensiblement varié sur notre période d'étude) et d'autre part l'horizon passé de un an est conforme à celui des sondages américains. En revanche, si la question rétrospective concernant l'emploi est posée depuis 1969, les données du taux de chômage ne sont disponibles mensuellement que depuis janvier 1978. Notre étude couvrira donc la période 1979-1994 en ce qui concerne l'emploi.

Les graphiques obtenus sont les suivants[194] :

[193] Le départ en 1964 est expliqué plus haut.

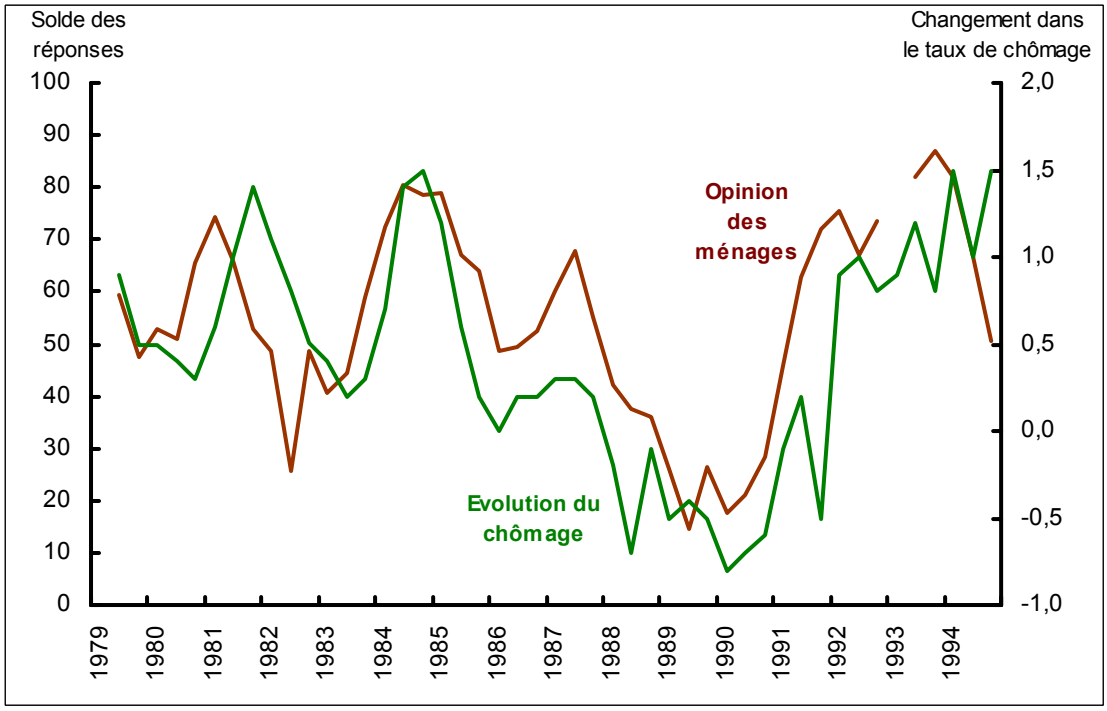
[194] La source des données économiques est *Perspectives économiques de l'OCDE* et celle des données d'opinion est indiquée dans la note de bas de page 188. A noter par ailleurs que le solde des réponses pour l'évolution de l'emploi a été multiplié par -1 pour être en accord avec la notion (négative) de taux de chômage. Enfin, les graphiques sur données trimestrielles entre 1987 et 2004 ne sont pas présentés car on y retrouve sensiblement les mêmes évolutions.

GRAPHIQUE 19



Opinion des ménages sur l'évolution passée des prix et taux d'inflation réalisé, premier semestre 1964 – troisième quadrimestre 1994.

GRAPHIQUE 20



Opinion des ménages sur l'évolution passée de l'emploi et taux de chômage réalisé, premier quadrimestre 1979 – troisième quadrimestre 1994.

L'allure des courbes est très semblable que ce soit pour l'inflation comme pour le chômage (corrélations de 0,90 et 0,69 respectivement).

Fait stylisé 4 : l'électeur français fait des jugements économiques rétrospectifs de bonne qualité.

Avant de conclure ce paragraphe, précisons que d'autres questions relatives aux évaluations prospectives ont été examinées. Notamment, il ressort que jugements rétrospectifs et jugements prospectifs sont très corrélés pour le chômage (0,86), ce qui confirme le fait stylisé 3, mais nettement moins pour l'inflation (0,32)[195]. Enfin, il restait à évaluer la qualité des jugements prospectifs en ce qui concerne le chômage et l'inflation. En comparant, l'évaluation subjective du trimestre t à la valeur objective du trimestre t+4, on trouve une corrélation de 0,10 pour le chômage et 0,27 pour l'inflation. Si on retient une mesure objective alternative comme le changement dans la valeur objective entre le trimestre t et le trimestre t+4, la corrélation est de 0,56 pour le chômage et 0,23 pour l'inflation. Ces corrélations, qui sont sans commune mesure avec celles obtenues dans le cadre des évaluations rétrospectives, dénotent une qualité médiocre des évaluations prospectives ce qui renforce le fait stylisé 4.

Quatre faits stylisés ont été mis en évidence. Les deux premiers concernent le comportement partisan. Les électeurs de gauche sont plus sensibles au problème du chômage que les électeurs de droite. En revanche, aucune différence partisane n'est décelée en ce qui concerne l'inflation. En outre, les électeurs de gauche comme de droite apparaissent sensés puisqu'ils sont d'autant plus préoccupés par le chômage ou l'inflation que ceux-ci sont élevés. Les deux faits stylisés restant font ressortir un comportement totalement en accord avec la théorie d'Anthony Downs : les jugements prospectifs sont extrapolés à partir des jugements rétrospectifs et les jugements rétrospectifs sont de bonne qualité. Ces deux faits tranchent avec les observations effectuées aux États-Unis puisque, comme nous l'avons vu, d'une part jugements rétrospectifs et jugements prospectifs apparaissent relativement déconnectés et d'autre part, une connaissance des données économiques limitée aboutit à des jugements rétrospectifs de qualité médiocre. Ceci a une implication très importante en ce qui concerne le comportement électoral : les déterminants économiques du soutien politique sont à rechercher, pour le cas français, dans le passé.

Cette section nous a permis de voir que l'économie a un fort l'impact sur le soutien politique. C'est probablement parce que les électeurs sont sensibles aux conditions économiques

[195] Données quadrimestrielles pour la période 1972-1994. Pour les données trimestrielles, nous n'avons pas les évaluations rétrospectives du chômage et de l'inflation.

que les gouvernants sont incités à influer sur la conjoncture et à adopter des comportements particuliers. Ce sont ces comportements que la section suivante se propose d'étudier.

2 LE COMPORTEMENT DES GOUVERNANTS : ENTRE OPPORTUNISME ET IDÉOLOGIE

Jusqu'au début des années 1970, les gouvernants sont considérés dans les modèles économiques comme des "planificateurs sociaux" ("social planner") qui maximisent une fonction de bien-être social coïncidant avec la fonction d'utilité de l'agent représentatif dans l'économie. Ce comportement de "dictateur bienveillant" selon l'expression de Knut Wicksell est notamment hérité de Tinbergen (1952, chapitres 1 et 9) et de Theil (1958, chapitre 8). Cependant, dès le début des années 1940, des auteurs vont rejeter cette vision idyllique de l'État et prêter des comportements plus calculateurs aux dirigeants politiques.

Comme nous l'avons vu dans la section précédente, les agents sont sensibles aux conditions économiques et, souvent, n'hésitent pas à sanctionner les gouvernants en cas de mauvais résultats. Sur le fond, si les gouvernants cherchent à obtenir de bonnes performances macroéconomiques pour satisfaire les électeurs, ils ne font que maximiser le bien-être social et ne s'écartent donc pas du comportement décrit ci-dessus. Cependant, si les gouvernants sont mus par d'autres intérêts comme par exemple celui de rester au pouvoir pour capter une rente – matérielle ou immatérielle[196] –, ils vont être tentés d'influer sur la conjoncture économique, ce qui va entraîner des distorsions et générer de l'instabilité. En dehors de ce comportement qualifié "d'opportuniste", le calendrier électoral est source d'incertitude et perturbe les agents qui, ne sachant pas quelle politique va être menée après les élections, rencontrent des difficultés pour former leurs anticipations et prendre leurs décisions. Cela est notamment le cas dans les systèmes bipartisans dans lequel chaque parti possède son idéologie propre. On parle alors de comportement "partisan".

Plusieurs expressions ont émergé de la littérature pour rendre compte des fluctuations économiques issues de ces comportements. De manière générale, quand le comportement n'est pas caractérisé, on parle de "cycles électoraux", de "cycles politiques" ou encore de "cycles politico-économiques". Cette dernière expression a notre préférence car elle traduit bien le phénomène d'interaction entre économie et politique entrevu dans la partie précédente et que la présente partie va, au sens mathématique du terme, compléter. En effet, si, comme nous l'avons

[196] On peut penser au prestige associé à la fonction élective.

vu, l'économie détermine le vote ou la popularité, à leur tour, les variables politiques influencent les grandeurs macroéconomiques. Lorsque un type de comportement bien précis s'exprime, on parle de "cycles politico-économiques opportunistes" et de "cycles politico-économiques partisans". Afin de ne pas surcharger le propos, nous parlerons dans ce qui suit de "cycles opportunistes" et de "cycles partisans".

Quelle que soit leur appellation, les cycles politico-économiques ont connu une attention grandissante au cours de ces trente dernières années. Un rapide comptage effectué par nos soins parmi la littérature anglo-saxonne fait apparaître la publication de plus de 500 articles et d'une dizaine de livres sur le sujet. On compte également une quarantaine de contributions en Français. Toute cette littérature a fait l'objet de très nombreux bilans. Parmi les plus récents, on peut citer ceux de Paldam (1997), Persson et Tabellini (2000, chapitre 16), Drazen (2000, 2001, chapitre 7), Kiefer (1999, chapitres 10 et 11) et Franzese (2002). Les contraintes d'espace imposées par les éditeurs obligent les auteurs à des survols rapides laissant de côté certaines questions tant sur le plan théorique que sur le plan empirique. Par exemple, un bilan des études économétriques, aussi complet soit-il, s'étendra rarement sur la méthode utilisée. L'objet de la première sous-section est précisément de faire un tour concis de la littérature en essayant de ne négliger aucun aspect. Les grands axes théoriques, les principales controverses, les résultats empiriques majeurs, les avancées nouvelles, les enjeux à venir : toutes ces questions seront abordées, même brièvement. Cette sous-section est, sans grande originalité, découpée selon les deux grands types de comportements mis en évidence précédemment. Cette dichotomie est complétée par un paragraphe explorant une voie de recherche ayant tenté de concilier comportement opportuniste et comportement partisan. La seconde sous-section est quant à elle dévolue à l'examen de quelques faits stylisés pour le cas français. Comme dans la partie précédente sur le comportement des électeurs, elle donnera les grandes orientations pour l'étude empirique à venir.

2.1 Les cycles politico-économiques

Nous verrons successivement les cycles opportunistes, les cycles partisans et une troisième voie de recherche ayant tenté de concilier les deux premières approches.

2.1.1 Les cycles opportunistes

"Il est impossible de considérer la marche ordinaire des affaires aux États-Unis sans s'apercevoir que le désir d'être réélu domine la pensée du Président"

A. Tocqueville, philosophe[197]

"Comme dans beaucoup de pays, notre classe politique sans cesse obsédée par son éventuelle réélection n'a cessé de se déconsidérer ces dernières années"

M. O'Meara, sportif[198]

La mise en parallèle de ces deux citations montre une convergence saisissante entre l'opinion du philosophe et de l'homme de la rue sur le comportement électoraliste du Président américain et ce, à près de deux siècles d'intervalle. C'est ce type de comportement que le présent paragraphe se propose d'examiner.

2.1.1.1 Les pionniers : Michal Kalecki, Anthony Downs et Johan Åkerman

Nous exposerons les travaux des trois auteurs considérés comme les pionniers des études sur les cycles politico-économiques : Michal Kalecki, Anthony Downs et Johan Åkerman.

2.1.1.1.1 L'approche théorique marxiste de Kalecki (1943)

Selon Michal Kalecki, la politique détermine en partie l'évolution macroéconomique en raison de la lutte entre des classes sociales aux intérêts contradictoires.

Kalecki (1943) se propose de répondre à la question suivante : pourquoi les capitalistes sont-ils hostiles aux politiques de relance budgétaire destinées à assurer le plein-emploi ? Parmi les réponses avancées figure le rôle stratégique du chômage. Assurer le plein-emploi, c'est affaiblir le pouvoir des entrepreneurs. En effet, d'une part l'absence ou la faiblesse du chômage renforce le pouvoir de négociation salariale des travailleurs et d'autre part, en situation de plein-emploi, la perte d'emploi consécutive à une éventuelle "mise à la porte" ne constitue plus une menace. Par ailleurs, des mouvements sociaux portant sur des augmentations de salaires pourraient affecter une autre classe, celle des rentiers. En effet, dans l'hypothèse où les travailleurs auraient gain de

[197] Tocqueville (1835, partie 1, 210-211). Pour cette référence, la pagination est celle de l'édition de 1981.
[198] Source : *L'équipe magazine*, 12/09/1998, page 76. Mark O'Meara est joueur professionnel de golf aux États-Unis.

cause, cela entraînera une hausse de l'inflation qui éroderait les revenus des détenteurs de capitaux. La politique de rigueur perdurerait jusqu'à ce que la flambée du chômage et l'agitation sociale ne contraignent le gouvernement à relancer à nouveau l'économie pour restaurer l'emploi, et ainsi de suite. Trente ans avant Nordhaus (1975), Kalecki (1943) parle alors de "cycle politico-économique" ("political business cycle") pour qualifier ce cycle inflation-chômage reflétant les fluctuations du rapport de force politique des classes sociales en conflit.

L'analyse de Michal Kalecki, si elle a le mérite d'attirer l'attention sur l'interdépendance des phénomènes politiques et de la conjoncture économique, fait néanmoins l'impasse sur une étude approfondie du comportement des gouvernants. En effet, le gouvernement apparaît comme un relais passif de l'affrontement entre les classes, favorisant tour à tour les différentes classes par des politiques de "stop and go". Cependant, cela n'altère en rien l'aspect visionnaire de ses travaux[199].

2.1.1.1.2 L'approche théorique néo-classique de Downs (1957a,b)

Nous avons vu précédemment comment Downs (1957a,b) avait tenté, pour la première fois, d'appliquer la méthode d'analyse économique aux phénomènes politiques. En particulier, nous avons vu que sa théorie consistait à étendre aux choix politiques le postulat de rationalité déjà retenu par les économistes pour l'étude des choix de production, de consommation, d'investissement, etc.

Lorsqu'il s'intéresse au comportement des gouvernants, Downs (1957a,b) adopte une hypothèse plus restrictive : les gouvernants ne sont pas seulement rationnels mais égoïstes. Ce postulat d'égoïsme, déjà présent dans la littérature économique et en particulier chez Smith (1776)[200], permet de définir la motivation fondamentale des gouvernants : "Nous supposons qu'ils n'agissent que pour obtenir les revenus, le prestige et le pouvoir qui accompagnent les fonctions électives" (Downs, 1957b, 28)[201]. Cette motivation ou finalité débouche à son tour sur un objectif opérationnel des partis et des gouvernements : maximiser le nombre de votes en leur faveur.

Selon Anthony Downs, "le gouvernement est un entrepreneur vendant des politiques contre des votes au lieu de produits contre de l'argent" (Downs, 1957a, 137)[202]. Dans ce contexte-là, il n'y a pas de place pour une quelconque idéologie. Les politiciens ne traitent les différents

---

199 Voir notamment la redécouverte des travaux de Michal Kalecki par Boddy et Crotty (1975).
200 Voir notamment le tome 2, pages 40 à 43 (la pagination correspond à celle de l'édition française de 1991).
201 Les traductions des citations de Downs (1957b) figurant dans ce paragraphe sont celles de Généreux (1996).
202 François Perroux parlera "d'indigence de cette sorte pensée" en référence aux modèles économiques de pouvoir politique dont les hypothèses sont qu'un "résultat politique est acquis en dépensant de l'argent et, s'il est atteint, en pourra procurer" (Perroux, 1973, 129).

choix politiques possibles que comme un moyen de remplir leurs objectifs privés, objectifs qu'ils ne peuvent atteindre qu'en étant élus : "les partis définissent des choix politiques en vue de gagner les élections, et ne gagnent pas les élections dans le but de fixer les choix politiques" (Downs, 1957b, 28). Préoccupés uniquement par leur réélection, les gouvernants oublient l'intérêt général ; le dictateur bienveillant à la Wicksell disparaît.

L'analyse d'Anthony Downs a été critiquée principalement à cause de son côté réducteur (Attali, 1972). Une autre critique que l'on peut émettre est que, si Downs (1957a,b) est prolixe sur les fins des gouvernants, il ne dit quasiment rien sur les moyens qu'ils doivent mettre en œuvre pour parvenir à ces fins. A peine indique-t-il "en jouant sur l'économie et dans d'autres domaines, [le gouvernement] tente de manipuler les retombées d'utilité pour les électeurs, à la fois immédiates et futures, de manière à obtenir leurs voix" (Downs, 1957b, 176). Le mécanisme permettant de maximiser le nombre de voix reçu lors des élections n'est pas explicité. C'est à Nordhaus (1975) qu'il appartiendra, près de vingt ans après Downs (1957a,b), de le faire.

2.1.1.1.3 L'approche empirique de Åkerman (1947)

En 1947 paraît un article de Johan Åkerman intitulé "Political Economic Cycles". L'auteur y mentionne l'une de ses études menée trois ans plus tôt dans laquelle il mettait en évidence une relation entre conjoncture économique et remaniements politiques dans la France des années 1930[203]. Notamment, il existait selon lui une corrélation entre le cycle économique et la durée de vie des cabinets, les changements de gouvernants intervenant dans les phases de récession économique. Dans Åkerman (1947), l'auteur montre qu'aux États-Unis, sur la période 1830-1945, les cycles économiques courts sont liés au cycle quadriennal présidentiel sans toutefois en préciser les mécanismes causals.

Si, contrairement à Kalecki (1943) et Downs (1957a,b), Åkerman (1947) ne propose pas de fondements théoriques, il reste cependant l'un des premiers à avoir étudié empiriquement les liens entre politique et économie.

[203] Voir la traduction française pour plus de détails (Åkerman, 1955).

2.1.1.2 Les cycles politico-économiques à la Nordhaus

"Le cycle politique est une approche qui prend en compte les interactions entre politique et économie lors du choix des politiques monétaires et fiscales. Une des fonctions de toute Constitution est de s'assurer que ces politiques vont dans l'intérêt général. Mais, au bout du compte, on s'aperçoit qu'elles sont surtout le reflet de motivations électorales"

W.D. Nordhaus[204]

William Nordhaus est le premier chercheur à étudier les conséquences d'un comportement électoraliste des gouvernants dans le cadre d'un modèle analytique. Vu l'importance de son modèle pour notre propos, nous avons choisi de nous attarder dans un premier temps sur le contexte scientifique, économique et politique dans lequel naît sa contribution. Ensuite, nous présentons les hypothèses et les implications théoriques du modèle, ainsi que des études proches ayant vu le jour à la même période. Enfin, un paragraphe sur les tentatives de vérifications empiriques et un autre sur les raffinements du modèle originel sont proposés.

2.1.1.2.1 Le contexte de l'article de Nordhaus (1975)[205]

William Nordhaus commence ses recherches au début des années 1970 et, en 1972, un document de travail enregistré dans la série des "Cowles Foundation Papers" voit le jour. A la Cowles Foundation, William Nordhaus a croisé Gerald Kramer et Ray Fair qui ont tous deux montré l'influence de l'économie sur le résultat des élections. Le premier dans son célèbre article de 1971 que nous avons déjà mentionné et le second dans un document de travail, lui aussi enregistré à la Cowles Foundation en 1975 et qui sera publié en 1978. Ces travaux sont très importants car ils complètent l'analyse de Downs (1957a,b). En effet, puisque l'économie influence le vote, manipuler l'économie doit permettre d'obtenir des voix et donc, pour les gouvernants en place, d'être réélus. William Nordhaus va reprendre l'hypothèse du comportement opportuniste des gouvernants à la Downs et montrer comment ce type de comportements génère des fluctuations économiques. Toujours concernant le contexte, on peut penser que William Nordhaus s'est inspiré de Kalecki (1943) au moins pour le titre de son article – "The Political Business Cycle" – d'autant plus que les travaux de Michal Kalecki ont fait l'objet de nouvelles rééditions dans les années 1960 (voir Feiwel, 1974).

[204] Source : correspondance avec l'auteur du présent travail.
[205] Les grandes lignes de Nordhaus (1975) sont reprises de manière non formalisée dans Lindbeck (1976).

Sur le plan économique, William Nordhaus écrit dans une période où les fluctuations macroéconomiques sont de plus en plus importantes. Notamment, l'inflation est de plus en plus forte. En effet, le taux d'inflation annuel moyen a plus que doublé dans les années 1960 (3,3 % pour 1965-1969 contre 1,3 % pour 1960-1964) et cette tendance perdure (6,0 % pour 1970-1974)[206]. Ces fluctuations génèrent de l'incertitude qui freine l'investissement (entre autres) et mine ainsi la croissance (Bernanke, 1983, Cukierman, 1980). Par ailleurs, sur le plan de la théorie économique, les keynésiens et la courbe de Phillips sont attaqués à la fois par Milton Friedman et les monétaristes et par Robert Lucas et les nouveaux classiques.

Enfin, l'Amérique du début des années 1970 connaît une crise de confiance dans ses représentants politiques qui atteint son paroxysme en août 1974 avec la démission du Président Nixon suite au scandale du Watergate. La vision cynique des politiciens manipulateurs est dans l'air du temps.

2.1.1.2.2 Hypothèses et résolution du modèle[207]

Les politiciens ont un comportement "à la Downs" ; ils ne pensent qu'à maximiser leur probabilité de réélection. Pour cela, ils minimisent une fonction de perte qui traduit le mécontentement des électeurs[208]. Cette fonction a pour argument le taux d'inflation et l'écart entre la production et son niveau de plein-emploi. L'économie est décrite par une relation de Phillips de court terme. Les gouvernants contrôlent divers instruments leur permettant de modifier les grandeurs macroéconomiques. En particulier, ils contrôlent l'évolution de la masse monétaire, donc le taux d'inflation. Du côté des électeurs, on considère qu'ils ont des préférences stables concernant les variables économiques. Ils votent pour le gouvernement s'ils pensent que les conditions économiques se sont améliorées par rapport à leurs attentes ; ils votent contre le gouvernement si ces conditions se sont détériorées. Concernant l'inflation, les électeurs ont des anticipations extrapolatives : les anticipations sont construites à partir du taux observé dans le passé[209]. On considère en outre que les électeurs sont myopes : ils ont "la mémoire courte". Ils sont d'autant plus sensibles aux événements qu'ils sont proches dans le temps. Pour formaliser cette hypothèse, on introduit un "taux d'oubli" (taux d'actualisation) qui traduit le fait que les

[206] Source : Hibbs (1987b, 64).
[207] Nous résumons ici le contenu du modèle à partir de la présentation qu'en fait Artus (1993).
[208] Dans son article original, William Nordhaus établit une relation fonctionnelle entre la pénalité et le nombre de voix nécessaire pour être réélu. Il obtient ainsi une fonction de vote. Le but de ce paragraphe étant de capter les intuitions de Nordhaus (1975) et de retrouver les principaux résultats, nous n'avons conservé que la fonction de perte et ce, bien entendu, sans perte de généralité.
[209] A noter que dans le modèle original de Nordhaus (1975), les anticipations ne sont pas extrapolatives mais adaptatives (elles prennent en compte les erreurs passées).

agents accordent moins d'importance à la période la plus éloignée. Enfin, l'intervalle de temps entre deux élections est fixé de manière exogène et sa durée est de deux périodes.

Le programme du gouvernement consiste à minimiser la fonction de perte intertemporelle sous la contrainte induite par la relation de Phillips. On obtient ainsi les taux d'inflation que doit pratiquer le gouvernement s'il veut que ses chances de réélection soient maximales. Il se produit alors un cycle politico-économique que l'on qualifie "d'opportuniste". L'année suivant les élections, le taux d'inflation réalisé est inférieur au taux d'inflation anticipé par les agents. La production diminue ce qui entraîne une hausse du chômage qui sera oubliée la période suivante. Les périodes post-électorales sont donc des années de récession économique. Les périodes précédant les élections, les gouvernants augmentent fortement l'inflation ce qui provoque une hausse de la production. Les électeurs sont manipulés car ils se fondent sur l'inflation (faible) de la période précédente pour construire leurs anticipations d'inflation. Les années d'élections sont donc des années d'expansion économique.

2.1.1.2.3 Deux approches similaires : MacRae (1977) et Tufte (1978)

Le modèle de MacRae (1977) est dans la lignée de celui de Nordhaus (1975) mais il comporte deux changements notables. Tout d'abord, là où Nordhaus (1975) maximise une fonction de vote, MacRae (1977) minimise une fonction de perte. Ensuite, le poids de l'inflation dans la fonction de perte est augmenté. Alors que chez Nordhaus (1975), la fonction de perte est quadratique uniquement concernant le chômage, chez MacRae (1977), la fonction est quadratique concernant le chômage *et* l'inflation. On doit donc s'attendre à des résultats différents : l'inflation *et* le chômage seront minimum juste avant les élections. MacRae (1977) retrouve les résultats de Nordhaus (1975). Cependant, et nous y reviendrons plus loin, le moyen d'éliminer les cycles diffère d'un auteur à l'autre.

Tufte (1978)[210] s'interroge sur les moyens d'action à la disposition du gouvernement pour provoquer ce fameux "boom" économique avant les élections. Selon lui, "les instruments de politique économique actionnés doivent être rapidement opérationnels et provoquer des retombées positives immédiates pour un grand nombre d'électeurs" (Tufte, 1978, 9). L'augmentation du revenu réel disponible paraît être un bon "signal d'une stimulation préélectorale de l'économie" (Tufte, 1978, 10). En effet, à travers les impôts et les transferts, celui-ci peut être rapidement manipulé et avec beaucoup plus de facilité et de souplesse que le chômage, l'inflation ou la croissance de la production. De plus, quel agent ne serait pas sensible à

[210] Le document de travail a été diffusé dès 1974.

une augmentation de sa richesse ? Tufte (1978) teste une éventuelle accélération de la croissance du revenu réel disponible l'année des élections dans 27 démocraties de 1961 à 1972. Dans 19 pays, il y a effectivement un cycle politico-économique : la fréquence des augmentations du revenu disponible réel est plus élevée les années d'élections que les années sans élection[34]. L'étude de Tufte (1978) a été critiquée principalement parce qu'elle ne comporte pas de tests sophistiqués des hypothèses. En effet, Tufte (1978) s'appuie uniquement sur des analyses graphiques et des commentaires de tableaux.

2.1.1.2.4 Tentatives de vérifications empiriques

Nordhaus (1975) teste son modèle pour neuf pays sur une période allant de 1947 et 1972. Les résultats sont décevants : seules les données de la Nouvelle-Zélande, de l'Allemagne et des États-Unis sont en accord avec les prédictions du modèle. Deux autres pays, la Suède et la France montrent des signes de cycles politico-économiques mais d'une manière plus nuancée[211]. Par ailleurs, les conclusions empiriques peuvent être remises en cause. En effet, Nordhaus (1975) utilise un test non paramétrique : il compte pour chaque pays le nombre de cas où (1) le chômage augmente avant l'élection, (2) le chômage diminue avant l'élection, (3) le chômage augmente après l'élection et (4) le chômage diminue après l'élection. Le total des cas conformes à la théorie est, selon lui, obtenu en sommant (2) et (3). Le seul problème avec cette méthode est qu'on ne sait pas si, pour une élection donnée, on a conjointement une diminution du chômage avant les élections et une augmentation après (ce qui est le cycle complet à la Nordhaus). Par exemple, si le nombre de cas (2) est égal à 2 et le nombre de cas (3) égal à 4, pour Nordhaus (1975), le nombre de cas favorables à la théorie est 6. Mais si le chômage diminue avant et après les élections, cela ajoute un cas à (2) et donc un cas favorable à la théorie alors que clairement, il ne s'agit pas d'un cycle à la Nordhaus.

---

[34] Tufte (1978) est par ailleurs le premier à avoir émis l'hypothèse d'une internationalisation des cycles politico-économiques : les cycles politico-économiques observés aux États-Unis peuvent se transmettre par un effet de report ou de débordements à d'autres pays puisque la conjoncture de nombreux pays développés suit, avec un certain retard, celle des États-Unis (Tufte, 1978, chapitre 3). Il examine le taux de croissance annuel du PNB réel par tête sur la période 1959-1976 pour les sept plus grandes économies capitalistes. La croissance moyenne pour l'échantillon est de 4,6 % pour les années d'élections nationales, 4,3 % pour les années d'élections aux États-Unis et 2,4 % pour les années sans élection nationale, ni d'élection aux États-Unis (Tufte, 1978, 66). Thompson et Zuk (1983) mènent une étude économétrique et concluent au rejet de cette hypothèse pour la croissance trimestrielle du PNB de six grandes économies sur la période 1955-1980. Selon eux, elle ne se vérifie pas principalement à cause du fait que le cycle politico-économique américain ne se retrouve déjà pas dans les données américaines. Enfin, plus récemment, des chercheurs ont étudié le phénomène de propagation des cycles politico-économiques à l'intérieur de l'Union Européenne (Sapir et Sekkat, 1999, 2002, Buti et van den Noord, 2003).

[211] William Nordhaus fait une remarque importante lorsqu'il commente les résultats pour les États-Unis : pour les deux élections pour lesquelles le cycle politique n'est pas observé, 1960 et 1968, le parti sortant est battu (Nordhaus, 1975, 186).

Tufte (1978) montre qu'aux États-Unis, de 1946 à 1976, dans 50 % des cas, une année d'élection présidentielle est une année de moins d'inflation et de moins de chômage. Ce pourcentage tombe à 9 % pour les années sans élection (Tufte, 1978, 22). MacRae (1977) trouve lui aussi que son modèle est confirmé par les données. Toujours dans les années 1970, on peut citer les études empiriques de McCallum (1978) et Paldam (1979). L'article de McCallum (1978) a introduit la méthodologie de référence pour détecter économétriquement la présence de cycles politico-économiques : une variable économique est expliquée par une tendance propre à cette variable (la plupart du temps des termes retardés) et une variable indicatrice valant 1 "autour" des élections et 0 ailleurs. Le choix de la variable indicatrice a deux dimensions principales résumées par la question suivante : s'ils existent, quelle est la durée des effets pré- et post-électoraux et avec quels décalages par rapport aux élections se manifestent-ils ? Aucune réponse définitive n'a, à ce jour, été apportée à cette question et le tâtonnement reste privilégié. La simplicité de la méthode de McCallum (1978) l'a rendue populaire et elle demeure la plus utilisée de nos jours (voir, entre autres, Sapir et Sekkat, 2002, pour un exemple récent). Bien entendu, son caractère rudimentaire a été critiqué mais les études offrant des modélisations plus complètes restent minoritaires. McCallum (1978) conclut à l'inexistence d'un cycle à la Nordhaus aux États-Unis sur la période 1949-1974 tandis que Paldam (1979) suggère que la forme du cycle varie d'un pays à l'autre (étude sur 17 pays entre 1948 et 1975).

Dans une étude proche de celle de Tufte (1978), Soh (1986) montre que pour 7 pays sur les 20 retenus, de 1961 à 1980, les années d'élections sont, en moyenne, des années de hausse du taux d'inflation et de baisse du taux de chômage. Cependant, l'auteur n'étudie pas la situation économique de l'année suivant les élections, ce qui empêche toute vérification empirique d'un cycle politico-économique à la Nordhaus au sens strict.

Pour de nombreux auteurs, le cycle politico-économique à la Nordhaus n'est qu'une "belle théorie". Ainsi, pour Alt et Chrystal (1983a, 125), "personne ne peut parcourir la littérature des cycles politiques sans être frappé par le manque de vérifications empiriques probantes". Parmi les tentatives avortées pour l'inflation et/ou le chômage, on peut citer Golden et Poterba (1980) et Beck (1982).

A la fin des années 1980, on se demande si les cycles opportunistes sont "réellement morts" (Keil, 1988, 86). Cependant, c'est précisément à cette époque que les cycles opportunistes vont connaître un retour en grâce sur le plan empirique aux États-Unis sous l'impulsion de Stephen Haynes et Joe Stone. Dans une série de contributions, ils vont proposer un renouvellement méthodologique. Selon eux, si on est incapable de mettre en évidence des cycles opportunistes aux États-Unis, ce n'est pas parce qu'ils n'existent pas mais parce que la méthode employée pour

les détecter n'est pas la bonne. Aux régressions économétriques classiques, ces auteurs vont substituer l'analyse spectrale. Ce type d'analyse permet de détecter la composante cyclique d'une série statistique. Cette composante est identifiée graphiquement par le repérage de pics dans la densité spectrale de la série[212]. A chaque pic correspond une fréquence dont on déduit la durée du cycle observé. Leurs intuitions sont présentées dans Haynes et Stone (1988) puis développées dans Haynes et Stone (1990). Sur la période 1951-1980 (données trimestrielles), la densité spectrale est la plus élevée pour un cycle de quatre ans pour le chômage comme pour l'inflation (Haynes et Stone, 1988). Afin de vérifier que ce cycle correspond bien au cycle présidentiel, les auteurs calculent la corrélation entre la série économique et une variable indicatrice prenant une forme sinusoïdale et ayant son maximum à chacun des seize trimestres possibles du mandant présidentiel. Il ressort que la corrélation la plus élevée pour le chômage est celle avec la variable indicatrice ayant son maximum dans le troisième trimestre de l'année des élections et que la corrélation la plus élevée pour l'inflation est celle avec la variable indicatrice ayant son maximum dans le deuxième trimestre suivant le trimestre des élections. La méthode spectrale paraît plus adaptée que les régressions économétriques classiques qui testent des variables indicatrices valant 0 ou 1 alors que, comme le font remarquer Haynes et Stones (1988, 288), le chômage et l'inflation sont des séries statistiques ne connaissant pas les ruptures supposées par des variables indicatrices binaires. Les variables de cycle employées par Stephen Haynes et Joe Stone prennent une valeur pour chacun des seize trimestres du mandat présidentiel. Il n'y a pas de ruptures (ou tout du moins celles-ci sont atténuées). Tous les trimestres renferment de l'information et doivent donc être pris en compte. Haynes et Stone (1990) appliquent leur méthode à la période 1951-1986 et l'étendent au PNB. Les conclusions, quoique légèrement différentes, vont dans le même sens que celles obtenues précédemment. Le chômage diminue dans les deux ans avant les élections et atteint son minimum le trimestre suivant les élections. L'inflation connaît, elle, son minimum trois trimestres avant les élections et son maximum cinq trimestres après les élections. Enfin, la croissance du PNB augmente dans les deux ans précédant les élections et atteint son maximum le trimestre des élections.

Malgré cela, à la fin des années 1980 et dans les années 1990, d'autres études sont venues infirmer, totalement ou partiellement, la théorie de Nordhaus (1975) (Alesina, 1988, 1989, Alesina *et al.*, 1992, et Alesina et Roubini, 1992, 1997[213]). En particulier, dans l'étude la plus complète,

[212] La fonction de densité spectrale permet de décomposer la variance d'une série mettant ainsi en évidence des cycles.

[213] Il faut noter que ici et dans ce qui suit, l'étude référencée sous "Alesina et Roubini (1997)" a été réalisée avec Gerald Cohen. La couverture de l'ouvrage porte précisément la mention "Alberto Alesina, Nouriel Roubini with Gerald D. Cohen". Nous l'aurions citée comme "Alesina *et al.* (1997)" dans le cas où il eut été simplement indiqué "Alberto Alesina, Nouriel Roubini, Gerald D. Cohen".

Alesina et Roubini (1997) rejètent la théorie de Nordhaus (1975) pour le chômage et pour la croissance du PIB mais la valident pour l'inflation (panel de 18 pays de l'OCDE sur la période 1960-1993). Pour Tufte (1978) et Golden et Poterba (1980) (entre autres), les politiciens n'ont pas un contrôle suffisant sur l'économie pour influer sur des variables telles que la croissance ou le chômage. Si un cycle existe, il est à rechercher non dans les résultats de la politique économique eux-mêmes mais dans les instruments de politique économique par définition plus directement contrôlables.

Pour tenir compte de cette objection mais aussi pour prendre en compte la critique des anticipations rationnelles ou encore étudier les conditions d'apparition et/ou de disparition du cycle, le modèle de Nordhaus (1975) va connaître plusieurs raffinements. Ceux-ci font l'objet du paragraphe suivant.

2.1.1.2.5 Les raffinements du modèle de Nordhaus (1975)

L'introduction des anticipations rationnelles et une prise en compte plus fine du contexte institutionnel constituent les deux raffinements majeurs de la théorie de William Nordhaus.

2.1.1.2.5.1 L'introduction des anticipations rationnelles

La même année et le même mois (Avril 1975) que paraît l'article de William Nordhaus est publié un article écrit par Thomas Sargent et Neil Wallace qui va déclencher ce que l'on a appelé "la révolution des anticipations rationnelles" (Sargent et Wallace, 1975). Certains parleront même "d'évangélisation" (Price, 1997, 408). L'impact sur la théorie des cycles opportunistes est tellement important qu'Alberto Alesina parlera "d'effet dévastateur" (Alesina, 1988, 15). En effet, si les agents sont capables d'anticiper correctement la politique du gouvernement, il n'y a plus de cycles politico-économiques au sens de Nordhaus (1975). La minimisation de la fonction de perte conduit le gouvernement à pratiquer un taux d'inflation nul pour les deux périodes, rendant ainsi impossible toute politique expansionniste ; les cycles opportunistes disparaissent[214].

Dix années vont s'écouler avant que des auteurs tentent de concilier le modèle de Nordhaus (1975) avec la théorie des anticipations rationnelles. On peut citer trois contributions importantes

[214] Nordhaus (1989) répondra à cette critique, non pas en modifiant ses hypothèses sur la formation des anticipations, mais au contraire, comme nous le verrons plus tard, en défendant sa vision adaptative de la formation des anticipations et en montrant que les agents ne sont pas caractérisés par la rationalité forte que leur attribuent les nouveaux classiques.

: Rogoff et Sibert (1988), Rogoff (1990) et Persson et Tabellini (1990)[215]. Ces articles n'envisagent plus un arbitrage inflation / chômage mais une problématique liée au budget de l'État. De plus, ces modèles substituent l'asymétrie d'information temporaire entre les électeurs et le gouvernement à l'hypothèse d'électeurs non rationnels. Cependant, les asymétries d'information sont de nature différente d'un modèle à l'autre.

Chez Rogoff et Sibert (1988) et Rogoff (1990), les électeurs sont rationnels mais n'ont pas une information complète sur la compétence du gouvernement ; ils ne l'observent qu'avec retard. La compétence est définie comme la capacité à fournir des biens publics et des transferts de manière efficace (*i.e.* en limitant les gaspillages). Afin d'apparaître compétents, les gouvernants mènent des politiques budgétaires expansionnistes tout en dissimulant momentanément les conséquences néfastes aux agents (augmentation du déficit budgétaire). En faisant cela, le gouvernement crée l'illusion d'une prospérité le temps que les électeurs réalisent qu'ils devront "rembourser" d'une manière ou d'une autre le déficit ainsi occasionné. Le cycle n'est donc plus ici en termes de chômage ou de croissance mais en termes de politiques fiscales (dépenses publiques, impôts, déficits publics). Ce modèle a ensuite fait l'objet de compléments comme celui proposé par Drazen (2000) dans lequel l'autorité monétaire, soumise à des pressions, peut ou non accommoder la politique fiscale du gouvernement.

Le troisième modèle est celui de Persson et Tabellini (1990) dans lequel les électeurs observent le niveau de l'emploi avant les élections mais l'inflation après les élections. Ainsi, ils ne savent pas si le haut niveau de l'emploi qu'ils observent avant les élections est dû à une poussée inflationniste qui sera observée après les élections ou à l'action d'un gouvernement particulièrement compétent capable d'obtenir un niveau de l'emploi élevé sans inflation. Cette ambiguïté permet au gouvernement de masquer le cycle opportuniste[216].

Sur le plan empirique, la méthode employée pour détecter les cycles opportunistes avec anticipations rationnelles ne diffère pas de celle utilisée précédemment. Cependant, dans la lignée des modèles de Rogoff et Sibert (1988) et de Rogoff (1990), les cycles opportunistes sont plutôt à rechercher du côté des instruments de la politique économique (on parle notamment de "cycle politique budgétaire" ou de "cycles opportunistes budgétaires") que des résultats de la politique économique. Les conclusions sont la plupart du temps favorables à ces modèles (Alesina, 1988, 1989, Alesina et Roubini, 1992, 1997, Alesina *et al.*, 1992, 1993). Ainsi, Alesina et Roubini (1997) détectent bien un cycle opportuniste dans certains instruments de politique économique comme la croissance de M1 ou le déficit budgétaire pour un panel de 18 pays de l'OCDE entre le début

[215] Cukierman et Meltzer (1986) est aussi fréquemment cité mais, si cette contribution met l'accent comme les autres sur les asymétries d'information, elle ne fait pas explicitement le lien avec les cycles opportunistes.
[216] Pour un modèle récent dans un cadre proche, voir Lohmann (1998).

des années 1960 et 1997. Cela vient en outre conforter les résultats obtenus par les mêmes auteurs en ce qui concerne l'inflation, à savoir que celle-ci est maximale juste après[217] les élections. Plus récemment, des cycles budgétaires opportunistes ont été mis en évidence dans les pays en développement que ce soit les pays d'Amérique Latine (Kraemer, 1997), les pays d'Europe de l'Est (Akhmedov et Zhuravskaya, 2004, Hallerberg et Vinhas de Souza, 2000) ou les pays du continent africain (Block, 2002).

Pour résumer, nous pouvons dire qu'en tirant parti de l'asymétrie d'information et en essayant d'apparaître aussi compétent que possible avant les élections, les politiciens se comportent comme dans le modèle de Nordhaus (1975). Les conclusions de ce dernier survivent même lorsque les électeurs ne sont pas myopes et naïfs et ce, aussi longtemps qu'ils sont mal informés de l'environnement, des objectifs du gouvernement ou de sa capacité à diriger l'économie.

2.1.1.2.5.2 La prise en compte du contexte institutionnel[218]

Cette prise en compte prend la forme d'un examen attentif des conséquences sur l'existence et l'ampleur des cycles politico-économiques du calendrier électoral et des caractéristiques du système politique[219].

2.1.1.2.5.2.1 Le calendrier électoral : durée du mandat et élections endogènes

Dans le modèle de Nordhaus (1975), le contexte institutionnel apparaissait en filigrane au travers de la durée du mandat. Pour Nordhaus (1975), limiter la durée du mandat ou le nombre de mandats, c'est imposer une contrainte de temps sur les gouvernants qui ne sont plus en mesure de générer le cycle. Pour MacRae (1977), c'est au contraire une durée infinie de ce même cycle électoral qui permettrait un tel résultat. En effet, si la date des prochaines élections n'est pas connue, les gouvernements ne peuvent pas savoir quand ils doivent déclencher le cycle politico-économique. Mais, comme il le dit lui-même, cette option est incompatible avec l'idée d'un

[217] En effet, contrairement aux cycles opportunistes à la Nordhaus (1975) dans lesquels l'inflation est à son maximum *au moment* des élections, les modèles de cycles opportunistes rationnels suggèrent une morphologie du cycle inflationniste un peu différente. L'inflation observée après les élections résulte de la manipulation des instruments de politique économique opérée avant les élections ; le coût inflationniste des politiques expansionnistes n'apparaît qu'avec retard (Haynes et Stone, 1988, Alesina et Roubini, 1997, Persson et Tabellini, 1999b).

[218] Dans ce paragraphe, nous traitons uniquement du contexte institutionnel du point de vue de l'organisation de la vie politique. Nous laissons de côté d'autres aspects du contexte institutionnel comme par exemple les règles régissant la conduite de la politique monétaire (Banque Centrale indépendante, changement du régime de change…).

[219] On pourrait également ajouter la question connexe de l'existence de cycles politico-économiques à l'intérieur même d'un pays dans le cas d'économie décentralisée. On parle alors de "cycles politico-économiques locaux" (voir, entre autres, Mouritzen, 1989, et, pour la France, Méraud, 1997).

système démocratique. On peut aussi penser qu'étendre la période entre deux élections (ou, ce qui revient au même, réduire le nombre d'élections) pourrait limiter la présence de cycles politico-économiques. D'un autre côté, cela donne mécaniquement plus d'importance à chaque échéance électorale, ce qui augmente d'autant les incitations à stimuler l'économie ; les cycles politico-économiques sont moins nombreux mais ils sont plus marqués. D'autres solutions ont été proposées comme l'homogénéisation de l'information entre le gouvernement et les agents (Nordhaus, 1975). Celle-ci permettrait aux agents de connaître parfaitement l'arbitrage macroéconomique et donc de contrer le comportement électoraliste du gouvernement.

En dehors des considérations liées à la durée du mandat, une des hypothèses du modèle de Nordhaus (1975) est l'exogénéité du calendrier électoral. Les élections ont lieu à des dates fixées par la loi, connues de tous. Dès la fin des années 1970, des auteurs vont remettre en cause cette hypothèse en avançant le fait que dans certains grands pays comme le Japon ou la Grande-Bretagne, les élections sont organisées par le gouvernement à la date qu'il désire (Frey et Schneider, 1978b, Chappell et Peel, 1979, Whiteley, 1979, Lächler, 1982). Les élections sont alors qualifiées "d'endogènes". Cette caractéristique institutionnelle a une implication importante en ce qui concerne la théorie de Nordhaus (1975) : plutôt que de générer un cycle économique au moment des élections, les gouvernants vont "appeler" les élections lors d'une période d'expansion économique afin d'assurer leur réélection. En quelques sortes, ils "surfent"[220] sur le cycle économique. Ce n'est plus le cycle économique qui suit le cycle politique mais l'inverse[221]. Cet état de fait est censé réduire les distorsions car les gouvernants n'ont plus à manipuler la conjoncture mais seulement à bien choisir la date des élections (Terrones, 1989). Les élections endogènes apparaissent donc comme un moyen d'éliminer le cycle politico-économique et peuvent peut-être expliquer pourquoi les cycles opportunistes ne sont pas détectés dans les pays développés. En effet, comme le fait remarquer Kayser (2005), sur les 24 pays membres de l'OCDE en 1990, seuls la Norvège, la Suisse et les États-Unis avaient un calendrier électoral totalement rigide.

Les tests empiriques de la théorie des élections endogènes prennent généralement la forme d'un modèle probit : la variable dépendante est codée 1 les trimestres d'élection et 0 ailleurs. Les variables indépendantes principales sont les variables économiques et le temps écoulé depuis la dernière élection. On trouve également des variables politiques telle que la composition de la majorité. En effet, si la majorité est formée d'une coalition de partis, alors l'instabilité est accrue et

[220] Cette expression est extraite du titre d'un article de Takashi Inoguchi écrit en 1979 et non publié auquel nous n'avons, malgré tous nos efforts, pas eu accès.

[221] On peut également faire le raisonnement inverse et penser que le gouvernement stimule l'économie, génère un cycle et fixe la date des élections en conséquence. Ce type de stratégie, s'il est théoriquement concevable, se heurte à des problèmes de contrôle optimal liés à la difficulté de déterminer avec précision la période de phase haute du cycle permettant la réélection.

la probabilité d'avoir une élection augmente. Par ailleurs, des variables indicatrices sont parfois introduites pour marquer que les élections ont été rendues obligatoires par des événements particuliers comme, par exemple, l'assassinat d'un dirigeant politique. A la suite de Terrones (1989), de nombreuses études empiriques ont été réalisées : Ito et Park (1988), Ito (1990, 1991) et Cargill et Hutchison (1991) pour le Japon, Annett (1993) pour l'Irlande, Chowdhury (1993) pour l'Inde, Balke (1990) et Smith (2003, 2005) pour la Grande-Bretagne et Reid (1998) pour le Canada[222].

Shi et Svensson (2002b) ont essayé de voir dans quelle mesure le fait que les dates d'élections soient endogènes ou pas avait un impact sur l'ampleur du cycle opportuniste pour le déficit budgétaire. Leur conclusion est que, sur l'échantillon complet (91 pays de 1975 à 1995), le coefficient de la variable croisée cycle opportuniste / élections non endogènes et le coefficient de la variable croisée cycle opportuniste / élections endogènes sont très proches. Il n'y a donc pas d'effet du timing de la date des élections sur l'ampleur du cycle observé pour le déficit budgétaire.

2.1.1.2.5.2.2 Régime politique et règle de vote

L'impact du régime politique et de la règle de vote sur l'économie est devenu, à la fin des années 1990, un des thèmes de recherche privilégiés de la nouvelle économie politique. De nombreuses études ont vu le jour dont certaines en liaison avec la théorie du cycle opportuniste. Nous avons choisi de présenter brièvement six d'entre elles, parmi les plus connues. Elles concernent toutes les cycles opportunistes budgétaires. Sans doute cela provient-il d'un relatif consensus quant à l'existence de tels cycles mais aussi du fait que l'on observe de grandes disparités entre les pays relativement à la forme et à la magnitude du cycle.

Selon la première, les effets des cycles opportunistes varient selon que les élections sont concurrentielles ou pas (Block, 2001). En effet, de manière assez intuitive, dans un pays où seul le sortant est candidat, sa probabilité de perdre le pouvoir est nulle et il n'a donc aucune incitation à générer un cycle politico-économique[223]. Block (2001) met en relation une mesure de la concurrence électorale avec les dépenses publiques. Son étude porte sur 69 pays en développement sur la période 1975-1990. La mesure de la concurrence électorale est un indice compris entre 1 et 7 construit à partir du nombre de partis en lice aux élections. Cette variable est ensuite utilisée en interaction avec la variable indicatrice standard de cycle politico-économique (1

[222] On pourra également se reporter aux études en données de panel de Alesina et Roubini (1997) et Palmer et Whitten (2000). A noter qu'en dehors de ces études empiriques, des modèles analytiques de choix de dates d'élections ont été proposés (voir, entre autres, ceux de Smith, 1996, et Kayser, 2005).

[223] Même s'il doit toutefois veiller à ne pas mécontenter les groupes d'intérêt qui le maintiennent au pouvoir et à ménager la population.

les années d'élections, 0 sinon) pour expliquer le niveau des dépenses publiques. La variable est significative : il n'y a pas de cycle opportuniste dans les pays sans concurrence électorale.

Persson et Tabellini (2002) étudient l'impact du système politique sur les cycles opportunistes selon que le régime est parlementaire ou présidentiel et que la règle électorale est majoritaire ou proportionnelle. Les auteurs considèrent les dépenses publiques, les recettes fiscales et le surplus ou déficit budgétaire pour 60 pays démocratiques sur la période 1960-1998. Sans distinguer selon les caractéristiques du système politique, ils trouvent un cycle opportuniste mais sur les recettes fiscales uniquement. Les variables indicatrices de régime et de règle électorale sont ensuite introduites en interaction avec la variable indicatrice de cycle opportuniste. Il ressort principalement que le cycle dans les recettes fiscales n'est présent que dans les pays à règle majoritaire et dans les pays à régime parlementaire.

Saporiti et Streb (2003) s'intéressent quant à eux au travers d'un modèle analytique à l'influence de la séparation des pouvoirs sur le pouvoir discrétionnaire des gouvernants en matière de dépenses publiques. En particulier, ils essaient de déterminer dans quelle mesure la séparation des pouvoirs pèse sur les règles budgétaires et modifient ainsi les marges de manœuvre des gouvernants. Leur principal résultat est que la séparation des pouvoirs, par les discussions qu'elle implique sur le budget[224], atténue le cycle opportuniste.

Alt et Lassen (2005) montrent que les cycles opportunistes budgétaires émergent dans les pays où les institutions budgétaires sont peu transparentes. En effet, dans ces pays, les électeurs n'ont pas les moyens d'observer les déficits résultant de manipulations opportunistes. Les auteurs montrent en outre que les cycles opportunistes budgétaires sont plus prononcés dans les pays où la polarisation politique est forte. En effet, plus la polarisation est forte, plus le coût d'opportunité pour le parti sortant de ne pas être au pouvoir est forte (la politique menée par l'opposition lui sera très défavorable) et plus il est incité à générer un cycle opportuniste pour être réélu. Les données confirment ces deux théories. Le test porte sur 19 pays de l'OCDE pour la période 1989-1998. La transparence est mesurée par un indice en onze points concernant, entre autres, la publication des données des finances publiques, la possibilité de collectifs budgétaires, la prévision de l'impact du budget, etc. Pour la polarisation, les auteurs emploient pour chaque pays l'écart type d'un indice construit pour chaque parti et qui est égal à la moyenne des poids accordés par ce parti sur diverses questions économiques[225].

---

[224] Ces discussions sont appelées "processus budgétaire" (pour "budgetary process"). Un exemple de processus budgétaire est le suivant : l'exécutif propose un budget au législatif qui peut l'accepter en l'état, l'accepter avec des amendements ou le rejeter. Dans les deux derniers cas, l'exécutif doit statuer sur les amendements ou proposer un autre budget.

[225] On note chaque position d'un parti sur une question économique de 0 à 20, on fait la moyenne pour chaque parti et on retient l'écart type.

Parmi les facteurs institutionnels figurent également la rente que les gouvernants retirent du fait d'être au pouvoir ainsi que l'accès des électeurs aux médias (Shi et Svensson, 2002a). Plus la rente est élevée, plus les gouvernants ont intérêt à générer un cycle et plus les électeurs sont informés et mieux ils évaluent la compétence des gouvernants, ce qui diminue l'incitation à générer un cycle. Ces deux variables, approximées respectivement par un indice de rente et un indice de la liberté de la presse, sont pertinentes pour expliquer l'évolution des surplus/déficits dans 123 pays sur la période 1975-1995.

Enfin, Brender et Drazen (2004) reprennent les arguments des études précédentes en distinguant les anciennes démocraties des nouvelles démocraties. Sont considérées comme des nouvelles démocraties, les pays qui sont devenus une démocratie après 1960. Quel que soit le pays, l'ampleur du cycle budgétaire opportuniste ne dépend pas de la qualité des dates d'élections (endogènes ou pas). Le régime politique est pertinent mais uniquement pour les nouvelles démocraties. Cependant, l'ampleur du cycle est la même que l'on se trouve dans un régime présidentiel ou dans un régime parlementaire. Le même résultat est obtenu avec la règle électorale même si le cycle est présent uniquement dans les pays régis par la règle proportionnelle. Enfin, le cycle est plus prononcé dans les nouvelles démocraties ayant un niveau de démocratie élevé.

En 1972, dans une allocution devant l'Association Américaine de Philosophie, Milton Friedman déclarait : "si, aux États-Unis, nous avions une connaissance très précise des effets des politiques monétaires et budgétaires à court terme, et si les autorités n'étaient contraintes par aucune règle rigide dans la conduite de la politique monétaire et budgétaire, je prédirais avec une grande confiance un cycle quadriennal avec le chômage au plus bas chaque année divisible par quatre (*i.e.* les années d'élections présidentielles) et l'inflation au plus haut l'année suivante" (Friedman, 1972, 196). Effectivement, le modèle de Nordhaus (1975) montre que lorsque des électeurs non rationnels votent pour des politiciens opportunistes, un cycle politico-économique apparaît : une politique économique expansionniste avant les élections provoque une hausse de l'inflation et une baisse du chômage et la nécessaire politique d'austérité menée après les élections pour freiner la surchauffe entraîne une baisse de l'inflation et une hausse du chômage. Si ses hypothèses sont, comme nous l'avons vu, discutables, les implications sont séduisantes mais les résultats des études empiriques sont contrastés. Cela a justifié de nouvelles recherches, dont certaines ont réussi à combler une lacune supposée du modèle en conciliant les anticipations rationnelles avec les cycles opportunistes. Ces derniers développements introduisent l'asymétrie d'information dont pâtissent les agents pour élaborer leurs décisions, notamment en matière de vote. Exploitant cela, les

politiciens manipulent les variables macroéconomiques et génèrent ainsi un cycle politico-économique.

Selon nous, un argument fort largement – sinon totalement – ignoré par la littérature contre le modèle opportuniste est, qu'en augmentant l'inflation avant les élections, le gouvernement, s'il contente les électeurs soucieux de l'emploi, mécontente ceux préoccupés par la hausse des prix. Cet argument va servir de base au développement de nouveaux modèles dits "partisans".

2.1.2 Les cycles partisans

Nous distinguerons les études selon qu'elles prêtent des anticipations non rationnelles ou rationnelles aux électeurs.

2.1.2.1 Premières intuitions et modèles à anticipations naïves

Contrairement à une idée largement répandue, ce n'est pas Hibbs (1977) qui le premier a émis l'hypothèse de préférences hétérogènes parmi les électeurs concernant l'arbitrage inflation-chômage. En effet, cette idée est déjà présente dans au moins une contribution avant la sienne : Kirschen *et al.* (1964).

A notre connaissance, Kirschen *et al.* (1964) sont les premiers à montrer que les partis ont des objectifs de politique économique différents. S'appuyant sur un examen de l'histoire politique et économique de huit grands pays[226] depuis la fin de la Seconde Guerre Mondiale, ils dressent une typologie des objectifs selon l'affiliation partisane. Ainsi, les gouvernements socialistes ont pour objectif principal le plein-emploi alors que les gouvernements conservateurs ont pour objectif premier la stabilité des prix (Kirschen *et al.*, 1964, 227). Il s'agit là d'un simple constat et aucun fondement théorique n'est précisé.

S'appuyant à la fois sur les travaux de Downs (1957a,b) et de Kirschen *et al.* (1964), Frey et Lau (1968) sont les premiers à entrevoir l'arbitrage politique auquel font face les gouvernants : être réélu et poursuivre des politiques conformes à leurs idéologies. La capacité de réélection est approximée par la popularité qui est fonction des résultats de la politique menée par le gouvernement. Ces résultats déterminent aussi les préférences idéologiques. Popularité et idéologie génèrent deux niveaux de satisfaction rentrant comme argument dans la fonction d'utilité que le gouvernement maximise. Cependant, si les différents objectifs macroéconomiques du gouvernement sont énoncés, rien n'est dit sur la soutenabilité de ces objectifs parfois

[226] Allemagne, Belgique, États-Unis, France, Grande-Bretagne, Italie, Norvège et Pays-Bas.

antagonistes et, par conséquence, les implications du comportement du gouvernement en matière d'évolutions conjoncturelles ne sont pas précisées.

De manière surprenante compte tenu du fait que sa contribution soit à l'origine des modèles de cycles opportunistes, Nordhaus (1975) entrevoit la possibilité d'un comportement idéologique de la part du gouvernement : "Les partis diffèrent dans leur classement des points sur la courbe de Phillips. Il est probablement juste de dire qu'aux États-Unis, les Républicains sont continuellement plus préoccupés par l'inflation et les Démocrates par le chômage" (Nordhaus, 1975, 173). Cependant, il évacue le problème en considérant que les électeurs sensibles à ces positionnements idéologiques constituent des électeurs "engagés" et que leur comportement ne change pas d'une élection à l'autre contrairement aux autres électeurs, moins politisés, qui sont eux sensibles à la conjoncture économique.

La contribution qui marque véritablement le début de l'étude des cycles partisans est celle de Hibbs (1977). Selon Hibbs (1977), les partis sont polarisés. On peut les identifier idéologiquement, c'est-à-dire hiérarchiser leurs préférences en matière de politique économique. Comme selon la relation de Phillips, il existe un arbitrage entre inflation et chômage et que l'on ne peut simultanément obtenir un faible taux de chômage et un faible taux d'inflation, les partis doivent choisir leur position sur la courbe de Phillips. C'est ainsi que certains partis donneront la priorité à la lutte contre le chômage et d'autres à la lutte contre l'inflation. Toujours selon Hibbs (1977), l'appréciation relative de l'inflation et du chômage est liée à des phénomènes de classes : les classes les moins favorisées sont plus averses au chômage qu'à l'inflation et, inversement, les classes supérieures sont plus concernées par la hausse des prix que par un faible niveau de l'emploi. Ces préférences reflètent une certaine répartition des facteurs de production. D'une part, les agents qui composent les classes les moins aisées ne possèdent que leur force de travail et sont donc sensibles au problème du chômage. D'autre part, les classes les plus aisées sont composées de détenteurs de capitaux qui sont pénalisés par l'inflation. En effet, par la relation de Fisher qui lie taux d'intérêt réel, taux d'intérêt nominal et taux d'inflation, toute augmentation des prix diminue le taux d'intérêt réel (à taux d'intérêt nominal constant). L'inflation érode donc la rémunération de l'épargne et pénalise les agents ayant un patrimoine mobilier[227].

En conséquence, les classes les moins favorisées soutiennent les partis de gauche qui attachent plus d'importance au plein-emploi qu'à l'inflation et, inversement, les classes les plus favorisées soutiennent les partis de droite qui ont pour priorité la stabilisation des prix plutôt que la lutte contre le chômage.

[227] Une telle relation entre patrimoine et vote à droite a été confirmée en France par Capdevielle *et al.* (1981). Toutefois, les auteurs n'offraient pas d'explication de ce type de comportement. A la lumière de Hibbs (1977), on peut penser que cette relation a pour origine le pouvoir de nuisance de l'inflation.

En s'appuyant sur des comparaisons internationales[228], Hibbs (1977) montre que, sur la période 1945-1969 et pour les douze pays étudiés, le taux moyen d'inflation est d'autant plus élevé et le taux moyen de chômage d'autant plus faible que les partis de gauche ont été longtemps au pouvoir. Par exemple, au Danemark, le parti socialiste a été dans l'exécutif durant 80 % de la période 1945-1969. Sur la période 1960-1969, le taux moyen d'inflation a été de 5 % et le taux de chômage de 1,5 %. A l'opposé, au Canada, sur les mêmes périodes d'étude, le parti socialiste n'a jamais été au pouvoir et on y a observé un taux moyen d'inflation de 2,5 % et un taux de chômage de 5 %.

Hibbs (1977) complète son analyse par une étude économétrique du chômage aux États-Unis et en Grande-Bretagne. Le taux de chômage sur la période 1948-1972 est expliqué par des termes retardés et une variable indicatrice qui vaut +1 (respectivement, -1) lorsque la gauche (respectivement, la droite) est au pouvoir. Une variable indicatrice est ajoutée pour la Grande-Bretagne pour tenir compte du changement de système d'indemnisation en 1966 et pour les États-Unis pour prendre en compte l'impact de la guerre de Corée et de la guerre du Vietnam. On notera que la variable indicatrice politique est définie sur tout le mandat. Cela veut donc dire que les effets des politiques économiques mises en œuvre sont permanents et que les différences partisanes persistent et sont observables durant la totalité du mandat. Comme nous le verrons plus tard, cela est incompatible avec l'hypothèse des anticipations rationnelles. Les estimations économétriques de Hibbs (1977) confirment sa théorie partisane : aux États-Unis comme en Grande-Bretagne, sur la période 1948-1972, le chômage est plus faible sous les gouvernements de gauche que sous les gouvernements de droite. Hibbs (1977, 1487) conclut : "les résultats macroéconomiques ne sont donc pas endogènes à l'économie mais clairement influencés dans une importante mesure par les choix politiques de long et court termes". Ces résultats sont confirmés par Hibbs (1987b) pour les États-Unis sur la période 1953-1983. L'équation de régression est très proche que celle de Hibbs (1977) même si le taux de chômage naturel est désormais inclus ainsi qu'une variable prenant en compte les chocs pétroliers (prix d'importation du pétrole). Par ailleurs, une équation de PIB est également estimée. Les déterminants sont identiques à ceux l'équation de chômage : deux termes retardés, le taux de croissance naturel, une variable indicatrice politique et la variable de choc pétroliers. Cependant, les conclusions de ces tests empiriques ont été remises en cause notamment par Alesina et Roubini (1997). Dans leur panel de 18 pays de l'OCDE sur la période 1960-1993, les effets partisans permanents suggérés par Hibbs (1977) ne sont pas détectés que ce soit dans le chômage ou dans la croissance. La variable de cycle est seulement faiblement significative en ce qui concerne l'inflation. En

[228] A noter que Hibbs (1977) ne propose pas de modèle analytique.

revanche, pour les États-Unis (1947-1993), Alesina et Roubini (1997) ne rejètent pas les conclusions de Hibbs (1977), ni pour le chômage, ni pour l'inflation, ni pour la croissance. Nous reviendrons sur ce résultat plus loin.

En résumé, les politiques d'expansion caractérisées par une politique de stimulation de la demande génératrice d'inflation profitent aux classes les moins aisées. Les électeurs appartenant à ces classes supportent généralement les partis de gauche. Cela permet d'expliquer pourquoi les partis socialistes en Europe et le parti Démocrate aux États-Unis sont systématiquement plus laxistes concernant l'inflation que les partis conservateurs en Europe et le parti Républicain aux États-Unis. Dans la lignée de Nordhaus (1975), Hibbs (1977) attribue des anticipations naïves aux agents. Il faudra attendre dix ans et le premier modèle d'Alberto Alesina pour avoir un modèle de cycle partisan avec anticipations rationnelles.

2.1.2.2 L'introduction des anticipations rationnelles

Dès 1982, Patrick Minford et David Peel se proposent de concilier "l'approche politique des cycles économiques et l'approche rationnelle de la formation des anticipations" (Minford et Peel, 1982, 253). Dans leur modèle, il y a trois catégories d'électeurs (gauche, centre et droite) et le gouvernement maximise une fonction d'utilité pondérée selon le poids de ses propres électeurs et de celui des électeurs du centre. Ces derniers, aussi dénommés "électeurs flottants", sont sensibles à la conjoncture économique. Ce sont eux qui "font l'élection". Les gouvernements ont des préférences différentes selon qu'ils appartiennent à la gauche ou à la droite. Ces différences concernent la cible des instruments de politique économique utilisés et la capacité à absorber les chocs nominaux et réels. Les agents sont rationnels dans le sens où ils déterminent leur vote selon l'utilité future espérée. Ils évaluent cette utilité future en prenant en compte les valeurs anticipées de l'inflation et du revenu disponible. Toutes ces prédictions théoriques sont testées avec succès pour la Grande-Bretagne sur la période 1959-1975. Cependant, le modèle partisan avec électeurs rationnels qui va s'imposer est celui d'Alesina (1987).

Alberto Alesina s'appuie sur l'observation d'un fait empirique aux États-Unis (tableau 15) : alors que Démocrates et Républicains obtiennent des performances similaires dans la seconde partie du mandat, il y a des différences partisanes concernant les deux premières années avec une croissance nettement plus forte lors des mandats Démocrates que lors des mandats Républicains.

TABLEAU 15

Taux de croissance annuel du PNB (Etats-Unis, moyenne 1948-1984, prix constants)

Administration	Année du mandat				Moyenne	
	1	2	3	4	1-2	3-4
Démocrate	3,3	6,2	5,0	3,3	4,8	4,1
Républicaine	3,0	-1,1	3,3	4,1	1,0	3,7

Source : Alesina (1988, 29)[229]

2.1.2.2.1 Exposé du modèle d'Alesina (1987)[230]

Comme dans le modèle de Nordhaus (1975), le gouvernement exploite une relation de Phillips de court terme. On suppose qu'il y a deux partis en présence : un parti de gauche et un parti de droite. Chaque parti est caractérisé par une fonction de perte qui dépend de la croissance et de l'inflation. La grande différence avec Nordhaus (1975) est que chaque parti place un poids différent sur l'inflation, le parti de droite étant plus pénalisé par l'inflation que le parti de gauche. Ici, et contrairement à Downs (1957a,b), les partis ne convergent pas. En effet, chez Downs (1957a,b), des partis en concurrence lors d'élections ont tendance à se rapprocher d'un programme médian afin de séduire un maximum d'électeurs. Cette théorie, même si elle a toujours ses partisans (Calvert, 1985) et si elle a été confirmée par des faits stylisés[231], n'est pas robuste au problème d'incohérence temporelle (Alesina et Rosenthal, 1995). En effet, le programme optimal avant les élections n'est plus le programme optimal après les élections. Avant les élections, les partis proposent un programme modéré pour être élus. Une fois les élections passées, le parti vainqueur n'applique pas le programme modéré mais son programme partisan. Les électeurs savent que le programme modéré n'est pas crédible et ne votent pas pour les partis proposant un tel programme. Donc, au final, les partis ne convergent pas (Wittman, 1977, 1983)[232].

Le taux d'inflation est la variable d'action. Il est supposé égal au taux de croissance de la masse monétaire à un multiplicateur près et parfaitement contrôlé par le parti au pouvoir car il n'y a pas de banque centrale indépendante.

---

229 Voir Alesina (1995) pour une mise à jour jusqu'en 1992.

230 Comme pour le modèle de Nordhaus (1975), nous synthétisons de manière littéraire la formalisation d'Artus (1993).

231 En France, on cite souvent le programme du candidat François Mitterrand lors des élections présidentielles de 1988.

232 A noter que, à notre connaissance, Wittman (1977, 1983) fut le premier à reconnaître des motivations idéologiques aux gouvernants dans le cadre d'un modèle analytique (même si ce modèle n'est pas dans un cadre macroéconomique standard).

Le modèle comporte deux périodes, t et t+1, les élections ayant lieu au début de la période t. La clé de voûte du modèle est la formation des anticipations d'inflation. Celles-ci sont formées de manière rationnelle mais sont contingentes à l'incertitude générée par les élections. En effet, les agents ne savent pas quel parti sera au pouvoir en t. Ils probabilisent donc la victoire de chaque parti. Le taux d'inflation anticipé est la somme pondérée par la probabilité de victoire de chaque parti du taux d'inflation annoncé par la droite et du taux d'inflation annoncé par la gauche.

Après minimisation de la fonction de perte sous la contrainte induite par la relation de Phillips, on obtient le taux d'inflation qui sera pratiqué par chaque parti. Le taux d'inflation pratiqué par la gauche sera plus élevé que le taux d'inflation pratiqué par la droite. On voit ici que l'hypothèse de non convergence des préférences partisanes qui se traduit par une pénalisation différente de l'inflation est fondamentale car si les deux partis ont la même préférence en matière d'inflation, peu importe le parti vainqueur, le taux d'inflation pratiqué sera le même quel que soit le parti au pouvoir.

Les années d'élections, le taux d'inflation anticipé est donc inférieur au taux annoncé par la gauche et supérieur au taux annoncé par la droite. Le mécanisme du cycle se met en marche. Si un gouvernement de gauche est élu, le taux d'inflation pratiqué sera supérieur au taux d'inflation anticipé, ce qui va provoqué un choc inflationniste à la période t, donc une expansion de la production et par conséquent un recul du chômage. Inversement, si la droite remporte les élections, le taux d'inflation pratiqué sera inférieur au taux d'inflation anticipé et on a une récession en t, qui se traduit par une montée du chômage.

Les années sans élection, les anticipations des agents sont parfaites puisqu'il n'y a plus d'incertitude liée aux élections. Il n'y a donc plus de choc inflationniste et on a le même niveau de production quel que soit le parti élu.

Pour résumer, le cycle ne provient pas ici de l'ignorance des électeurs mais du manque d'informations concernant le résultat des élections (voir également Blanchard, 1985, sur ce point). Le cycle ne résulte donc pas d'une volonté politique quelconque mais de l'asymétrie d'information des électeurs qui, ne sachant pas quel parti va être élu, anticipent l'inflation en fonction de la probabilité des résultats. Donc tout dépend de la distribution des probabilités et de l'écart entre celles-ci et le résultat effectif des élections. En dehors des élections, il y a toujours de l'inflation mais celle-ci est anticipée par les agents, ce qui rend toute surprise inflationniste impossible.

2.1.2.2.2 Les techniques de test et les tentatives de vérifications empiriques

La plupart des études visant à vérifier empiriquement la théorie partisane reprennent peu ou prou la méthodologie introduite par McCallum (1978) dont nous avons déjà parlé : dans le cas des États-Unis, le taux de croissance du PIB ou de l'indice des prix à la consommation sur un an et le taux de chômage sont, pour chaque trimestre, expliqués par un ou plusieurs termes retardés et une variable de cycle politique. Toutefois, pour l'inflation, des variables de contrôle telles que l'effet du choc pétrolier et le passage à un système de changes flexibles, sont également introduites. Dans le cas des pays hors États-Unis, une variable est introduite pour tenir compte de la conjoncture mondiale. Cette modélisation s'explique simplement par le fait que, dans une économie mondiale globalisée, les conditions économiques observées dans un pays sont semblables à celles observées dans les autres pays aux politiques nationales près ; politiques nationales modélisées par la variable de cycle politico-économique. Le cas des États-Unis est un peu à part. Ce pays jouant le rôle de leader économique, ses conditions économiques ne dépendent pas de celles des autres pays mais uniquement de celles prévalant aux États-Unis même. C'est pour cela que la variable endogène retardée est utilisée comme variable de tendance. Pour les autres pays, la tendance est souvent la moyenne de la variable économique à expliquer pour un groupe de pays pondérée par le poids relatifs de chaque économie (part du PNB total par exemple). Cette variable est utilisée notamment chez Alesina et Roubini (1992, 1997). Dans une étude en données mélangées, le groupe de pays retenus pour la définition de la tendance internationale peut être un sous-échantillon comme les pays du G7 par exemple (Alesina et Roubini, 1992, 1997). Bien entendu, dans ce cas-là, si la variable à expliquer est celle d'un pays du G7, alors la variable de tendance sera la moyenne des six pays restants et ce, pour éviter un biais d'endogénéité. Par ailleurs, pour être complet, il faut noter que certaines études incluent à la fois la variable de tendance étrangère et la variable endogène retardée (Alesina et Roubini, 1992, Annett, 1993) et que le nombre de retards est variable d'une étude à l'autre (Alesina et Roubini, 1992, Annett, 1993). Enfin, la variable expliquée peut aussi être définie comme l'écart entre la variable économique et sa tendance étrangère (voir le traitement du chômage chez Alesina et Roubini, 1992, 1997).

Concernant le choix de la variable indicatrice, les points soulevés lors de la présentation de la méthodologie de McCallum (1978) demeurent : quelle est la durée des effets partisans s'ils existent et quel décalage temporel entre leur apparition et les élections faut-il retenir ? Ces

questions n'ont pas encore reçu – et ne recevront sans doute jamais – de réponse définitive. Le tâtonnement évoqué précédemment reste donc de mise[233].

Cette modélisation peut apparaître, une fois de plus, rudimentaire, mais les auteurs qui l'utilisent dans le cadre partisan avancent d'une part que ce test est en fait l'estimation de la forme réduite du modèle d'Alesina (1987) et d'autre part, que le but est simplement de mettre en évidence, s'ils existent, les effets politiques et non d'expliquer dans le détail les séries étudiées (Alesina et Roubini, 1997, 83). Malgré ces arguments, la simplicité des tests mis en œuvre a été critiquée et leur robustesse remise en cause (Lafay, 1998, Faust et Irons, 1999).

Par ailleurs, on se doit de mentionner une controverse portant sur les élections pertinentes pour détecter les cycles partisans : le cycle d'Alesina (1987) se produit-il après chaque élection ou uniquement après les élections ayant donné lieu à un changement de parti au pouvoir ? A la lecture du modèle d'Alesina (1987), la réponse paraît simple : puisque avant chaque élection, les agents font face à de l'incertitude (grande ou non), alors leurs anticipations sont systématiquement fausses et donc le cycle survient après chaque élection. Cependant, le doute a été jeté par Alberto Alesina lui-même car, dans certaines de ses contributions (Alesina, 1989, 1991), il ne retient que les élections ayant donné lieu à des changements partisans (voir également Nannestad et Paldam, 2002). La raison invoquée est que la variable de cycle politique avec uniquement ces élections permet de prendre en compte indirectement la surprise électorale (Alesina et Roubini, 1997). On opposera à cet argument la possibilité d'avoir une réélection surprise comme ce fut par exemple le cas en France lors des élections législatives de 1978. Sheffrin (1989) a montré que si toutes les élections sont prises en compte, la théorie rationnelle partisane n'est pas vérifiée (voir également Heckelman, 1999b, sur ce point). Cependant, Alesina et Roubini (1997) offrent les deux spécifications dans le cas des États-Unis et les deux variables de cycle sont significatives[234].

Quoiqu'il en soit, de nombreuses études sont venues confirmer les prédictions théoriques du modèle d'Alesina (1987), que ce soit pour l'inflation, le chômage ou la croissance : Alesina et Sachs (1988), Chappell et Keech (1988), Alesina (1988, 1989, 1991), Paldam (1991b), Alesina et Roubini (1992, 1997), Alesina *et al.* (1992, 1993) ou encore, plus récemment, Veiga et Chappell (2002) et Verstyuk (2003). Par ailleurs, les effets partisans demeurent lorsque la spécification du test est plus élaborée et notamment dans le cadre d'un modèle VAR (Faust et Irons, 1999).

---

[233] Pour les tests de la théorie de Hibbs (1977), la question de la durée ne se pose pas puisque les effets sont supposés permanents.

[234] Cependant, dans leur panel de pays, seule la variable avec changement est prise en compte. A noter que dans Alesina (1988) et Alesina et Sachs (1988), toutes les élections sont également prises en compte et les résultats vont globalement dans le sens de la théorie rationnelle partisane.

2.1.2.2.3 Les critiques et les raffinements

Le modèle d'Alesina (1987) a fait l'objet de plusieurs critiques et des lacunes ont été mises en évidence.

La première critique, restée à ce jour sans solution, est liée à la formation des anticipations. Chez Alesina (1987), les agents doivent anticiper l'inflation de la période post-électorale car ils négocient leurs salaires et leurs contrats de travail pour cette période *avant* les élections. Cette chronologie particulière est la clé de voûte du modèle d'Alesina (1987) et comme le confesse Alberto Alesina lui-même, la formation des salaires constitue le "talon d'Achille" du modèle (Alesina, 1995, 153). En effet, si les contrats sont passés *après* les élections, il n'y a plus d'incertitude sur le taux d'inflation qui sera pratiqué et le cycle partisan disparaît (Rogoff, 1988). Notons cependant que cela suppose un calendrier électoral fixe. Par ailleurs, on peut aussi penser que le cycle pourrait être éliminé en rédigeant des contrats contingents au résultat des élections.

La deuxième critique concerne également la formation des anticipations et est liée à l'incertitude du résultat des élections. C'est cette dernière, rappelons-le, qui est à l'origine du cycle partisan. Si le résultat est parfaitement connu (*i.e.* si la probabilité de victoire d'un parti est égale à 1), alors il n'y a plus de surprise électorale et donc plus d'effets macroéconomiques induits par l'inflation non anticipée. De même, si les agents évaluent mal les probabilités d'élection au moment de former leurs anticipations, cela conduit mécaniquement à une amplification du cycle. En effet, supposons que le taux d'inflation annoncé par la droite est de 2 % et celui annoncé par la gauche de 5 %. Si les agents anticipent une victoire serrée de la gauche, disons 0,45/0,55, et qu'elle remporte le scrutin, alors le choc inflationniste sera fort (taux pratiqué de 5 % contre un taux anticipé de 3,65 %). An contraire, pour une issue identique, si les agents sont quasiment sûrs de la défaite de la droite (0,10/0,90), alors le taux anticipé sera très proche du taux réalisé (4,7 % contre 5 %) et il n'y aura pratiquement pas d'effets partisans. Dans les tests empiriques, le cycle partisan est retranscrit par une variable indicatrice valant 1 après chaque élection d'un gouvernement de gauche (par exemple), et 0 ailleurs. On suppose donc que la surprise a été identique à chaque élection. Afin de lever cette hypothèse, des auteurs se sont proposé d'endogénéiser les probabilités d'élection. La première étude à le faire est, à notre connaissance, celle de Chappell et Keech (1988). Leur méthode consiste à construire une fonction de vote liant le vote en faveur du sortant et son niveau de popularité avant les élections. Les valeurs prédites de cette équation, $\hat{V}$, sont ensuite utilisées pour calculer une probabilité de réélection :

$$p = \Phi\left(\frac{\hat{V} - 50}{\hat{\sigma}_f^2}\right)$$

où $\hat{\sigma}_f^2$ est la variance estimée de l'erreur de prévision et Φ la fonction de répartition de la loi normale[235]. Cette méthode simple est cependant dangereuse. En effet, Chappell et Keech (1988) reportent un R^2 de 0,547 pour leur équation de vote, ce qui implique des résidus élevés (plus le R^2 est faible, plus l'écart entre valeur réalisée et valeur prédite est fort). Si les résidus sont élevés, alors la surprise électorale l'est aussi. En effet, supposons que le résultat réel de l'élection soit 52 %, c'est-à-dire une courte victoire, donc avec une probabilité proche de 0,5. Si le modèle, compte tenu de sa mauvaise qualité prévoyait 60 %, c'est-à-dire une large victoire, cela impliquait une probabilité de réélection élevée et donc, compte tenu du résultat réel, une forte surprise électorale. De manière générale, cette approche suppose que les électeurs anticipent le résultat des élections tel que le prédit le modèle, ce qui est une hypothèse forte, surtout si le modèle est mal spécifié.

Cohen (1993)[236] reprend la méthode de Chappell et Keech (1988) mais, plutôt que d'estimer le vote futur à partir d'une fonction de vote, il utilise les sondages d'intentions de vote. Cohen (1993) modifie aussi le calcul de la probabilité en elle-même :

$$p = \Phi\left(\frac{\hat{V} + \mu\tau - 50}{\sigma\sqrt{\tau}}\right)$$

où τ est le nombre de mois restant avant le scrutin, μ est la moyenne et σ l'écart type des changements dans les sondages. Le terme $\mu\tau$ est introduit pour tenir compte des changements attendus entre le sondage et l'élection. Pour tester l'impact des probabilités de réélection, la variable suivante est construite (Alesina et Roubini, 1997) :

$$\text{SURPRISEn}_t = \text{REALISATION}_t - \frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n-1} p_{t-i}$$

où n est le nombre de trimestres – déterminé empiriquement – pertinents (4, 6, 8, 10 ou 12). La réalisation vaut 1 ou 0[237]. La prise en compte des probabilités sur plusieurs trimestres est la conséquence des dates de signature des contrats étalées dans le temps. En effet, il y a des agents qui doivent, pour former leurs anticipations, estimer p deux ans avant les élections, d'autres un an avant, etc. C'est pour tenir de cette hétérogénéité que l'on fait la moyenne des probabilités passées.

---

[235] A noter que Auberger (2004) et tous les travaux de Fredrik Carlsen utilisent une loi de Student.

[236] Nous n'avons pas eu accès à cette référence. Nous nous en remettons donc à ce qu'en disent Alesina et Roubini (1997).

[237] A noter que $\hat{V}$, p et la réalisation sont définis par rapport à l'un des partis. Si on calcule $\hat{V}$ pour le parti Démocrate, alors on détermine p pour le parti Démocrate et la réalisation est 1 si le parti Démocrate gagne les élections et 0 sinon.

Plusieurs tests de la théorie rationnelle partisane ont été conduits à l'aide de ces deux méthodes. Ainsi, Carlsen (1998) la rejette pour les États-Unis et Carlsen et Pedersen (1999) aboutissent à des résultats mitigés pour sept pays de l'OCDE. Les conclusions de Maloney *et al.* (2003) sont quant à elles plus favorables à la théorie d'Alesina (1987) même si les effets partisans sont faibles[238]. A notre connaissance, une seule étude a pour objet d'utiliser les probabilités de réélection dans le cadre d'un modèle partisan pour la France. Auberger (2004) reprend les méthodes de Chappell et Keech (1988) et de Cohen (1993) en les adaptant aux spécificités françaises. En particulier, la méthode de Cohen (1993) suppose que des sondages d'intentions de vote soient disponibles très régulièrement et bien avant le scrutin. En fait, pour que chaque agent calcule la probabilité de réélection au moment où il forme ses anticipations, il faut que les sondages d'intentions de vote soient disponibles sur l'ensemble du mandat, ce qui est le cas aux États-Unis depuis les années 1930. Mais en France, des sondages d'intentions de vote ne sont publiés mensuellement que depuis 1981 (par l'institut BVA) et encore, la série est incomplète[239]. Auberger (2004) utilise donc les sondages de popularité pour mettre en œuvre la méthode de Cohen (1993). Pour la méthode de Chappell et Keech (1988), des équations de vote sont estimées et leur pouvoir explicatif est de qualité moyenne (R^2 ajusté de l'ordre de 0,50-0,70)[240]. Les résultats confirment la théorie rationnelle partisane pour la France et vont dans le sens d'une sensibilité du cycle aux probabilités de réélection pour la croissance réelle du PIB et le chômage mais pas pour l'inflation[241].

Toujours dans les raffinements, on peut citer un autre modèle de cycle partisan avec anticipations rationnelles, celui de Hibbs (1994). L'hypothèse centrale de ce modèle est que les objectifs partisans peuvent changer au cours du temps. L'incertitude n'est plus liée aux élections mais à la compétence des gouvernants qui ne connaissent pas avec précision la structure de l'économie et ne sont donc pas certains des effets de leurs politiques. Comment le cycle se dessine-t-il ? Prenons l'exemple de l'arrivée d'un parti de gauche au pouvoir[242]. S'il a une cible de chômage faible, fondée par exemple sur l'observation d'un taux de chômage naturel peu élevé, il met en œuvre une politique expansionniste dans la première partie du mandat qui provoque une

[238] Panel de 20 pays de l'OCDE sur la période allant du début des années 1960 à la fin des années 1990 (sauf erreur de notre part, la période exacte n'est pas indiquée dans le texte).
[239] Par exemple, il n'y a pas eu de sondages entre juin 1997 et septembre 1998.
[240] L'échantillon servant à estimer les paramètres de la fonction de vote comporte à la fois des scrutins législatifs et des scrutins présidentiels afin d'augmenter le degré de liberté. Mais les déterminants du vote sont-ils les mêmes pour ces deux types d'élections ? Par ailleurs, cette méthode repose sur une hypothèse forte : les agents forment leurs anticipations en fonction de l'incertitude telle qu'elle ressort de l'estimation de la fonction de vote. Cela revient donc à supposer que les agents connaissent cette fonction de vote au moment où les anticipations sont établies.
[241] Les résultats portent sur la période 1962-2002 pour le PIB et l'inflation et sur la période 1970-2000 pour le chômage.
[242] Nous reprenons ici l'exemple donné par Drazen (2001). Un raisonnement identique peut être effectué avec un parti de droite.

montée de l'inflation. Si la cible du parti de gauche était en fait en dessous du vrai taux naturel de chômage, cela va entraîner une inflation plus forte que prévue qui le conduit à revoir sa cible de chômage et donc à pratiquer un taux d'inflation plus faible dans la seconde partie du mandat. La forme du cycle induit par le modèle de Hibbs (1994) est donc identique à celle du cycle partisan rationnel d'Alesina (1987) : différences partisanes dans la première partie du mandat et convergence dans la seconde partie du mandat. Ces prédictions théoriques, confirmées empiriquement par Hibbs (1994), marque donc un changement d'orientation de l'auteur par rapport à ses travaux antérieurs dont nous avons parlé plus haut et qui mettaient en évidence des différences partisanes permanentes.

Enfin, mentionnons que les élections endogènes, qui ont également fait l'objet de développements précédents, ont aussi été étudiées dans le contexte de cycles partisans (Balke, 1991, Ellis et Thoma 1995, Heckelman, 1999a, 2001a,b, 2002a,b).

Les fluctuations ne sont plus le résultat des manipulations électoralistes du gouvernement mais des changements de politique économique consécutifs aux élections. Les partis ne se préoccupent plus de leur réélection mais de l'évolution des variables macroéconomiques "préférées" de leurs électeurs. Le changement de politique économique est associé au changement de majorité politique : une politique d'expansion est menée à l'arrivée d'un parti de gauche au pouvoir et un programme anti-inflationniste est mis en place après l'élection d'un parti de droite. Si les électeurs ne sont pas rationnels, les effets des politiques économiques se prolongent alors que lorsque les agents sont rationnels, l'impact des politiques économiques n'est que temporaire. Le fait qu'un cycle politique puisse exister même avec électeurs rationnels tient au calendrier des négociations salariales et à l'incertitude sur le résultat des élections. En dehors de la période électorale, il n'y a pas d'incertitude donc pas de cycle.

Si, sur le plan analytique, le modèle de Nordhaus (1975) et le modèle d'Alesina (1987) sont incompatibles[243], des chercheurs ont depuis longtemps émis l'hypothèse d'une troisième voie dans laquelle les gouvernants auraient à la fois un comportement opportuniste et un comportement partisan. C'est sur cette théorie que nous allons maintenant nous attarder.

[243] Par exemple, chez Nordhaus (1975), il y a une baisse de l'inflation après les élections quel que soit le parti élu alors que chez Alesina (1987), celle-ci n'intervient que lorsque un parti conservateur arrive au pouvoir.

2.1.3 Entre opportunisme et idéologie, le pragmatisme

Curieusement, cette théorie est apparue avant les deux théories dont elle réalise la synthèse, à savoir le comportement opportuniste et le comportement idéologique. En effet, comme nous l'avons mentionné au début du paragraphe consacré aux cycles partisans, c'est dès la fin des années 1960 que Bruno Frey et Lawrence Lau ont envisagé l'arbitrage politique auquel font face les gouvernants : être réélu et poursuivre des politiques conformes à leurs idéologies (Frey et Lau, 1968). Chez Lau et Frey (1971), le gouvernement maximise son utilité qui dépend de certains objectifs et d'indicateurs de bien-être de l'économie sous contrainte de réélection[244].

L'idée centrale est que, selon la popularité dont il jouit, le gouvernement arrive à chaque élection avec des "besoins politiques" différents. Comme le résume Bruno Frey, "si, en raison d'un faible indice de popularité, la réélection est menacée, le gouvernement emploie ses instruments politiques pour améliorer la situation économique. Il tiendra compte du temps qui reste à courir jusqu'à la prochaine élection et du temps nécessaire pour que des mesures de politique économique produisent leur effet. Si les sondages sont orientés vers une réélection confortable, le gouvernement peut se permettre des opérations économiques qui répondent à ses positions idéologiques, même si elles ne doivent pas forcément lui attirer des voix" (Frey, 1978, 182[245]).

Quand la popularité est supérieure à ce qu'ils considèrent comme nécessaire pour gagner les élections à venir, les dirigeants politiques peuvent se permettre d'entreprendre des politiques partisanes ; le comportement opportuniste passe au second plan. En revanche, si leur niveau de popularité est faible au point de leur faire craindre de perdre les prochaines élections, ils adoptent un comportement opportuniste et pratiquent des politiques censées augmenter leurs chances de réélection. Comme ils savent que la popularité et le nombre de voix dépendent fortement de la situation économique, ils vont essayer d'obtenir ce que les électeurs considèrent comme de meilleures conditions économiques. Autrement dit, lorsque la popularité dont jouit un gouvernement est supérieure à un certain seuil (situation de "surplus de popularité"), celui-ci est libre de suivre ses orientations idéologiques. On peut estimer que cette opportunité sera d'autant mieux saisie que l'excédent de popularité sera fort. En revanche, si la popularité du gouvernement est en dessous du niveau critique (situation de "déficit de popularité"), il essaiera alors d'accroître ses chances de réélection en entreprenant une politique expansionniste (accroissement des dépenses publiques, baisse des impôts...). Il est raisonnable de penser que cette réaction sera

[244] Notons que, malgré cette vision novatrice pour l'époque, Nordhaus (1975) n'y fait pas référence.
[245] Cette traduction ainsi que la pagination correspondent à l'édition française de 1985.

fonction du déficit de popularité. On peut également supposer que la réaction sera d'autant plus forte que l'on sera près d'une échéance électorale.

Cette théorie apporte une explication supplémentaire au fait que l'on n'observe pas les cycles opportunistes de manière nette : ils n'apparaissent que quand les gouvernants sont politiquement en danger. Tufte (1978) avait remarqué ce lien avec la popularité et c'est d'ailleurs pour cela qu'il avait éliminé volontairement la première administration d'Eisenhower qui, selon lui, jouissait d'une telle popularité que cela venait biaiser les résultats.

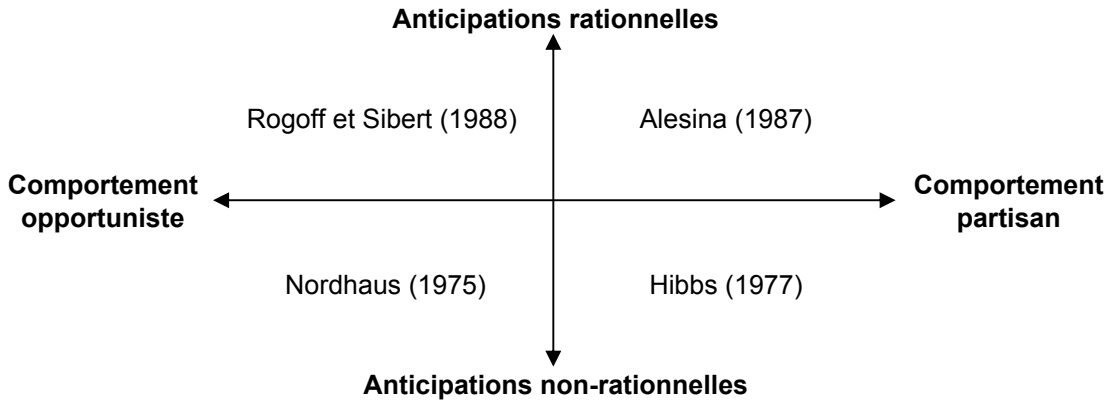
En dehors des travaux de Bruno Frey et de ses coauteurs, d'autres modèles mixant comportement opportuniste et comportement partisan ont vu le jour. Ainsi, chez Alesina et Cukierman (1990), les agents sont supposés rationnels mais il y a des asymétries d'information de sorte qu'ils ne connaissent pas les préférences exactes des politiciens. Ils observent les conséquences des décisions politiques passées mais ne perçoivent pas directement l'impact de la politique menée dans le présent. Les politiciens exploitent cette asymétrie afin d'influencer le résultat des élections. Le cycle se décompose donc en deux phases : lors de la première période, c'est-à-dire avant les élections, le gouvernement au pouvoir met en œuvre une politique destinée à maximiser ses chances de réélection ; ensuite, il mène une politique suivant sa propre idéologie. Davidson *et al.* (1990, 1992) ont proposé un modèle avec seuil dans lequel le gouvernement n'agit sur une variable économique que si la valeur de cette variable économique qu'il observe n'est pas acceptable, c'est-à-dire si elle est inférieure ou supérieure (selon les variables) à la moyenne mobile de cette variable sur une période passée, généralement quatre ans. Le test, effectué pour les États-Unis en données annuelles sur la période 1905-1984, confirme un tel comportement pour le taux de chômage, le taux d'inflation et le taux de croissance de la base monétaire mais pas pour le taux de croissance du PNB réel par tête[246]. Enfin, Carlsen (1997) utilise les probabilités d'élection dont nous avons parlé précédemment pour montrer empiriquement dans le cas des États-Unis que les gouvernants ne génèrent un cycle opportuniste que lorsque leur probabilité de réélection est faible (test sur l'évolution de M1)[247]. L'auteur arrive à la même conclusion pour six pays de l'OCDE (Carlsen, 1999).

Selon une première distinction, cette section nous a permis de mettre en évidence deux grands types de comportement de la part des gouvernants politiques : un modèle de comportement opportuniste dans lequel les gouvernants ne pensent qu'à leur réélection et utilisent la conjoncture économique pour arriver à leurs fins et un modèle de comportement partisan dans

[246] Pour une étude similaire dans le cas de la Grande-Bretagne, voir Schultz (1995).
[247] A noter que les équations de vote de Carlsen (1997) sont de meilleure qualité que celles de Chappell et Keech (1988) avec des R^2 de l'ordre de 0,70-0,75, ce qui rend notre critique formulée précédemment moins pertinente.

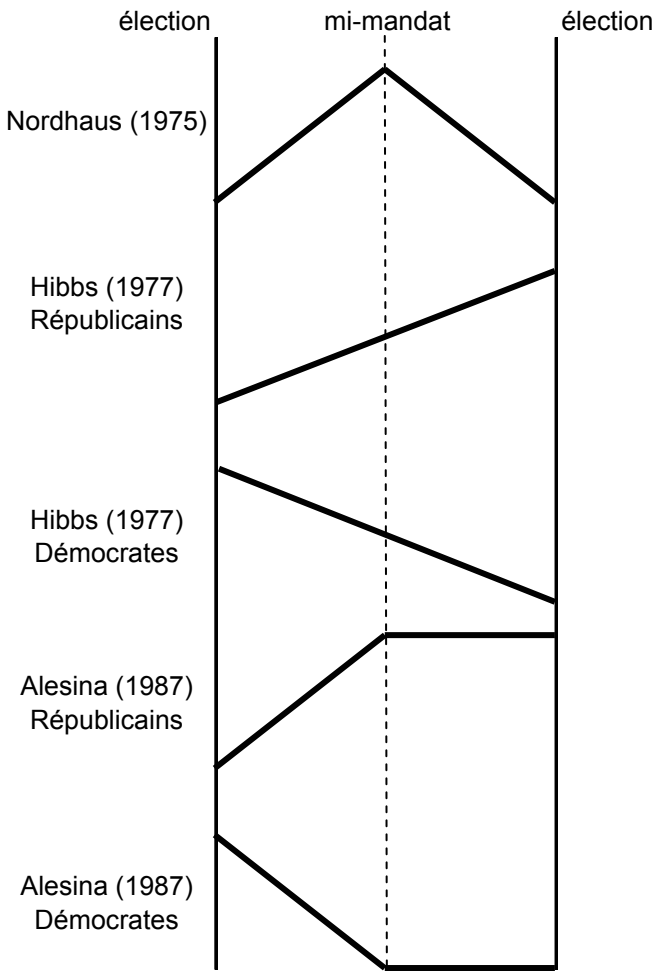
lequel les gouvernants ne sont plus de simples maximisateurs de profits politiques mais des politiciens ayant des motivations idéologiques. Selon une seconde distinction, les électeurs qui leur font face peuvent être caractérisés soit par des anticipations non rationnelles, soit par des anticipations rationnelles. Le graphique 21 met en évidence ces deux dimensions en citant les études fondatrices qui composent chacune des quatre voies de la littérature.

GRAPHIQUE 21



Cette différence dans le traitement des anticipations aboutit à des implications théoriques diverses et, consécutivement, à des formes de cycles variables. Le schéma ci-dessous donne à titre d'exemple l'allure stylisée de chaque cycle en ce qui concerne le chômage[248].

[248] A noter que parfois le cycle à la Hibbs est représenté par des lignes horizontales (celle pour les Républicains étant au-dessus de celle des Démocrates).



Nous avons également vu que, selon un troisième type de comportement, les gouvernants génèrent un cycle politico-économique dont l'amplitude varie selon leurs besoins en termes de popularité. Ils adoptent une stratégie mixte en pratiquant une politique maximisant leurs chances de réélection à l'approche des échéances électorales et en mettant en œuvre des politiques qui satisfont leur électorat après les élections. Dans des cas extrêmes, si leur organisation institutionnelle le leur permet (élections endogènes), ils peuvent même déplacer les élections pour profiter d'une bonne conjoncture économique ou pour éviter que les élections ne se déroulent dans une conjoncture économique défavorable.

Dans quelle mesure ces comportements caractérisent-ils les gouvernants français ? C'est ce que la sous-section suivante se propose d'étudier.

2.2 Les cycles politico-économiques en France

Cette sous-section propose un bilan des études économétriques et quelques faits stylisés pour le cas français.

2.2.1 Les études existantes : un bilan

Les études visant à détecter la présence de cycles politico-économiques en France sont relativement peu nombreuses. On en compte une douzaine.

La première n'est autre que l'article de Nordhaus (1975). L'auteur étudie le comportement du chômage autour des élections entre 1947 et 1972[249]. Les résultats sont repris dans le tableau 16.

TABLEAU 16

Le chômage autour des élections

Tendance	avant les élections	après les élections
Hausse du chômage	2	4
Baisse du chômage	2	1

Selon Nordhaus (1975), le nombre de cas favorables est obtenu en sommant les baisses du chômage avant les élections (2) et les hausses du chômage après les élections (4), soit six cas sur neuf[250]. Si ces chiffres supportent plus ou moins sa théorie, les conclusions de Nordhaus (1975) sont, selon des arguments présentés précédemment, sujettes à caution car sur les six cas "favorables", on ne sait pas combien d'entre eux ont donné lieu à une baisse du chômage avant les élections *et* à une hausse du chômage après les élections (théorie complète de Nordhaus, 1975).

Monroe (1980) reprend la méthodologie de Tufte (1978) et l'applique, non pas à des objectifs macroéconomiques mais à des instruments de politique économique. Plus précisément, l'auteur cherche à détecter d'éventuels cycles à la Nordhaus dans l'évolution des dépenses publiques et la masse monétaire entre 1958 et 1979 (données mensuelles). Il conclut au rejet du modèle opportuniste. Avec une méthodologie similaire, Soh (1986) arrive à des conclusions opposées. Il examine la moyenne du taux de croissance du PIB, la moyenne du taux de chômage et la moyenne du taux d'inflation les années d'élections comparativement aux années sans

[249] On ne sait pas avec précision quelles élections sont concernées.
[250] Le total est impair car Nordhaus (1975) a arrêté son étude en 1972, soit l'année précédant les élections législatives de 1973.

élection. Pour le PIB et le chômage, les résultats vont dans le sens de la théorie de Nordhaus (1975) sur la période 1961-1980 : la croissance du PIB et l'inflation est plus forte et le taux de chômage plus faible les années d'élections que les années sans élection. Toujours par une méthodologie proche de celle de Tufte (1978), Lecaillon (1981a) montre que les années d'accélération de la hausse du revenu réel disponible des ménages sont plus nombreuses parmi les années d'élections législatives (80 %) que parmi les années sans élection (33 %) (Lecaillon, 1981a, 231). Lecaillon (1981a) montre également que la hausse de la part du revenu primaire des ménages dans le revenu national est plus fréquente parmi les années d'élections législatives (80 %) que parmi les années sans élection (50 %) (Lecaillon, 1981a, 231)[251].

Chez Lecaillon (1981b), la variation du taux de chômage d'un trimestre à l'autre est fonction de deux variables : le taux de croissance du PIB et une variable de cycle électoral (temps restant à courir jusqu'aux prochaines élections législatives ou présidentielles). Sur la période 1973-1980, le chômage est relié négativement à la première et positivement à la seconde ; plus on s'approche des élections, plus le chômage diminue.

Par ailleurs, la variation trimestrielle de la part des salaires et traitements bruts dans le PIB, ainsi que la variation trimestrielle de la part du revenu disponible brut des ménages dans le PIB sont d'autant plus élevées que l'on se rapproche d'une élection législative ou présidentielle (Lecaillon, 1983a,b)[252]. Dans ces contributions, on pourra regretter que les modalités de l'intervention électoraliste des gouvernants ne soient pas ou peu détaillées. Si l'on voit bien comment le gouvernement peut agir sur le revenu disponible brut des ménages (transferts…), les mécanismes sont moins clairs en ce qui concerne les salaires.

Aubin *et al.* (1985) et Goyeau (1985) s'intéressent aux cycles opportunistes dans les instruments de politique économique. Leurs études menées sur la période 1966-1982 confirment la présence de manipulations électoralistes dans à peu près toutes les séries étudiées[253].

Lewis-Beck (1988a) rejette quant à lui la présence d'un cycle politico-économique à la Nordhaus pour la France sur la période 1958-1983 (données annuelles) en ce qui concerne le chômage et l'inflation[254]. Johnson et Siklos (1994) arrivent à la même conclusion pour le taux d'intérêt de court terme sur la période 1974-1990 (données mensuelles). En revanche, ils mettent

[251] Dans cette étude, Jacques Lecaillon montre en outre que la part relative des ménages dans le revenu national est une fonction décroissante de la popularité du Président de la République (écart par rapport à un niveau critique).

[252] Chez Lecaillon (1983a), la période concernée est 1963-1981 (données trimestrielles) et la variable électorale est le logarithme du nombre de trimestres restant à courir jusqu'aux prochaines élections. Chez Lecaillon (1983b), la période concernée est 1963-1982 (données trimestrielles) et la variable électorale est l'inverse du nombre de trimestres restant à courir jusqu'aux prochaines élections. Dans les deux cas, la date retenue est la date prévue : par exemple, au premier trimestre 1968, les prochaines élections législatives étaient prévues au premier trimestre 1972 donc la variable électorale valait ln(16) ou 1/16 selon la définition retenue.

[253] Ces études, qui présentent un modèle macroéconométrique politico-économique, seront abordées dans le détail ultérieurement.

[254] Les variables macroéconomiques étudiées ne sont fonctions que de la variable indicatrice du cycle et d'un trend.

en évidence des effets partisans : les taux sont plus faibles (respectivement, plus élevés) lorsque la droite (respectivement, la gauche) est au pouvoir. Dans une étude proche, Aubin et Lafay (1995) estiment une fonction de réaction du taux d'intérêt de court terme sur la période 1973-1993 (données mensuelles) dans laquelle apparaît la probabilité de défaite électorale modélisée à partir des seuils de popularité. Cette variable n'est pertinente que pour le sous-échantillon de la période pré-SME (1973-1979). De même, Clark et Reichert (1998) rejettent la présence de cycle opportuniste pour le taux de chômage et le taux de croissance pour une période allant du milieu des années 1960 au début des années 1990[255].

Plus récemment, Leetouwer et Maier (2001) ont de nouveau rejeté la présence de cycles opportunistes pour le taux d'intérêt de court terme (entre 1964 et 1997, données mensuelles). Andrikopoulos *et al.* (2004) aboutissent au rejet de toute forme de cycle (opportuniste ou partisan) sur la période 1970-1998 (données annuelles) pour les principales variables de finances publiques : dépenses publiques sur PNB, transferts sur PNB, impôts. Des signes de cycles opportunistes peuvent cependant être trouvés dans les transferts aux entreprises et dans les impôts indirects. Mais l'étude la plus complète des cycles politico-économiques appliqués au cas français est sans nul doute celle d'Auberger (2001). Examinons dans un premier temps ses conclusions pour les cycles opportunistes. Quatre variables économiques, l'inflation, le PIB, le revenu disponible brut des ménages et le chômage, sont expliquées par des termes de retard et une variable indicatrice retranscrivant le cycle opportuniste. Pour les trois premières, la période d'estimation va du troisième trimestre 1969 au quatrième trimestre 1998. Pour le chômage, elle débute au premier trimestre 1970. Pour le PIB et le chômage, la variable dépendante est prise en écart par rapport à la conjoncture moyenne observée dans 29 pays de l'OCDE. Pour l'inflation et le RDB, la conjoncture moyenne observée dans 29 pays de l'OCDE apparaît comme variable explicative. Il ressort des estimations qu'un cycle opportuniste peut être mis en évidence[256] pour l'inflation et le RDB et que les effets politiques s'étendent sur quatre trimestres. Auberger (2001) teste ensuite pour ces mêmes variables sur les mêmes périodes la théorie partisane traditionnelle. La variable de cycle est définie de la manière suivante : 1 lorsque le Premier ministre est de droite et que la politique menée est une politique libérale (Chirac 2, Balladur, Juppé), 0,5 lorsque le Premier ministre est de droite et que la politique menée est tantôt une politique de rigueur, tantôt une politique de relance (Chaban-Delmas, Mesmer, Chirac 1, Barre), 0 lorsqu'il y a un changement de majorité suite à une élection présidentielle (1981 et 1988), -0,5 lorsque le Premier

[255] Ils rejettent également un éventuel impact de la contrainte internationale sur l'ampleur du cycle, ce qui est logique étant donné qu'il n'y a pas de cycle. La contrainte internationale est mesurée par une variable indicatrice qui vaut 1 les années de "perte d'autonomie nationale", c'est-à-dire dans le cas de la France pour les années antérieures à 1979, et 0 ailleurs.

[256] Nous retenons le seuil de 5 % comme critère d'acceptabilité de l'hypothèse testée.

ministre est de gauche et que la politique menée est une politique de centre gauche (tous les Premiers ministres de gauche sauf Pierre Mauroy) et -1 lorsque le Premier ministre est de gauche et que la politique menée est une politique de gauche (gouvernement Mauroy). Cette variable n'est jamais significative quelle que soit la variable expliquée. Le cycle partisan à la Hibbs est donc rejeté pour la France sur la période étudiée. Enfin, l'auteur termine par un test de l'hypothèse de cycle partisan rationnel. La variable de cycle est la variable classique -1 dans les quatre trimestres suivant la victoire de la droite, +1 dans les quatre trimestres suivant la victoire de la gauche, 0 ailleurs. L'hypothèse est rejetée pour trois des quatre variables (l'inflation n'est pas testée). Cependant, des signes peuvent être trouvés pour le chômage si l'on distingue l'arrivée d'un parti au pouvoir selon qu'il y ait un changement de majorité ou simplement une reconduction. Ces travaux, aussi intéressants soient-ils, ne sont pas exempts de critiques. Pour les cycles opportunistes, les effets sont testés uniquement après les élections pour l'inflation et uniquement avant les élections pour les trois autres variables. Or, les travaux de Nordhaus (1975) ont des implications macroéconomiques pré-électorales et post-électorales. L'étude d'Auberger (2001) est donc, de ce point de vue, incomplète. Par ailleurs, les résultats apparaissent fragilisés par l'absence de prise en compte de la non-stationnarité des séries étudiées pourtant détectée par l'auteur[257].

2.2.2 A la recherche de cycles politico-économiques en France : quelques faits stylisés

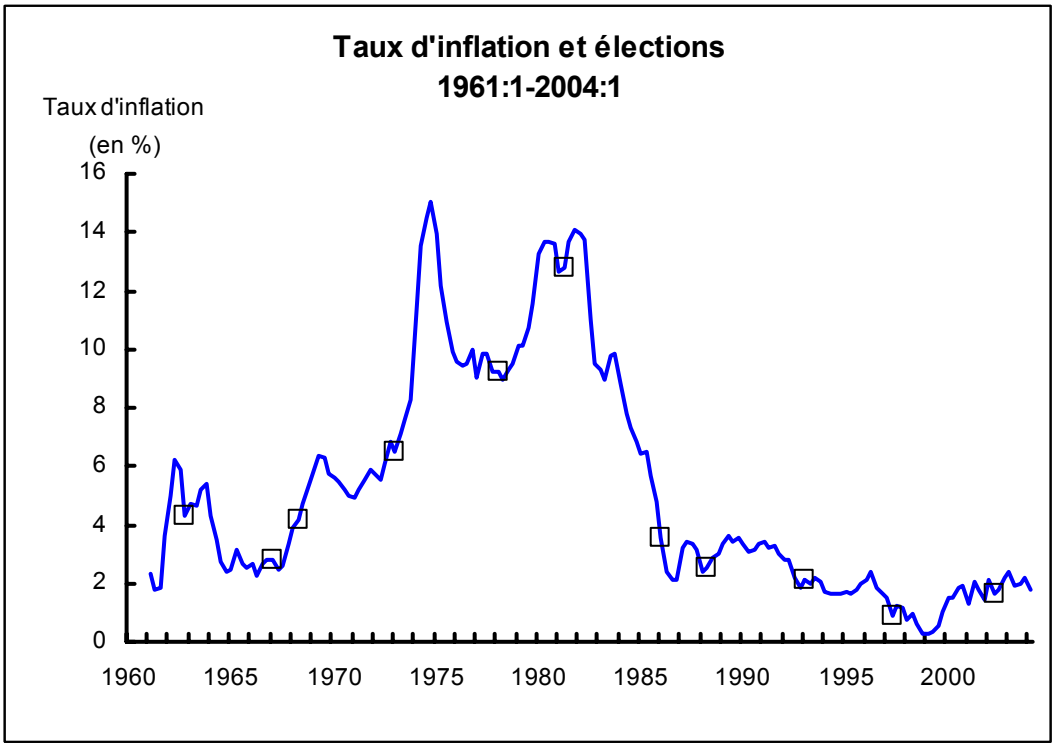
Ce paragraphe se propose d'examiner les grandes séries macroéconomiques en liaison avec les deux théories majeures des cycles politico-économiques. Dans un premier temps, nous étudierons l'évolution du chômage et de l'inflation au regard des implications du modèle de cycle opportuniste de Nordhaus (1975) et, dans un second temps, nous nous pencherons sur l'évolution du taux de croissance du PIB dans le but de détecter d'éventuels effets partisans à la Alesina. De fait, nous écartons, du moins provisoirement, la théorie du cycle opportuniste rationnel et la théorie du cycle partisan non rationnel. D'un côté, la théorie du cycle opportuniste rationnel a surtout, comme nous l'avons vu, des implications concernant l'évolution des instruments de politique économique et non des résultats des politiques économiques (ce qui nous intéresse dans un premier temps). D'un autre côté, la théorie partisane non rationnelle apparaît insuffisamment fondée théoriquement. En particulier, l'absence de modèle analytique rend difficile le choix des variables macroéconomiques à examiner. De même, nous laissons de

[257] Voir Auberger (2001, 237) pour l'inflation et le chômage. Pour le RDB, les tests de stationnarité sont ambigus (Auberger, 2001, 237) et rien n'est indiqué quant aux tests menés pour le PIB.

côté les variables macroéconomiques pour lesquelles les théories des cycles politico-économiques n'ont pas d'implications directes (croissance de la production pour Nordhaus, 1975, inflation et chômage pour Alesina, 1987).

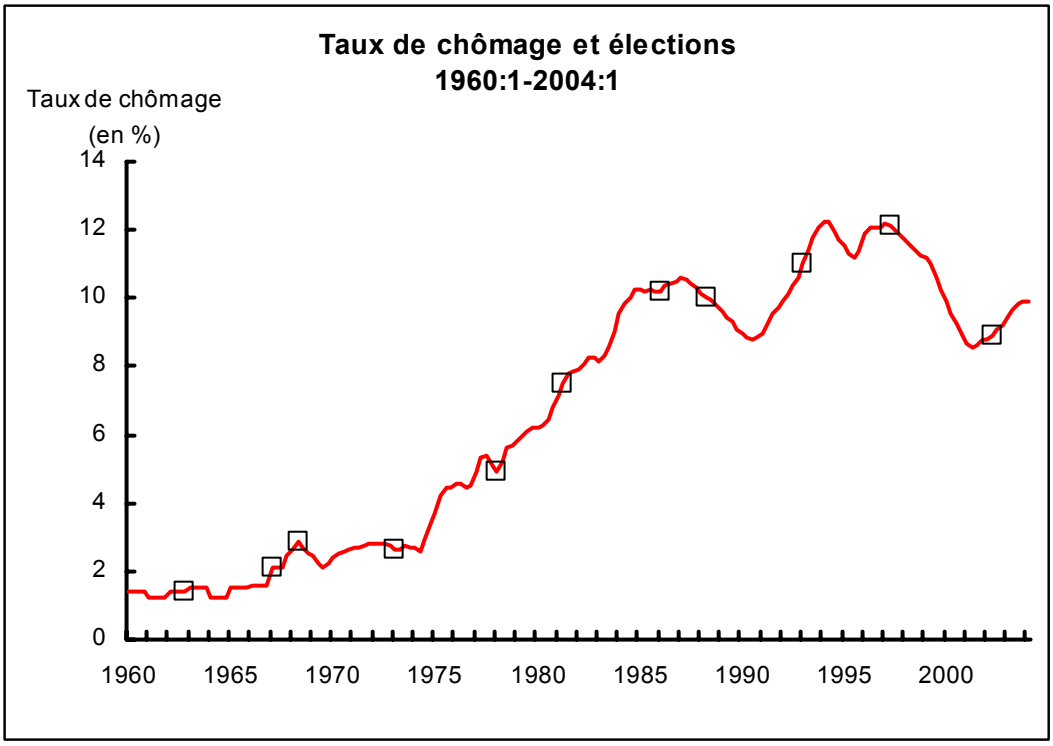
Concernant la théorie de Nordhaus (1975), nous présentons deux graphiques représentant l'évolution du taux d'inflation et du taux de chômage en France depuis le début des années 1960 (graphiques 22 et 23)[258]. Nous avons marqué par des petits carrés les trimestres d'élections législatives.

GRAPHIQUE 22



[258] Taux de chômage trimestriel et taux d'inflation en glissement annuel (source : OCDE). La période est la plus longue disponible actuellement concernant les données de l'OCDE.

GRAPHIQUE 23



Le tableau 17 résume les différentes tendances observées autour du trimestre des élections[259].

TABLEAU 17

Inflation et chômage autour des élections (1960-2004)

Tendances	avant les élections (a)	après les élections (b)
Hausse de l'inflation (1)	5	9
Baisse de l'inflation (2)	6	2
	(1a) et (2b)	
	0	
Hausse du chômage (3)	8	8
Baisse du chômage (4)	3	3
	(4a) et (3b)	
	2	

Il apparaît que la théorie de Nordhaus (1975) ne semble absolument pas vérifiée pour la France. En effet, seules trois élections (sur onze) ont été précédées d'une baisse du chômage et moins de la moitié des élections ont été précédées d'une hausse du taux d'inflation. De plus, seuls deux cas sont favorables à la théorie complète de Nordhaus (1975) en ce qui concerne le chômage (baisse avant les élections *et* hausse après les élections) et aucun en ce qui concerne l'inflation (hausse avant les élections *et* baisse après les élections). On notera également que pour des élections

[259] Nous avons choisi d'examiner l'évolution quatre trimestres avant et quatre trimestres après le trimestre des élections. Nous avons vérifié que nos conclusions n'étaient pas contingentes à ce choix.

comme 1962, 1967, 1968 ou 1978, la majorité sortante a été reconduite alors que la France a connu une hausse du chômage dans les douze mois précédant ces scrutins. De même, alors que le cycle opportuniste est détecté pour les élections de 1986, la majorité sortante est battue. Suite à ces deux constatations, on peut penser que la théorie économique du vote qui lie négativement chômage et vote en faveur du parti sortant, n'est pas vérifiée pour la France ou bien que le chômage n'est pas une variable explicative du vote pertinente. Nous reviendrons sur ce point ultérieurement.

Tournons-nous maintenant vers les cycles partisans. Pour Alesina (1989) et Alesina et Roubini (1997), le cas français est emblématique de la théorie rationnelle partisane. En effet, en 1982 notamment, alors que toutes les autres grandes économies sont en récession ou connaissent un ralentissement économique, la France, gouvernée par la gauche, affiche une croissance insolente d'environ 2,5 %. S'agit-il là d'un hasard ou au contraire de la manifestation d'un cycle politico-économique partisan ? Comme nous l'avons mentionné précédemment, les implications de la théorie rationnelle partisane concernent surtout le niveau de la production. Nous avons examiné les taux de croissance du PIB sur la période 1981-2004, période sur laquelle la France a connu autant de changements de majorité que d'échéances électorales législatives[260]. Le tableau 18 donne la moyenne des taux de croissance l'année des élections (année 1), l'année suivante (année 2) et sur les deux années (années 1+2) selon que les élections nationales (présidentielles ou législatives[261]) ont été remportées par la gauche ou par la droite[262].

TABLEAU 18

Croissance moyenne l'année des élections et l'année suivante

	Elections remportées par la gauche	Elections remportées par la droite
Année 1	2,6	1,1
Année 2	3,4	1,5
Année 1+2	3,0	1,3

[260] L'analyse peut cependant être étendue en débutant en 1973 mais cette période inclut les élections législatives de 1973 et 1978 qui n'ont pas donné lieu à un changement de parti au pouvoir. Nous avons déjà discuté du choix des élections pertinentes à retenir pour détecter les cycles partisans rationnels. Nous pensons qu'à ce stade, c'est-à-dire celui des faits stylisés, restreindre l'échantillon aux seules élections ayant donné lieu à un changement de parti au pouvoir doit permettre de voir plus nettement d'éventuels signes de cycles partisans rationnels.

[261] En 1995, les élections présidentielles n'ont pas été synchrones avec les élections législatives. Cependant, nous avons retenu ces élections car nous considérons qu'en vertu de la théorie d'Alesina (1987), les agents faisaient face avant les élections présidentielles de 1995 à la même incertitude que celle qui prévaut avant une échéance législative. En particulier, une anticipation de la victoire de la gauche en 1995 aurait naturellement conduit à une anticipation d'une dissolution de l'Assemblée Nationale et donc à une incertitude sur le parti vainqueur des futures élections législatives.

[262] Trois élections pour la gauche (1981, 1988 et 1997) et quatre élections pour la droite (1986, 1993, 1995, 2002). La série utilisée pour le calcul des taux de croissance est celle du PIB annuel en milliards de dollars à prix constants de 2000 (source : OCDE *Annual National Accounts*).

Sans ambiguïté, il y a bien une différence partisane dans la croissance du PIB l'année des élections et l'année suivante : la croissance est en moyenne deux fois plus élevée les premières années d'un gouvernement de gauche que les premières années d'un gouvernement de droite. On pourrait arguer que la situation de l'économie française est fortement dépendante de celle observée à l'étranger et que le cycle français suit plus ou moins un cycle international. Dans ce cadre-là, on pourrait penser que la gauche est arrivée au pouvoir les années de bonne conjoncture internationale et la droite les années de ralentissement économique mondial. Afin de vérifier cela, nous avons repris le tableau 18 en considérant cette fois-ci les taux de croissance du PIB français en écart par rapport aux taux de croissance du PIB de l'Union Européenne (tableau 19)[263].

TABLEAU 19

Croissance moyenne l'année des élections et l'année suivante (en écart avec la croissance de l'Union Européenne)

	Elections remportées par la gauche	Elections remportées par la droite
Année 1	0,3	-0,3
Année 2	0,9	-0,5
Année 1+2	0,6	-0,4

Les effets partisans demeurent : les années d'arrivée au pouvoir de la gauche (respectivement, de la droite) en France sont caractérisées par une croissance plus forte (respectivement, plus faible) que celle observée dans l'Union Européenne[264].

Les études menées sur les cycles politico-économiques dans le cas français arrivent généralement aux mêmes conclusions que celles obtenues dans le cas américain : les cycles opportunistes ne sont détectés que dans les instruments de politique économique et pas dans les résultats des politiques économiques. Notre inspection graphique va dans ce sens. Les cycles partisans n'ont fait quant à eux l'objet en France que de peu de recherches. Nos faits stylisés confirment cependant la théorie rationnelle partisane pour la variable clé de cette théorie : la croissance du PIB.

[263] 15 pays sur notre période. Par ailleurs, nous avons vérifié que les conclusions étaient inchangées lorsque la zone retenue était différente (G7, Zone Euro, OCDE, etc.). La série utilisée pour le calcul des taux de croissance de l'Union Européenne est celle du PIB annuel en milliards de dollars à prix constants de 2000 (source : OCDE *Annual National Accounts*). Cette série et la série pour la France sont exprimées en parités du pouvoir d'achat de 2000 pour permettre les comparaisons.

[264] On pourrait dénoncer un biais d'endogénéité car le PIB français représente une part importante du PIB de l'Union Européenne. Cependant, la prise en compte d'une telle possibilité accentuerait les différences partisanes que nous avons mises en évidence. En effet, prenons le cas de 1982, année durant laquelle La France a connu une croissance très forte. Si on retranchait la contribution de la France à la croissance de l'Union Européenne, on obtiendrait une croissance européenne plus faible et donc mécaniquement un écart entre croissance française et croissance européenne plus important.

Initiés il y a une cinquantaine d'années, les cycles politico-économiques restent un phénomène d'actualité sur le plan théorique comme sur le plan empirique. La raison principale est qu'ils sont inhérents à la vie démocratique. Certes, par l'instabilité qu'ils impliquent, ils apparaissent comme l'un des coûts de la démocratie au même titre que l'influence des groupes d'intérêt (Olson, 1982) mais aussi comme un mal nécessaire, comme le prix à payer pour avoir des gouvernants démocratiquement élus. Cependant, comme nous l'avons vu, des auteurs se sont interrogés sur les conditions favorables à une amplification des cycles et sur les moyens de les éliminer. D'autres auteurs ont étudié l'impact du cadre institutionnel européen actuel sur les cycles politico-économiques. Ainsi, Aubin et Lafay (1995) ont montré que la contrainte institutionnelle que représente l'adhésion au Système Monétaire Européen (1979) a considérablement réduit la possibilité de cycles opportunistes monétaires. De même, plus récemment, l'adoption du Pacte de Stabilité et de Croissance a pu laisser penser que les cycles opportunistes budgétaires allaient également disparaître. Cependant, il a été montré que les restrictions budgétaires qu'il impose ont conduit à une modification des interventions opportunistes qui ne portent plus sur les montants (*i.e.* le niveau de dépenses publiques) mais sur la composition du budget. Les années d'élections, les postes de dépenses les plus visibles seraient augmentés (Drazen et Eslava, 2005). Concernant les montants, on peut remarquer que, par exemple, malgré la contrainte européenne, le déficit budgétaire français s'est élevé à 4,1 % du PIB en 2004 soit à un niveau comparable à celui de 1992 ou 1996 (4,2 % et 4,1 % du PIB respectivement), donc avant la mise en place des règles de "bonne conduite" en matière budgétaire. Le Pacte de Stabilité et de Croissance n'est donc, en tout état de cause, pas suffisant pour empêcher les déficits élevés et donc les cycles opportunistes budgétaires (Buti et van den Noord, 2003). Depuis maintenant de nombreuses années, il est admis que retirer les instruments de politique économique aux gouvernants est le seul moyen d'éliminer les cycles politico-économiques. La politique monétaire, parce qu'elle permettrait de contrôler le taux d'inflation source nous l'avons vu des cycles politico-économiques, est apparue naturellement comme l'instrument à lui enlever prioritairement. Les banques centrales, jusque-là sous la coupe des autorités politiques, se sont émancipées et sont par là-même devenues l'un des acteurs incontournables du jeu économique et politique. C'est à elles qu'est consacrée la troisième et dernière section de ce chapitre.

3 LE COMPORTEMENT DE LA BANQUE CENTRALE : ENTRE INDÉPENDANCE *DE JURE* ET DÉPENDANCE *DE FACTO*

Comme nous l'avons vu, que ce soit dans le modèle de cycle opportuniste développé par Nordhaus (1975) ou dans le modèle de cycle partisan développé par Alesina (1987), la variable d'action du gouvernement est le taux d'inflation. Les deux modèles supposent en effet que le taux d'inflation est parfaitement contrôlé par le gouvernement. Si Nordhaus (1975) ne dit rien quant à l'origine de l'inflation, Alesina (1987) relie explicitement le taux d'inflation au taux de croissance de la masse monétaire. Ce dernier adopte donc clairement une vision monétariste de l'inflation.

Séparer l'autorité monétaire du pouvoir politique serait donc un moyen d'éliminer les cycles politico-économiques. Cette séparation éviterait en outre la monétisation excessive des déficits (Sargent et Wallace, 1981) et apporterait une solution au problème d'incohérence temporelle (Kydland et Prescott, 1977). Ce dernier survient lorsque les plans optimaux établis aujourd'hui pour les périodes futures ne sont plus optimaux quand la période future débute. Dans le cadre de la politique monétaire, ce problème génère un biais inflationniste : le gouvernement veut augmenter la production en pratiquant de l'inflation surprise (*i.e.* non anticipée par les agents). Les agents le savent et l'intègrent dans leurs anticipations. Au final, le taux d'inflation a augmenté sans avoir d'effet positif sur le niveau de production. Ce biais inflationniste peut être réduit en fixant une règle (Friedman, 1968, Barro et Gordon, 1983), en nommant un banquier central conservateur (Rogoff, 1985)[265] ou en mettant en place un contrat entre le gouvernement et la banque centrale (Persson et Tabellini, 1993, Walsh, 1995)[266].

Ces prescriptions ont été suivies et, sur la période récente, les banques centrales de nombreux pays ont acquis leur indépendance[267]. Selon Maxfield (1997, 51), entre 1989 et 1994, 32 pays ont légiféré pour attribuer plus d'indépendance à leur banque centrale. Plus récemment, la

[265] C'est-à-dire en nommant un banquier central mettant plus l'accent sur la stabilité des prix que ne le ferait la société. A noter que dans le modèle de Rogoff (1985), la réduction de l'inflation se fait au prix d'une plus grande variabilité de la production, le banquier central étant moins réactif aux chocs d'offre. Cependant, en jouant que la durée des mandats des banquiers centraux, il est possible de diminuer cette variabilité de la production (Waller, 1992, Waller et Walsh, 1996). Lohmann (1992) préconise une certaine flexibilité comme l'abandon du conservatisme optimal en cas de choc d'offre important et une redéfinition temporaire des objectifs en matière d'inflation. Néanmoins, Rogoff (1985) répond à l'une des critiques formulées à l'encontre de la politique de règle proposée par Barro et Gordon (1983), à savoir l'impossibilité de définir une règle contingente aux chocs.

[266] Le gouvernement impose une cible d'inflation que le banquier central doit atteindre. Un échec peut conduire à sa révocation. Un tel système existe en Nouvelle-Zélande depuis 1989. Cependant, des auteurs ont montré que ce type de contrat est nécessairement incomplet et ne permet donc pas de résoudre le problème de l'incohérence temporelle.

[267] Deux critiques principales ont été formulées vis-à-vis de l'indépendance des banques centrales. La première est celle du "déficit démocratique". Elle stigmatise l'absence de légitimité des banquiers centraux, non élus par le peuple. La question du contrôle se pose aussi (à qui la banque centrale doit-elle rendre des comptes ? Quelles peuvent être les sanctions ?). La seconde critique est l'entrave à la coordination des politiques. Des conflits d'objectifs peuvent éclater entre le gouvernement et la banque centrale (Capoen *et al.*, 1994).

mise en place de la Banque Centrale Européenne (BCE par la suite) a, elle aussi, répondue à cette exigence d'indépendance. Dans ce cadre-là, si l'inflation est d'origine monétaire, comment le cycle politico-économique peut-il survivre en présence de banque centrale indépendante ? Afin de répondre à cette question, nous examinerons dans un premier temps s'il existe bien un lien entre réduction de l'inflation et banque centrale indépendante. Par ailleurs, nous étudierons les conséquences de l'introduction d'une banque centrale indépendante dans les modèles politico-économiques. Ensuite, nous nous pencherons sur deux pays ayant confié leur politique monétaire à une banque centrale indépendante, les États-Unis et l'Allemagne, et nous verrons dans quelle mesure ces pays sont sujets ou non aux cycles politico-économiques. Enfin, nous nous interrogerons sur les implications des sections précédentes pour la BCE et la conduite de la politique monétaire dans la Zone Euro.

3.1 Inflation et banque centrale indépendante : constat empirique

Selon un fait empirique bien établi, il existerait une relation négative entre le degré d'indépendance de la banque centrale et le taux d'inflation réalisé.

Ce lien, mis en évidence dès le début des années 1980, requiert la construction d'un indice permettant de mesurer l'indépendance d'une banque centrale. Cet indice peut être construit à partir des statuts des banques centrales. C'est ce qu'on appelle "l'indépendance légale" ou "l'indépendance *de jure*". Il s'agit de coder chaque disposition légale selon le degré d'indépendance qu'elle attribue à la banque centrale. Par exemple, si le mandat du gouverneur est d'une durée supérieure à huit ans, alors le degré d'indépendance est maximum (1), s'il est compris entre six et huit ans, l'indépendance est moindre mais très élevée (0,75), et ainsi de suite. De même, si le gouverneur est nommé par le gouvernement, l'indépendance est nulle alors qu'elle est maximale s'il est nommé par le Conseil de la banque centrale. Ainsi, par exemple, Cukierman (1992) retient quinze critères. Le degré d'indépendance peut aussi dériver de l'observation en examinant, par exemple, le taux de rotation des gouverneurs ou la durée effective de leur mandat. On parle alors "d'indépendance réelle" ou "d'indépendance *de facto*".

Ces indices ont été critiqués notamment pour la part de subjectivité que leur construction implique (interprétation des statuts, pondération accordée à chacune des dispositions…)[268]. Même si on distingue "indépendance réelle" et "indépendance de facto", on ne capte toujours pas, comme nous le verrons ultérieurement, les pressions du gouvernement.

[268] Voir, entre autres, Banaian *et al.* (1998).

Bade et Parkin (1978) ont été les premiers à classer des pays (douze dans leur étude) selon le degré d'indépendance de leur banque centrale. Sans construire d'indice d'indépendance à proprement parler, ils distinguent quatre groupes de pays des moins indépendants aux plus indépendants (du point de vue de la banque centrale)[269].

Le tableau 20 reprend, pour les études les plus citées parmi la vingtaine d'études sur le sujet, les coefficients de corrélation obtenus entre l'indice d'indépendance de la banque centrale et le taux d'inflation[270]. Il donne par ailleurs le classement selon leur indice d'indépendance de la banque centrale pour trois grands pays : l'Allemagne, les États-Unis et la France[271].

TABLEAU 20

Indépendance de la Banque Centrale et taux d'inflation

Etude	Période	Nombre de pays	Corrélation	Classement selon indépendance		
				Allemagne	Etats-Unis	France
Bade et Parkin (1988)	1972-1986	12	-0,68	1	3	5
Alesina (1988)	1973-1985	16	-0,87	1	3	5
Alesina et Summers (1993)	1955-1988	16	-0,84	1	3	8
Grilli *et al.* (1991)	1980-1989	18	-0,75	1	2	9
Cukierman (1992)	1980-1989	68	0,03	2	6	44
Cukieman *et al.* (1992)	1980-1989	69	0,02	1	5	53

La relation entre indépendance et inflation paraît stable lorsqu'on isole les pays développés (Alesina, 1988, Grilli *et al.*, 1991, Alesina et Summers, 1993) mais, lorsque les études sont plus globales, les conclusions sont moins nettes. Ainsi, les Pays-Bas et le Nicaragua ont une banque centrale caractérisée par le même niveau d'indépendance légale mais le taux d'inflation moyen pour la période 1980-1989 est de 3 % pour les Pays-Bas et 258 % pour le Nicaragua (Cukierman, 1992, 381). Par ailleurs, toujours chez Cukierman (1992), deux des sept taux moyens d'inflation les plus faibles sont observés pour des banques centrales figurant parmi les cinq premières du classement et deux des sept taux moyens d'inflation les plus faibles sont observés pour des banques centrales figurant parmi les cinq dernières du classement[272]. Cela explique la corrélation nulle reportée dans le tableau 20. La même corrélation calculée sur le sous-échantillon des seuls

[269] A noter que dans cette première étude, les auteurs ne mettent pas ce classement en relation avec celui des performances en matière d'inflation. Cela est fait dans une version ultérieure (Bade et Parkin, 1988).

[270] La plupart des coefficients de corrélation ont été calculés par l'auteur du présent travail à partir des données d'inflation fournies par les auteurs des différentes études. La période retenue correspond à la période la plus large indiquée dans les divers travaux.

[271] Pour Alesina et Summers (1993), il s'agit de la moyenne des indices de Bade et Parkin (1988) et de Grilli *et al.* (1991). Pour Grilli *et al.* (1991), nous avons retenu la moyenne des indices d'indépendance économique et d'indépendance politique. Enfin, en cas d'*ex aequo*, nous avons pris la place la plus favorable (dans le sens de "plus indépendance").

[272] 3 % pour la Suisse (1ère) et l'Allemagne (2ème) comme pour le Japon (64ème) et le Panama (65ème).

pays développés (21 pays) est de -0,19 (Cukierman, 1992, 382)[273]. Pourquoi la relation n'est-elle pas plus nette ? Cukierman (1992) apporte quelques éléments de réponse. Premièrement, certains pays ont préféré une politique de règle à l'indépendance de la banque centrale pour réduire l'inflation (Autriche, Belgique, Luxembourg, Pays-Bas, Panama…). Ces pays ont chevillé leur monnaie à une monnaie très stable comme le Deutsch Mark ou ont choisi de ne pas émettre leur propre monnaie (le Panama utilise le dollar américain). La mise en place du Système Monétaire Européen en 1979 procède de la même volonté avec le maintien d'une parité fixe avec le Deutsch Mark[274]. On peut donc obtenir une inflation modérée sans banque centrale indépendante. Parmi les autres explications figurent les chocs spécifiques qui peuvent affecter certains pays, le fait que l'on puisse avoir une indépendance légale forte mais ne pas respecter la loi (cas de certains pays en voie de développement), ou encore la possibilité que l'objectif de stabilité des prix soit secondaire notamment lorsque la banque centrale joue le rôle de banque de développement en compensant le faible niveau d'épargne domestique.

3.2 Impact d'une banque centrale indépendante sur les cycles politico-économiques

Alesina et Roubini (1997) se montraient inquiets des conséquences sur la théorie partisane de la mise en place d'une banque centrale indépendante[275]. Ces conséquences ainsi que celles sur les cycles opportunistes ont fait l'objet d'études que cette section se propose de résumer. Nous verrons, dans un premier paragraphe, les implications au niveau théorique et, dans un second paragraphe, les implications au niveau empirique.

3.2.1 Les conclusions des modèles théoriques[276]

A notre connaissance, les premiers travaux sur le sujet remontent à Waller (1989). L'auteur montre qu'un banquier central conservateur réduit le biais inflationniste dans le cadre d'un modèle à la Alesina. Chez Cukierman (1992), les préférences du Trésor et de la banque centrale

[273] A noter que ce résultat ne dépend pas de la mesure de l'indépendance (*de jure* ou *de facto*) car les classements obtenus avec les deux mesures sont très proches (corrélation de 0,91 entre les deux classements).
[274] Voir Aubin et Lafay (1995) pour une étude de l'impact du SME sur le cycle opportuniste monétaire en France.
[275] Voir notamment aux pages 222-223 et 259-260.
[276] Nous avons choisi de nous concentrer sur la banque centrale indépendante car cela correspond à l'organisation institutionnelle actuelle dans la Zone Euro. Cependant, on se doit de mentionner que d'autres voies ont été explorées pour éliminer les cycles politico-économiques d'origines monétaires tel que le contrat à la Walsh (al-Nowaihi et Levine, 1998).

sont décrites par une fonction objectif qui, à chaque période, est pondérée par un facteur d'actualisation plus faible pour le Trésor[277], traduisant une préférence pour le présent plus intense pour les autorités politiques (β_T pour le Trésor et β_{BC} pour la banque centrale avec $\beta_T < \beta_{BC}$). Le facteur d'actualisation effectif est défini par $\beta \equiv \delta\beta_T + (1-\delta)\beta_{BC}$ avec $0 \leq \delta \leq 1$ où δ reflète le niveau d'indépendance de la banque centrale. Plus δ est proche de 1, plus la politique menée sera proche de la politique souhaitée par les gouvernants. L'auteur montre que la moyenne et la variance de l'inflation sont plus fortes quand la banque centrale est faiblement indépendante. Chez Eijffinger *et al.* (1998), la banque centrale et le gouvernement sont caractérisées par des fonctions de perte différentes (respectivement L^{BC} et L^{G}), la banque centrale mettant plus de poids sur la lutte contre l'inflation. La politique monétaire (M_t) peut alors être modélisée par $M_t = \gamma L^{BC} + (1-\gamma)L^{G}$ où γ est le degré d'indépendance de la banque centrale. Pour $\gamma = 1$, la banque centrale est totalement indépendante. Les auteurs aboutissent à deux résultats principaux : (1) une banque centrale indépendante et un banquier central conservateurs permettent de réduire le biais inflationniste et (2) il y a un arbitrage entre indépendance et conservatisme. Sans aucune indépendance, le conservatisme est inutile, comme l'est l'indépendance si le degré de conservatisme est nul. Ces deux études, même si elles montrent théoriquement que la banque centrale indépendante réduit le biais inflationniste, ne disent en revanche rien quant à l'impact direct sur les cycles politico-économiques.

Alesina et Gatti (1995) incorporent une banque centrale indépendante dans le modèle d'Alesina (1987) en supposant comme Cukierman (1992) que le banquier central a sa propre fonction de perte caractérisée par un paramètre d'aversion à l'inflation différent de ceux des deux partis en présence. Comme Rogoff (1985), ils montrent que cela permet de réduire le biais inflationniste mais, contrairement à lui, ils montrent que la banque centrale réduit également la variabilité de la production. En effet, le taux d'inflation anticipé n'est plus une combinaison des taux souhaités par les deux partis comme dans Alesina (1987) mais dépend de l'aversion du banquier central vis-à-vis de l'inflation. La variabilité de la production induite par l'incertitude politique disparaît. Chez Franzese (1999), le taux d'inflation pratiqué est une combinaison du taux d'inflation "d'engagement" (π_c^*) et du taux d'inflation discrétionnaire (π_d^*) : $\pi = CBI \cdot \pi_c^* + (1-CBI) \cdot \pi_d^*$ où CBI est l'indice d'indépendance de la banque centrale. Une des implications de son modèle est que la banque centrale indépendante réduit plus l'inflation sous les gouvernements de gauche que sous les gouvernements de droite. Enfin, chez Lossani *et al.* (2000), la banque centrale est caractérisée par une fonction de perte différant de celle de chacun des deux

[277] Le facteur d'actualisation est égal à l'inverse de un plus le taux d'actualisation.

partis dans le poids mis sur l'inflation. Les auteurs montrent qu'il existe un poids en deçà duquel la banque centrale est soumise à des pressions. Leur principale conclusion est que : "dans un régime d'indépendance partiel, la politique de la banque centrale n'est pas à l'abri des pressions partisanes" (Lossani *et al.*, 2000, 53). En d'autres termes, seule une banque centrale totalement indépendante permet d'éliminer le cycle partisan.

3.2.2 Les conclusions des études empiriques

Depuis Banaian *et al.* (1983), de nombreuses études ont tenté de mesurer l'impact d'un indice d'indépendance sur l'inflation au travers d'une régression (voir, entre autres, Eijffinger *et al.*, 1998, ou Oatley, 1999). Cependant, peu d'entre elles font le lien avec les cycles politico-économiques et il a fallu attendre la fin des années 1990 pour voir apparaître des études empiriques cherchant à évaluer l'impact d'une banque centrale indépendante sur les cycles politico-économiques. Pour la plupart d'entre elles, il s'agit d'intégrer dans une régression économétrique un indice d'indépendance en interaction avec une variable de cycle politico-économique.

Hadri *et al.* (1998) examinent la présence de cycles opportunistes et partisans sur l'inflation dans 18 économies de l'OCDE sur la période 1958-1992. C'est une méthode en deux étapes. La première consiste à estimer l'ampleur des cycles politico-économiques. Le changement dans le taux d'inflation est expliqué par des variables retardées, l'inflation mondiale et des variables indicatrices de cycles opportunistes et partisans. Une régression est effectuée pour chaque pays. Quel que soit le pays, les variables de cycle apparaissent rarement significatives. Dans une seconde étape, les auteurs isolent les effets politiques et calculent le coefficient de corrélation avec l'indice d'indépendance. Cinq mesures des effets politiques et cinq mesures de l'indépendance sont retenues. Sur les 25 coefficients de corrélation, cinq sont significatifs à 10 % ou moins. Le signe est dans tous les cas négatif, suggérant que l'indépendance de la banque centrale limite les effets politiques[278].

Dans leur étude en données de panel (18 pays sur une période allant du milieu des années 1960 au début des années 1990) des déterminants de la variation du chômage et de la croissance, Clark et Reichert (1998) incluent une variable de cycle opportuniste et cette même variable en interaction avec une variable indicatrice qui vaut 1 si l'indice d'indépendance de Cukierman *et al.* (1992) est supérieur à la médiane de leur échantillon et 0 sinon. Pour les pays ayant une banque centrale indépendante, la somme des coefficients de ces deux variables (toutes deux significatives)

[278] On remarque toutefois que la corrélation n'est significative que dans un cas en ce qui concerne les effets partisans et à un seuil de 10 %.

est de signe opposé au signe prédit par la théorie opportuniste que ce soit pour le chômage comme pour l'inflation.

Avec une méthodologie un peu différente, Gärtner (1999) confirme ces conclusions pour l'inflation. Dans une première étape, il régresse le taux d'inflation sur une variable indicatrice de cycle opportuniste dans un panel comportant les pays du G7 sur la période 1961-1992. Il effectue ensuite la même régression en substituant à la variable de cycle le produit de cette même variable de cycle avec 1 moins l'indice d'indépendance de Grilli *et al.* (1991). Le pouvoir explicatif de cette dernière variable est plus fort que celui de la variable non corrigée suggérant ainsi que plus l'indice d'indépendance de la banque centrale est élevé, plus l'effet du cycle opportuniste est faible.

Pour Franzese (1999), il y a sans ambiguïté une relation négative entre le taux d'inflation et l'indice d'indépendance (en contrôlant par d'autres facteurs comme l'inflation étrangère, la taille du secteur financier, la force des syndicats, la couleur du gouvernement, etc.)[279]. Pour les cycles politico-économiques, l'auteur prend l'exemple des États-Unis pour montrer que lorsque des Présidents Démocrates et Républicains alternent, alors la variabilité de l'inflation est d'environ 0,9 point lorsque la banque centrale est totalement dépendante et quasi-nulle (inférieure à 0,1 point) lorsque la banque centrale est totalement indépendante. Franzese (1999) y voit une explication de l'absence de cycle monétaire partisan aux États-Unis : l'indépendance de la Fed les rend indétectables.

Boix (2000) étudie l'évolution des taux d'intérêt dans un panel de 19 pays de l'OCDE sur la période 1961-1994. A côté des variables économiques traditionnelles telles que la variable endogène retardée, le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB, figure une variable destinée à prendre en compte un éventuel effet partisan. Plus précisément, cette variable est construite comme le produit de la part des portefeuilles ministériels détenus par la gauche et de l'indice d'indépendance de la banque centrale de Cukierman (1992). Lorsque la banque centrale est totalement indépendante, le produit est nul. Les effets politiques sont supposés permanents (cycle partisan à la Hibbs) et le signe attendu est négatif. Après estimation du modèle, il ressort que cette variable n'est pas significative sur l'ensemble de l'échantillon (1961-1994) mais seulement sur une sous-période, 1973-1982. Ce modèle, même s'il prend en compte explicitement l'indice d'indépendance des banques centrales, ne nous donne que peu d'information sur la survie des cycles puisque précisément il présuppose que les cycles disparaissent dans les pays ayant une banque centrale totalement indépendante.

Way (2000) utilise un panel de 16 pays industrialisés entre 1961 et 1991 pour expliquer l'évolution de l'inflation et du chômage. La principale variable politique est "le centre de gravité

[279] 18 économies de l'OCDE entre 1972 et 1990 (panel).

idéologique des gouvernements" défini comme la somme des sièges reçus par chaque parti formant le gouvernement pondérée par la position idéologique de chaque parti sur l'échelle gauche-droite. Les autres variables explicatives sont les variables macroéconomiques standard (croissance du PIB, inflation et chômage), l'indice d'indépendance de la banque centrale (celui de Cukierman, 1992), un indice pour rendre compte de l'implication des syndicats dans les négociations salariales, le degré d'ouverture de l'économie (importations plus exportations sur PIB) et une variable indicatrice pour les pays membres du SME. Un terme d'interaction entre l'indice d'indépendance et la variable politique est également introduit afin de voir si la présence d'une banque centrale indépendante réduit les cycles partisans. Pour ces trois dernières variables, les coefficients ont le bon signe et sont significatifs au seuil de 6 % ou mieux que ce soit pour l'inflation ou pour le chômage. La banque centrale indépendante réduit donc les cycles partisans.

Dans leur étude en données mélangées pour dix pays d'Europe de l'Est entre 1990 et 1999, Hallerberg et Vinhas de Souza (2000) montrent qu'il y a bien un cycle opportuniste monétaire dans M1 mais que son amplitude est atténué dans les pays ayant une banque centrale indépendante.

Enfin, chez Maloney *et al.* (2003), le niveau de production (en log) est expliqué pour un panel de vingt économies de l'OCDE[280] par, entre autres, des termes retardés, le taux d'inflation, une variable indicatrice pour les chocs pétroliers, une variable indicatrice pour la récession des années 1990, une variable indicatrice pour les changes fixes, un indice d'indépendance et une variable de cycle partisan à la Alesina modifiée par les probabilités d'élection (voir précédemment). L'auteur montre que des effets partisans existent et qu'ils sont atténués par la présence d'une banque centrale indépendante mais cet effet est faible. En effet, sur six mesures différentes de l'indépendance, dans deux cas seulement le terme croisé indice d'indépendance / variable de cycle partisan est significatif à au moins 10 %.

Tous les études que nous venons de voir vont donc dans le même sens : une banque centrale indépendante réduit l'ampleur des cycles politico-économiques, opportunistes comme partisans. Mais les fait-elle pour autant disparaître totalement ? Pour répondre à cette question nous allons examiner plus précisément le cas de deux grands pays dotés depuis de nombreuses années d'une banque centrale indépendance.

[280] La période d'étude n'est pas précisée.

3.3 Études de cas : les États-Unis et l'Allemagne

Afin d'examiner si, empiriquement, les cycles politico-économiques persistent en présence d'une banque centrale indépendance, nous nous sommes penché sur le cas des États-Unis et l'Allemagne[281]. Le choix du premier résulte de la littérature abondante qui lui est consacré. Pour le second, c'est plutôt la proximité avec l'organisation institutionnelle actuelle dans la Zone Euro qui nous a décidé à le retenir. Nous verrons donc successivement les deux cas. Les mécanismes permettant d'aboutir aux constats empiriques seront précisés dans le troisième paragraphe.

3.3.1 Le cas des États-Unis

De nombreuses études ont étudié la présence de cycles politico-économiques monétaires aux États-Unis. A notre connaissance, Tufte (1978) semble avoir été le premier. Fidèle à sa méthode décrite plus haut, Tufte (1978) examine la tendance du taux de croissance de l'offre de monnaie sur la période 1948-1976. Il constate que dans 4 cas sur 5, les augmentations ont lieu dans les deux ans qui précèdent les élections[282]. De même, dans 6 cas sur 9, les diminutions ont lieu dans les deux ans qui suivent les élections[283] (Tufte, 1978, 51). Au début des années 1980, les premiers tests économétriques apparaissent. La méthodologie consiste à estimer une fonction de réaction de la Federal Reserve liant une variable de contrôle de la politique monétaire à un ensemble de variables macroéconomiques et à une variable indicatrice décrivant le cycle opportuniste. La première étude de ce type est celle de Golden et Poterba (1980). Les auteurs examinent les changements dans l'offre de monnaie entre 1953 et 1978. Trois variables indicatrices marquant les années précédant une année d'élection présidentielle sont incluses parmi les variables explicatives mais aucune d'entre elles n'est significative. Ces résultats négatifs seront confirmés par la suite

[281] La banque centrale américaine, la Federal Reserve (surnommée "la Fed") a été établie en 1913 par le Federal Reserve Act. Celui-ci institut le Federal Reserve Board comme exécutif de la Banque. En 1933, le FOMC est crée pour faire des recommandations au board pour conduire la politique d'open market. En 1935, le secrétaire du Trésor et le directeur du Trésor sont sortis du board. Par l'accord de 1951, la Fed cesse d'acheter des titres émis par le Trésor. En 1977, les objectifs de la Fed sont précisés dans un amendement à l'acte de 1913 : elle doit viser à la fois la stabilité des prix et le soutien de l'activité économique et de l'emploi. La dernière réforme majeure est celle de 1978 où le Humphrey-Hawkins Act oblige le board et le FOMC à faire des rapports bi-annuels au Congrès. La banque centrale allemande, la Bundesbank a quant à elle été établie en 1957. L'article 3 précise ses objectifs : stabilité des prix et tenue de taux de change. L'indépendance est garantie dans l'article 12 même si elle "est requise de soutenir la politique économique générale du gouvernement fédéral". Les membres du gouvernement peuvent assister aux réunions mais n'ont pas de droit de vote (article 13). Le Conseil est composé du directoire et des onze présidents des banques régionales. Le directoire est composé d'un président, d'un vice-président, et d'au plus huit membres (désormais quatre). Tous les membres du directoire sont nommés par le Président de la République sur proposition du gouvernement fédéral (jusqu'en 1992).

[282] Dans le cas restant, l'augmentation a lieu dans les deux ans qui suivent les élections.

[283] Dans les trois autres cas, la diminution a lieu dans les deux ans qui précèdent les élections.

par, entre autres, Wallace et Warner (1984) pour trois instruments (les réserves, le taux des fonds fédéraux et la base monétaire) sur la période 1963-1980, par Beck (1984) pour les réserves sur la période 1955-1982, par Richards (1986) pour la croissance monétaire sur la période 1960-1984 et, plus récemment, par Alesina et Roubini (1997) pour divers taux d'intérêt, la base monétaire et M1 sur la période 1949-1994, par Leertouwer et Maier (2001) pour le taux d'intérêt entre 1960 et 1997 et Maier (2002) pour le taux des fonds fédéraux entre 1960 et 1993.

Cependant, Soh (1986) a confirmé les résultats de Tufte (1978) en mettant en évidence, sur la période 1961-1980, une différence entre la croissance moyenne de l'offre de monnaie les années d'élections (6,52 %) et la croissance moyenne de l'offre de monnaie les années sans élection (4,95 %). En utilisant un simple modèle auto-régréssif liant la croissance monétaire à ses niveaux passés, Grier (1987, 1989) montre la présence d'un cycle opportuniste sur la période 1961-1980. Ces résultats seront confirmés avec une méthodologie identique mais sur une période plus longue (1954-1994) par Carlsen (1997). Le cycle persiste même en contrôlant par des variables décrivant la conjoncture économique (sur la période 1961-1982). Par ailleurs, Williams (1990) confirme l'existence d'un cycle opportuniste dans le taux d'intérêt entre 1953 et 1984. Enfin, Allen et McCrickard (1991) montrent que, dans une fonction de réaction expliquant l'évolution de la base monétaire entre 1917 et 1984, la variable de cycle opportuniste est significative à 10 %.

Laney et Willett (1983) sont les premiers à avancer que le cycle politico-économique monétaire détecté serait dû à un cycle politico-économique sur les variables budgétaires. L'évolution de M1 sur la période 1960-1976 est expliquée par la variable dépendante retardée, un indice de l'activité économique, le taux d'inflation, le niveau des salaires réels, le déficit fédéral et une variable indicatrice décrivant le cycle électoral. Cette dernière n'est pas significative, excluant la présence d'un cycle opportuniste monétaire. Parallèlement, Laney et Willett (1983) montre que le cycle électoral est un des déterminants de l'évolution du déficit fédéral. Donc si le cycle politico-économique n'apparaissait pas dans la fonction de réaction monétaire c'est parce qu'il était implicitement pris en compte par la variable du déficit fédéral. Ce résultat va ensuite être confirmé par, entre autres, Allen (1986) et Beck (1987). Allen (1986) reprend une méthodologie similaire à celle de Laney et Willett (1983). Il explique le changement dans le niveau de M1 par le PNB réel, le taux de chômage, le taux d'inflation, l'évolution de la dette publique, le taux d'intérêt des bons du Trésor à trois mois, des variables endogènes retardées et une variable de cycle opportuniste. L'équation est estimée trimestriellement sur la période 1954-1980 ainsi que sur trois sous-périodes. La variable politique est significative lorsqu'elle est croisée avec la variable de dette publique : la politique de la Fed change avec l'évolution de la dette publique qui suit elle-même un

cycle électoral (la Fed est plus accommodante les deuxième et troisième trimestres des années d'élections). Beck (1987) conclut lui aussi à l'existence d'un cycle opportuniste monétaire induit par un cycle opportuniste fiscal. Plus précisément, Beck (1987) commence par retrouver les résultats de Grier (1987) sur l'existence d'un cycle électoral sur l'offre de monnaie sur la période 1961-1980. Mais comme il le dit lui-même, "la culpabilité de la Fed n'est pas encore établie" (Beck, 1987, 202). M1 n'est pas sous le contrôle direct de la Fed et varie selon la conjoncture. En examinant un instrument comme le taux des fonds fédéraux, Beck (1987) rejette la présence d'un cycle opportuniste. Il y a donc un cycle dans M1 (non contrôlé par la Fed) mais pas dans le taux (contrôlé par la Fed). Le cycle observé pour M1 n'est donc pas induit par la Fed. En fait, c'est la fiscalité qui cause le cycle observé dans M1. En effet, le gouvernement génère un cycle dans la fiscalité (baisse de la fiscalité avant les élections) qui augmente la demande de monnaie pour motif de transaction et par conséquent M1. La culpabilité de la Fed réside donc uniquement dans sa passivité. Ces interactions entre politique monétaire et politique fiscale lors des élections seront encore par la suite mis en évidence par, entre autres, Allen et McCrickard (1991) pour la base monétaire et M1 sur la période 1917-1984.

Dès le milieu des années 1980, des tests du modèle de cycle politico-économique partisan apparaissent. Ainsi, Beck (1984) montre que des différences partisanes expliquent l'évolution des réserves sur la période 1955-1982. Ces différences partisanes sont mesurées par une variable indicatrice valant 1 tout au long des mandats Démocrates et 0 ailleurs[284]. Elle confirme que la Fed mène une politique monétaire plus laxiste sous les administrations Démocrates. Havrilesky (1987) montre, sur la période 1948-1984, que le passage d'une présidence Démocrate à une présidence Républicaine (respectivement, d'une présidence Républicaine à une présidence Démocrate) diminue (respectivement, augmente) le taux de croissance de l'offre de monnaie dans les années suivantes[285]. Tabellini et La Via (1989) introduisent une variable indicatrice définie comme 1 si administration Démocrate, 0 sinon[286] pour expliquer l'évolution annuelle de la base monétaire entre 1955 et 1998. Cette variable est significative à 1 %. Contrairement à Williams (1990) qui rejetait l'existence d'un cycle partisan dans le taux d'intérêt entre 1953 et 1984, Quinn et Shapiro (1991) montrent que, sur la période 1957-1987, les taux d'intérêt de court terme (bons du Trésor à 90 jours) sont plus faibles lorsque les Démocrates sont au pouvoir. Johnson et Siklos (1994)

[284] C'est donc un cycle partisan à la Hibbs que teste Beck (1984).

[285] A noter que le modèle analytique d'Havrilesky (1987) sous-jacent à ce test est différent de celui de Hibbs (1977) ou de Alesina (1987). Le modèle repose sur le fait que Républicains et Démocrates ont un programme de redistribution différent. Selon Havrilesky (1987), le programme redistributif des Démocrates a plus d'effets désincitatifs que celui des Républicains. Ces effets peuvent être temporairement atténués par une politique monétaire expansionniste. C'est pour cela que les Démocrates sont plus enclins à mener une politique monétaire plus laxiste que celle des Républicains.

[286] Les effets sont supposés permanents. Il s'agit donc d'un cycle partisan à la Hibbs.

étudient des données mensuelles entre 1960 et 1990 concernant le taux d'intérêt. Les seuls signes de cycles politico-économiques trouvés sont en faveur des cycles partisans à la Alesina pour la période post-Bretton Woods. Alesina et Roubini (1997) montrent que le modèle partisan d'Alesina (1987) ne se vérifie pas de manière très nette sur la période 1949-1994. La croissance de la base monétaire ou de M1 n'est pas significativement plus élevée après l'arrivée des Démocrates au pouvoir ni plus faible après l'arrivée des Républicains au pouvoir. En revanche, les résultats sont favorables à la théorie partisane en ce qui concerne les taux d'intérêt (taux des fonds fédéraux, taux d'escompte, taux des bons du Trésor à trois mois et taux des bons du Trésor à dix ans). Caporale et Grier (2000) montrent que sur la période 1959-1998, le taux d'intérêt réel est un point plus élevé sous les présidences Républicaines que sous les présidences Démocrates[287]. Si en plus, les Républicains contrôlent l'une des deux branches du Congrès, le différentiel est de deux points.

3.3.2 Le cas de l'Allemagne

Dès le début des années 1981, Frey et Schneider (1981b) avaient montré que la Bundesbank suivait la politique fiscale du gouvernement. Le test, qui portait sur cinq instruments[288] et sur la période 1957-1997 (données trimestrielles), ne faisait toutefois pas référence de manière explicite aux cycles politico-économiques.

En comparant la croissance moyenne de l'offre de monnaie les années d'élections et la croissance moyenne de l'offre de monnaie les années sans élection, Soh (1986) montre que les données vont dans le sens de la théorie de Nordhaus (1975) pour la période 1961-1980 mais les différences entre les deux moyennes sont faibles (8,92 % contre 8,23 %). Johnson et Siklos (1994) étudient des données mensuelles entre 1960 et 1990 concernant le taux d'intérêt. Des signes de cycles partisans à la Alesina sont trouvés pour la période Bretton Woods et des signes de cycles opportunistes à la Nordhaus sont trouvés pour la période post-Bretton Woods. Berger et Woitek (1997a) confirment la présence d'un cycle opportuniste sur M1 sur la période 1950-1989 en utilisant un modèle VAR avec comme variables la production industrielle, le chômage, les prix à la consommation, déficit des gouvernements fédéraux, M1 et le taux d'escompte de la Bundesbank plus une variable indicatrice de cycle opportuniste[289]. Vaubel (1997a) teste l'hypothèse selon laquelle la croissance de M1 s'accélère avant les élections si le gouvernement a

[287] Les effets sont supposés permanents. Il s'agit donc d'un cycle partisan à la Hibbs.
[288] Crédits au gouvernement fédéral, réserves obligatoires, taux d'escompte, taux nominal des titres d'open-market et taux d'intérêt sur les crédits Lombards.
[289] On notera toutefois que les auteurs ne détectent pas de cycle politico-économique concernant l'inflation.

la majorité au Conseil de la banque centrale et décélère dans le cas contraire. Pour faire ce test, il examine l'évolution de M1 (taux de variation sur 12 mois) avant les élections ayant eu lieu entre 1948 et 1994. Il ne fait pas d'économétrie mais plutôt des analyses à la Tufte en calculant la variation entre le 18ème mois et le 3ème mois précédant l'élection. Sur quinze cas, treize sont en faveur de l'hypothèse testée, deux contre. Berger et Woitek (1997b) proposent de tester économétriquement l'hypothèse de Vaubel (1997a). Ils examinent par des modèles autorégressifs plus une variable politique M1 et le taux d'escompte sur la période 1950-1989. La variable politique est une variable standard de cycle opportuniste (1 pour les 18/12/6 mois précédents les élections, 0 ailleurs) multipliée par une variable indicatrice (1 si le gouvernement a la majorité au Conseil, 0 sinon). Aucun support empirique n'est trouvé ni pour M1 ni pour le taux d'escompte. La clé résulterait dans la mauvaise définition de la proximité entre le gouvernement et le Conseil retenue par Vaubel (1997a)[290]. Les auteurs examinent également les votes du Conseil sur le changement du taux d'escompte entre 1948 et 1961. Durant cette période, trois élections ont eu lieu et dans les trois cas, le sortant était le parti conservateur. Sur 230 votes, 114 vont dans le sens de Vaubel (1997a) et 116 contre. Même si Lohmann (1998) a confirmé l'existence de cycles opportunistes sur la période 1960-1989 concernant le taux de croissance de la masse monétaire, Leertouwer et Maier (2001) et Maier (2002) n'ont détecté aucun cycle politico-économique pour le taux d'intérêt sur la période allant des années 1960 aux années 1990.

3.3.3 Les canaux d'influence

Comment la Fed et la Bundesbank, réputées comme étant deux des banques centrales les plus indépendantes au monde, génèrent-elles un cycle politico-économique ?

Dès le milieu des années 1980, un premier mécanisme est mis au jour, celui des nominations. Nous le verrons dans le premier paragraphe. Dans le deuxième paragraphe, nous examinerons un second canal : les pressions exercées sur la banque centrale par le gouvernement, voire par certains acteurs économiques. Enfin, quelques pistes théoriques aboutissant à ces pressions (qu'elles passent par les nominations ou qu'elles soient directes) seront présentées.

[290] Vaubel (1997b) leur répond et explique les différences observées par la méthode de dessaisonalisation différente, l'échantillon différent et la définition différente de la variable dépendante.

3.3.3.1 Les nominations à la banque centrale

La politique de la Fed est décidée par le Federal Open Market Committee (FOMC) composé de douze membres : sept gouverneurs et cinq présidents de banque régionale. Les gouverneurs sont nommés par le président, pas les présidents de banque régionale. Ce comité se réunit au minimum quatre fois par an et décide de la politique monétaire à mettre en œuvre. La prise de décision s'effectue par un vote sur la politique à conduire. Les propositions recueillent généralement une large majorité mais on observe un certain nombre de votes dissidents ("dissent votes").

Sur la période 1959-1981, sur 3822 votes, on compte 248 dissensions, soit 6,5 % des votes (Puckett, 1984, 98). Une dissension peut aller dans le sens d'une politique plus restrictive ou d'une politique plus accommodante. Havrilesky et Schweitzer (1990) examinent les 365 votes du FOMC entre 1960 et 1983. 185 de ces votes ont donné lieu à l'expression de 322 dissensions, 168 en faveur de plus de restriction et 154 en faveur de plus de laxisme. Les auteurs cherchent à expliquer ces votes dissidents par un modèle probit. Pour ce faire, ils mettent en relation l'orientation du vote dissident et le profil de chaque membre du FOMC exprimant un tel vote. Son expérience et son parcours (études…) sont notamment pris en compte. Cependant, rien n'est dit sur un éventuel biais partisan.

En effet, on peut se demander si les membres du FOMC pro-Démocrates ont tendance à faire dissidence vers une politique plus laxiste comme le suggère la théorie partisane. Gildea (1990) est le premier à explorer cette piste. Cependant, l'auteur n'a pas pu polariser politiquement avec certitude tous les membres du FOMC exprimant des votes dissidents[291]. Cela l'a conduit à estimer une relation séparée pour le sous-échantillon en question. Il apparaît alors que la variable partisane définie comme 1 si le membre est Démocrate et 0 sinon est significative : les membres Démocrates font généralement dissension en faveur d'une politique monétaire plus laxiste. Dans cette ligne de recherche, Havrilesky et Gildea (1992) s'interrogent sur la fiabilité des membres partisans. En effet, nommer un membre Républicain ne garantit pas que ce membre votera systématiquement en faveur d'une politique plus restrictive. Les auteurs examinent les votes des 32 gouverneurs nommés entre 1951 et 1987. Il apparaît les gouverneurs nommés sous une présidence Démocrate ont voté dans 68,65 % des cas pour une politique non restrictive. Ce pourcentage tombe à 53,63 % pour les gouverneurs nommés sous une présidence Républicaine. Si on considère qu'un gouverneur est fiable s'il a voté dans 60 % des cas en faveur d'une politique laxiste s'il a été nommé par un Président Démocrate ou en faveur d'une politique restrictive s'il a

[291] Gildea (1990) possède la polarisation politique de 21 individus établie sur la base d'un sondage dans lequel on leur demande s'ils se considèrent eux-mêmes comme Républicain ou Démocrate.

été nommé par un Président Républicain, on constate que 23 gouverneurs sur 32 sont fiables. Havrilesky et Gildea (1992) examinent ensuite les caractéristiques des gouverneurs fiables. On apprend par exemple que sur les sept gouverneurs détenteurs d'un doctorat de sciences économiques, aucun n'est classé parmi les gouverneurs non-fiables. L'influence partisane *via* les nominations sera confirmée par la suite par, entre autres, Chappell *et al.* (1993) sur un échantillon de 3352 votes[292] lors des 323 réunions du FOMC entre 1960 et 1987. Keech et Morris (1997) ont cependant remis en cause les conclusions de toutes ces études en suggérant que les institutions ne permettaient pas au Président d'avoir un pouvoir de nomination suffisant pour influer sur la politique monétaire de la Fed.

Contrairement aux États-Unis, les "nommés politiques" ne sont pas majoritaires au Conseil de la Bundesbank[293]. Si les pressions politiques passent par les nominations politiques, on doit donc s'attendre à des pressions plus faibles en Allemagne. Lohmann (1998) teste cinq hypothèses de cycles politico-économiques concernant l'Allemagne. Selon la première, la banque centrale est totalement indépendante et composée de technocrates. Aucun cycle opportuniste ou partisan n'est attendu. Dans la deuxième hypothèse, la banque centrale est totalement dépendante. Qu'elle soit composée de banquiers centraux partisans (au sens favorables à un parti politique ; on ne distingue pas s'ils sont conservateurs ou progressistes) ou technocrates, un cycle à la Nordhaus et un cycle partisan doivent être observés. Si la banque centrale est totalement indépendante mais composé de banquiers centraux partisans (hypothèse 3), un cycle opportuniste et un cycle partisan doivent être observés selon que les banquiers centraux partisans sont favorables ou non au gouvernement en place. Dans les deux dernières hypothèses, la banque centrale est partiellement indépendante et les banquiers centraux sont soit partisans (hypothèse 4) ou technocrates (hypothèse 5). On obtient alors des cycles différents selon le degré d'indépendance de la banque centrale.

3.3.3.2 Les pressions sur la banque centrale

En dehors des nominations, un second canal d'influence a été mis en évidence, celui des signaux envoyés par le pouvoir politique à la Fed (Havrilesky, 1988).

Pour ce faire, l'auteur construit un indice en codant les articles du *Wall Street Journal* publiés entre le 1 septembre 1979 et le 31 décembre 1984. Les articles dans lesquels un membre officiel de l'administration exprime le souhait de voir la politique monétaire plus laxiste (respectivement,

[292] 3116 accords et 236 dissensions.

[293] Depuis 1992, le Conseil de la Bundesbank compte huit conseillers nommés par le gouvernement fédéral et neuf représentants des banques centrales régionales nommés dans leur région. Aux États-Unis, le gouvernement fédéral nomme sept banquiers centraux sur douze.

plus restrictive) sont notés +1 (respectivement, -1). La somme sur trois semaines est alors introduite comme variable indépendante dans une équation expliquant l'offre de monnaie au sens strict (signe positif attendu) et le taux des fonds fédéraux (signe négatif attendu) à la fin de la quatrième semaine. Dans les deux cas, l'indice est pertinent et a le signe attendu. Havrilesky (1988) montre en outre que l'indice est lui-même expliqué par le taux d'inflation (signe négatif), le taux de chômage (signe négatif) et le taux d'intérêt nominal (signe négatif). Il montre également qu'aucune de ces trois variables n'est significative dans l'explication (directe) de l'offre de monnaie au sens strict, ce qui tend à montrer que la Fed réagit bien au pouvoir politique et pas à la conjoncture elle-même, même si cette dernière influence les demandes du pouvoir en matière de politique monétaire. L'étude d'Havrilesky (1988) a par la suite été complétée dans le cas des États-Unis par Froyen *et al.* (1997).

Maier *et al.* (2002) appliquent à l'Allemagne la méthode de l'indice de pressions politiques d'Havrilesky (1988). L'indice est construit à partir de trois journaux sur la période 1960-1998 : -1 si la pression va dans le sens de taux plus faibles et +1 si la pression va dans le sens de taux plus élevés. Les pressions peuvent émaner du gouvernement comme du secteur financier. Les pressions du gouvernement sont plus rares que dans le cas américain mais les pressions du secteur financier sont nombreuses. Le taux d'intérêt au jour le jour est ensuite expliqué dans un modèle VAR par cet indice (cumul des deux types de pression), le taux retardé, le taux d'inflation et le taux de chômage plus des variables indicatrices pour les changements structurels (chocs pétroliers, réunification, SME, etc.). Estimée sur données mensuelles sur la période 1960-1998, l'équation révèle que l'indice de pressions est positif et significatif à 10 %, indiquant ainsi l'existence de pressions : plus l'indice est faible, plus le taux d'intérêt est faible.

3.3.3.3 Quelques pistes théoriques

Les études citées dans les deux paragraphes précédents apportent un certain crédit à l'hypothèse de pressions sur la banque centrale de la part du gouvernement (pressions directes ou *via* les nominations) mais les mécanismes théoriques ne sont pas précisés. Par exemple, dans le premier canal d'influence, les études montrent bien un impact partisan des nominations mais le processus menant à ces nominations n'est pas explicité.

Waller (1992) discute de la nomination des banquiers centraux dans un système partisan. Il montre que les nominations partisanes ont surtout lieu immédiatement après les élections. En effet, plus les élections approchent, plus le parti d'opposition rejette les nominations partisanes afin de garder les places vides pour qu'il puisse les pourvoir en cas de victoire électorale. Le parti

au pouvoir nomme donc un candidat plus modéré, acceptable par le parti d'opposition. Waller (1992) montre également qu'un timing approprié dans les nominations et qu'une augmentation de la durée du mandat des banquiers centraux par rapport à la durée du cycle électoral permet de réduire l'influence des politiques monétaires partisanes.

Sieg (1997) propose un jeu de signal dans lequel les électeurs sont rationnels et votent en jugeant le bilan du gouvernement sortant. La banque centrale est indépendante mais les banquiers centraux sont nommés par le gouvernement, si bien que la banque centrale a une préférence pour l'un des partis et reçoit un pay-off supplémentaire si son parti préféré est élu ou réélu. Les électeurs le savent mais ne connaissent pas la préférence partisane de la banque centrale. Ils ne connaissent pas non plus le niveau de compétence exact du gouvernement (qui est connu du gouvernement et de la banque centrale). Les électeurs observent uniquement le taux de chômage et votent en conséquence. Le taux de chômage est déterminé par le taux de croissance de la masse monétaire qui est lui-même fonction de la compétence du gouvernement et qui constitue donc un signal. Ces hypothèses concernant le niveau d'information des différents acteurs aboutissent à différents types d'équilibres et la principale conclusion est la suivante : la banque centrale indépendante génère un cycle opportuniste qui dépend de sa proximité avec le gouvernement et de la compétence de ce dernier.

Lohmann (1997) examine le cas de nominations majoritairement décentralisées comme c'est le cas en Allemagne. Son point de départ est le modèle d'Alesina (1987). Dans le système centralisé, tous les banquiers centraux sont nommés par le gouvernement fédéral. En supposant que le théorème de l'électeur médian s'applique lors de la prise de décision au Conseil de la banque centrale, le banquier central médian mène la politique souhaitée par le gouvernement. Pour analyser le système décentralisé, Lohmann (1997) considère une banque centrale à laquelle siègent les représentants de trois régions ayant chacune leur banque centrale et leurs échéances électorales. Le vainqueur de chaque élection régionale remplace le représentant de sa région à la banque centrale. Le cycle dépend désormais de la majorité à la banque centrale nationale, majorité déterminée par le résultat des élections régionales. Lohmann (1997) montre que le bien-être (affecté par la variabilité de l'inflation et du produit) est le plus élevé dans le régime centralisé et que le régime de décentralisation partielle est meilleur que le régime décentralisé. Ceci provient de l'incertitude. Dans le régime centralisé, il n'y a qu'une seule source d'incertitude : le résultat des élections nationales. Le banquier central médian ne peut changer qu'à cette occasion et donc le cycle partisan ne peut avoir lieu que dans la période immédiatement après les élections. Dans le régime décentralisé, le banquier central médian peut changer à chaque échéance électorale selon les conditions initiales et le résultat des élections régionales. Le cycle partisan peut donc se

produire à chaque période. La variabilité du produit est donc plus forte dans ce dernier cas et le bien-être est plus faible que dans le régime centralisé. Le régime partiellement décentralisé donne des résultats à mi-chemin entre ceux des régimes précédents. Comme dans le régime décentralisé, le banquier central médian peut changer à chaque élection mais la probabilité qu'un tel changement ait lieu est atténuée par le fait qu'il existe une minorité de blocage constituée par les membres nommés par le gouvernement fédéral après l'élection nationale. En termes de variabilité de l'inflation, le bien-être est identique quel que soit le régime. Le cycle partisan dans l'inflation n'est pas affecté par la structure de la banque centrale car le banquier central médian est toujours partisan. Le degré de centralisation affecte seulement le niveau de l'incertitude électorale donc la variabilité du produit. Donc adopter un processus de nomination centralisé devrait permettre, en réduisant l'incertitude électorale, de faire disparaître le cycle partisan (voir également Aaron-Cureau, 2003, sur ce point). Ces résultats sont contingents aux hypothèses faites sur le calendrier électoral. Ainsi, von Hagen et Süppel (1994b) arrivent à des résultats opposés en supposant qu'élections nationales et élections régionales ont lieu à *chaque* période.

3.4 Implications pour la Banque Centrale Européenne[294]

Après une brève discussion de l'organisation institutionnelle actuelle dans la Zone Euro en ce qui concerne la politique monétaire, nous étudierons ses conséquences sur la politique monétaire et son impact sur les cycles politico-économiques.

3.4.1 L'organisation institutionnelle

Alors que la Fed a une structure plutôt centralisée avec sept membres sur les douze qui composent le FOMC nommés par le pouvoir politique (ratio Centre / Région : 1,40), la structure de la Bundesbank apparaît décentralisée avec neuf membres sur dix-sept appartenant aux banques régionales (ratio Centre / Région : 0,89). Les statuts de la BCE ont été calqués sur ceux de la banque centrale allemande. L'exécutif de la BCE aussi appelé "directoire" est formé par le président, le Vice-président et quatre autres personnes, toutes nommées par les gouvernements des pays membres, et par les gouverneurs des banques centrales des douze pays de la Zone Euro. Comme la Bundesbank, la BCE a donc une structure fortement décentralisée (ratio Centre / Région : 0,50). Les membres de l'exécutif sont mis en place pour un mandat de sept ans non

[294] Pour ce paragraphe, nous nous appuierons sur de Haan *et al.* (2005).

renouvelable, ce qui les immunise des "chantages à la reconduction" de la part du pouvoir politique. La règle de vote est "un membre, une voix". La BCE est chargée de définir et de mettre en œuvre la politique monétaire de la Zone Euro. L'objectif principal est la stabilité des prix : l'augmentation annuelle de l'indice harmonisé des prix à la consommation de la Zone Euro ne doit pas excéder 2 % à moyen terme[295]. D'une part, on peut faire remarquer que la déflation n'est donc pas compatible avec la stabilité des prix et d'autre part, que la stabilité ne doit être atteinte que dans le moyen terme, ce qui est une reconnaissance implicite que les prix peuvent être distordus par des facteurs de court terme. Par ailleurs, en précisant que l'objectif vaut pour la Zone Euro dans son ensemble, on laisse à penser que le taux d'inflation réalisé peut diverger d'un pays à l'autre (chocs asymétriques…). La politique monétaire est soutenue théoriquement par une conception monétariste de l'inflation. L'inflation a pour cause une augmentation excessive de la masse monétaire, M3. Une valeur de référence pour le taux de variation annuel de M3 a été établie à 4,5 %. Ceci ne constitue pas un objectif intermédiaire puisque M3 n'est pas sous le contrôle direct de la BCE. Les décisions de politique monétaire, et notamment le niveau des taux d'intérêt, sont annoncées lors de la première réunion de chaque mois du Conseil de la BCE[296].

A la lecture de ses statuts, l'indépendance de la BCE apparaît très forte. Cela est confirmé par les indices d'indépendance calculés par de Haan *et al.* (2005, 70) et qui sont reportés dans le tableau 21[297].

TABLEAU 21

Indice d'indépendance de la BCE

Indice	Alesina (1989)	GMT (1991)	Cukierman (1992)	Eijffinger et Schaling (1993)
Maximum	4	16	1,00	5
BCE	4	14	0,94	5

3.4.2 La BCE et les cycles politico-économiques

Sur le plan théorique, nous avons vu que les cycles ne disparaissent totalement que dans le cas de banques centrales totalement indépendantes ce qui, au vu du tableau 21, n'est pas entièrement le cas de la BCE. Par ailleurs, il ne faut pas oublier que ces indices d'indépendance *de jure* ne garantissent pas, comme nous l'avons vu également, l'indépendance *de facto*. Dès sa mise en place,

[295] Le réalisme de cette cible a été mis en doute par le fait que la BCE ne l'a pas atteinte depuis 1999. Plusieurs raisons ont été avancées comme par exemple le fait que l'indice des prix retenu surestimerait l'inflation.
[296] Les statuts prévoient au moins dix réunions par an. Dans la pratique, le Conseil se réunit toutes les deux semaines.
[297] Contrairement aux trois autres, l'indice de Eijffinger et Schaling (1993) n'a pas été présenté précédemment car il n'est pas, dans l'étude originale, mis en relation avec le taux d'inflation.

le 1er janvier 1999, la BCE a été soumise à des pressions politiques notamment de la part de l'Allemagne qui l'a contraint à diminuer ses taux au mois d'avril 1999. La raison officielle était une croissance excessive de M3 (5,2 % en glissement en février) mais, comme le note (de Haan *et al.*, 2005, 28), le taux d'inflation était inférieur à 1 %[298].

La BCE est chargée de mettre en place une politique monétaire pour des pays qui sont, à un moment donné, à des points différents du cycle économique et qui ne connaissent pas des taux d'inflation similaires. Dans ce cadre-là, toute décision fait des heureux et des déçus. Par exemple, la baisse des taux du printemps 1999 a sans doute satisfait l'Allemagne qui connaissait une période de ralentissement économique mais a aussi gêné par exemple l'Irlande qui connaissait, elle, une période de surchauffe. Il a été montré qu'aux États-Unis (Meade et Sheets, 2002) comme en Allemagne (Berger et de Haan, 2002) le vote sur la politique monétaire des représentants des banques régionales était influencé par les conditions économiques prévalant dans leur région.

De plus, comme nous l'avons vu précédemment, l'indépendance de la banque centrale ne garantit pas l'isolation des pressions politiques répondant à des objectifs opportunistes ou exprimant des préférences idéologiques. En 2001, dix des douze gouverneurs de banques centrales régionales avaient été nommés par un parti politique ou par une coalition dont ils étaient idéologiquement proches.

On peut donc penser que chaque pays va vouloir obtenir une politique monétaire laxiste les années d'élections[299]. Cela va demander une coordination rigoureuse mais également un certain sacrifice de la part des autres pays qui vont devoir supporter des effets de débordements indésirables. Von Hagen et Süppel (1994a) ont montré que si les économies régionales sont frappées par des chocs asymétriques (par exemple une échéance électorale), les préférences des banquiers régionaux en matière de politique monétaire vont diverger entre elles et diverger avec celles des banquiers fédéraux[300]. Il en résulte une politique de stabilisation inefficace. On voit bien ici la différence entre le cas américain et le cas de la Zone Euro. Aux États-Unis, les élections ont lieu de même jour pour toutes les unités politiques constituant le pays. La politique monétaire expansionniste de la Fed profite donc à tous les états et le cycle politico-économique monétaire est globalement efficace (du point de vue du pouvoir politique). Dans la Zone Euro, en revanche, une politique monétaire expansionniste ne profite pas à tous les pays de la zone et peut s'avérer, au total, inefficace. Ce problème de simultanéité a conduit certains auteurs à s'interroger sur

[298] Pour des exemples de pressions sur la BCE, on pourra se reporter à Kempf (2004).
[299] Ce marchandage autour du taux d'inflation est abordé par Aubin (1998b). Kempf (2004) aborde également ces problèmes de coordination induits par cette souveraineté partagée.
[300] Dans leur modèle, les représentants régionaux sont concernés par le bien-être de leur région alors que les représentants fédéraux sont concernés par la stabilisation de l'inflation et du produit.

l'opportunité de fixer une date d'élection uniforme pour tous les pays d'une même zone (Sapir et Sekkat, 1999, 2002[301]).

On peut se demander pourquoi les gouvernants des principales économies de la planète ont choisi de se priver de l'instrument de politique monétaire qui leur rendait apparemment de grands services comme nous l'avons vu dans la partie sur les cycles politico-économiques.

On a parfois avancé que la banque centrale indépendante serait une émanation propre aux structures politiques fédérales. Dans les pays à structure fédérale, il y aurait une méfiance traditionnelle à l'idée de confier tous les instruments au pouvoir central. Si des pays à structure fédérale comme l'Allemagne, les États-Unis ou la Suisse avaient bien une banque centrale indépendante (dans les statuts), ce n'était en revanche pas le cas pour l'Australie, l'Autriche ou le Canada[302]. De même, dans les pays à structures fédérales, on trouve aussi bien les banques centrales les plus indépendantes (Suisse, Allemagne, États-Unis) comme les banques centrales les moins indépendantes (Argentine, Mexique, Brésil, Venezuela)[303]. L'origine des banques centrales indépendantes est donc à rechercher ailleurs.

Plusieurs arguments sont développés dans Aubin (1998a). La politique monétaire serait moins utile car moins adaptée à des actions ciblées en faveur des groupes d'intérêt. Selon une autre explication, les gouvernants auraient choisi de se doter d'une banque centrale indépendante pour asseoir leur crédibilité et acquérir une réputation. Laisser le soin à la banque centrale de contrôler le taux d'inflation peut être envisagé comme un acte de bonne volonté en vue de l'acquisition de cette réputation. Dans ce cadre-là, le choix de se séparer de l'instrument de politique monétaire s'explique aisément : le taux d'inflation est la variable macroéconomique clé des marchés financiers, marchés financiers auxquels l'État veut apparaître crédible car il a besoin d'eux pour, entre autres, financer sa dette publique. Enfin, une forte volatilité des prix génère de l'incertitude qui, dans un contexte d'agents averses ou neutres au risque, pénalise l'investissement donc la croissance économique (Cukierman, 1980, Bernanke, 1983), croissance économique qui apparaît, comme nous l'avons vu, comme le principal déterminant du vote. On peut également penser que les gouvernements ont accepté de se tirer une balle dans le pied en se séparant de l'instrument monétaire parce qu'ils pensaient pouvoir marcher sur une seule jambe, celle de l'instrument budgétaire. Les instruments budgétaires paraissent plus facilement manipulables et ont peut-être des impacts plus immédiats et plus nets. Les gains politiques de l'inflation apparaissent en effet quant à eux relativement flous et moins visibles (Hibbs, 1982d).

[301] A noter toutefois que ces auteurs envisagent des effets de débordements exclusivement d'origine fiscale.
[302] Même si la banque centrale de ces pays a acquis son indépendance depuis.
[303] Voir Lohmann (1998) sur ce point.

L'absence de banque centrale indépendante dans les modèles de cycles politico-économiques a été reprochée à leurs auteurs. Cependant, à la lecture de cette section, il ressort que : (1) seule une indépendance totale permet de faire disparaître les cycles politico-économiques (2) même en cas d'indépendance *de jure* très forte, l'indépendance *de facto* n'est pas toujours garantie. En particulier, les pressions politiques sont toujours possibles comme nous l'avons vu dans le cas des États-Unis et de l'Allemagne même si, il est vrai, les conclusions des études sont parfois contradictoires.

Au-delà de ces constats, combattre les cycles politico-économiques par une banque centrale indépendante suppose implicitement que l'on attribue à l'inflation une origine monétaire[304]. Mais la corrélation entre indépendance de la banque centrale et inflation est loin d'être robuste, suggérant ainsi que le contrôle de l'inflation par la politique monétaire n'est pas total. D'autres faits stylisés vont dans ce sens comme par exemple le fait que l'on observe des disparités dans les taux d'inflation des pays de la Zone Euro alors même que la politique monétaire est menée par une institution unique. L'inflation peut en effet aussi apparaître comme la conséquence de mesures politiques et pas seulement comme la conséquence de la croissance de l'offre de monnaie[305]. D'une part, et de manière immédiate, on peut penser à une "inflation par les coûts" générées par l'augmentation des salaires contrôlés par l'État (salaire minimum, salaires de la fonction publique et des salariés des établissements publics). Ainsi, en France, l'État contrôle environ 30 % des salaires[306]. L'État pèse également sur les négociations collectives nationales entre syndicats salariés et syndicats patronaux. D'autre part, une "inflation par la demande" peut résulter de la politique économique menée par le gouvernement. En augmentant les dépenses publiques, l'État provoque une augmentation de la demande agrégée qui entraîne, selon un effet direct, une hausse des prix (si l'offre agrégée est constante) et une diminution du chômage qui provoque une hausse des salaires qui aboutit elle aussi à une hausse des prix[307]. En augmentant l'impôt sur les sociétés ou les cotisations sociales patronales, l'État peut pousser les chefs d'entreprises à augmenter leurs prix. Enfin, une modification de la législation du travail peut également entraîner une hausse des prix. Par exemple, une réduction du temps de travail hebdomadaire peut conduire à une majoration du prix des heures supplémentaires qui sera répercutée dans le prix de vente des produits. Pour ces types d'inflation, l'indépendance de la

[304] On rappelle que chez Alesina (1987), l'inflation est explicitement et exclusivement d'origine monétaire, le taux d'inflation étant une fonction linéaire du taux de croissance de la masse monétaire.

[305] On peut également citer le rôle joué par d'autres facteurs politiques dans l'explication de l'inflation tel que l'instabilité de la situation politique (Alesina, 1989, Feng, 2003).

[306] Estimation pour 2001 sur la base d'environ 4,8 millions de fonctionnaires, 2,8 millions de salariés touchant le SMIC et 26,8 millions d'actifs (source : site Internet de l'INSEE et de la DARES).

[307] Par ailleurs, l'augmentation de la demande entraîne une hausse des prix et du nombre des transactions qui doit donc être accompagnée par une hausse de l'offre de monnaie, aussi peut-on se demander si c'est la croissance monétaire qui génère de l'inflation ou le contraire…

banque centrale ne joue pas et le cycle politico-économique éventuellement initié par ces leviers survit.

Conclusion du chapitre 2

La première section nous a permis de voir que l'électeur reste un acteur difficile à cerner sur la scène politico-économique. Montrant un visage tantôt sophistiqué, tantôt naïf, tantôt tourné vers le passé, tantôt tourné vers le futur, tantôt tourné vers les autres, tantôt tourné vers lui-même, l'électeur apparaît tel Janus comme un personnage multi-faces. Des investigations menées sur l'électeur français font apparaître que celui-ci évalue correctement le bilan de ses gouvernants ce qui peut laisser penser qu'il adopte un comportement électoral fondé sur un système de sanction / récompense. Même si, contrairement aux États-Unis, les conditions d'un tel vote sont réunies, son existence reste cependant à prouver. S'il s'avère que les électeurs sont sensibles aux conditions économiques et n'hésitent pas à sanctionner leurs gouvernants en cas de mauvais résultats, alors ces derniers peuvent être incités à adopter des comportements qui ont pour conséquence de distordre l'économie.

Comme l'a montré la deuxième section, le jeu des gouvernants peut se résumer à deux grands types de comportement.

Côté cour, s'ils sont préoccupés par leur réélection, ils peuvent être tentés par manipuler la conjoncture économique afin d'apparaître compétents et éviter ainsi un vote sanction. Ce comportement dit opportuniste à pour conséquence un cycle économique calqué sur celui des élections.

Côté jardin, si les gouvernants sont préoccupés par les intérêts économiques de leurs seuls électeurs, alors ils adoptent un comportement dit partisan et mettent en place des politiques idéologiques qui, par l'incertitude liée à l'issue des élections, surprennent les agents. Il s'en suit là encore un cycle politico-économique.

Le passage d'un type de comportement à l'autre peut s'expliquer par le fait qu'en se conduisant de manière opportuniste, les gouvernants mécontentent une partie de l'électorat ce qui peut les obliger à adopter finalement un comportement partisan. La théorie des gouvernants pragmatiques a tenté de concilier les deux approches en tenant compte de cet arbitrage.

Dans tous les cas, ces cycles politico-économiques génèrent de l'instabilité dans le système économique. En effet, la variabilité des grandeurs macroéconomiques augmente ce qui perturbe les agents dans la formation des anticipations et des plans de consommation et d'investissement et mine ainsi la croissance.

Afin d'éviter de telles distorsions, il a été choisi de retirer aux gouvernants ses moyens d'actions et notamment l'instrument de la politique monétaire qui constituait la source principale des cycles politico-économiques. Cet instrument a été confié à une banque centrale supposée indépendante dont on a vu dans la section 3 qu'elle restait malheureusement très influencée par le pouvoir politique. L'ampleur des cycles a certes été réduite mais ceux-ci n'ont pas disparu. Des doutes peuvent alors être émis sur une conception monétariste trop étroite de l'inflation et l'hypothèse que les gouvernants puissent générer de l'inflation par d'autres canaux n'est pas à écarter. Il semblerait en outre que les interventions opportunistes et partisanes se soient reportées en partie sur l'instrument de politique budgétaire, le seul instrument restant à la disposition des gouvernants. Le Pacte de Stabilité et de Croissance en Europe n'a apparemment pas permis d'endiguer cet effet de débordement.

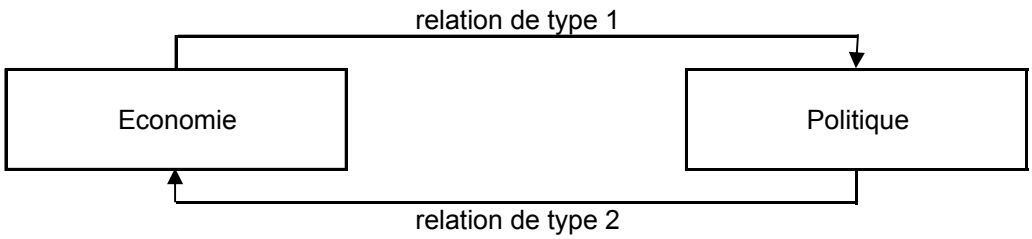
Ce chapitre, nécessairement long eu égard à la littérature considérable qu'il se proposait de résumer, a permis de voir comment le traitement des acteurs du jeu politique et économique a évolué, essentiellement depuis une trentaine d'années. La nouvelle économie politique, remarquablement synthétisée par Persson et Tabellini (2000) et Drazen (2000) dans des ouvrages qui constituent déjà des références incontournables, a pris une ampleur considérable et peut être considérée actuellement comme l'un des axes de recherche majeurs en macroéconomie. La nécessité de les prendre en compte dans les modèles macroéconomiques ne fait plus, aujourd'hui, débat.

PARTIE 2 :

MUPPET : UN MODÈLE MACROÉCONOMÉTRIQUE ORIGINAL AVEC PRISE EN COMPTE DES FACTEURS POLITIQUES

L'objet de cette deuxième partie est d'utiliser la large revue de la littérature et les faits stylisés présentés dans la partie précédente pour construire un modèle susceptible de combler au moins une lacune supposée des modèles macroéconométriques français : l'absence de prise en compte des facteurs politiques et plus notamment l'exogénéité du comportement de l'État. Bien entendu, cet effort solitaire et limité dans le temps ne peut que nous conduire à être modeste. Il ne s'agit pas de construire un modèle comportant plusieurs centaines d'équations, ni même plusieurs dizaines d'ailleurs, mais plutôt de définir et d'estimer un petit nombre de relations liant les principales variables politiques et économiques.

De manière très générale, les variables économiques et politiques sont liées par des relations économétriques de deux types[308] :



Dans les relations de type 1, les équations économétriques ont pour variable expliquée une variable politique. De telles relations peuvent être qualifiées "d'équations de soutien politique". Elles reflètent les préférences des agents et lient leurs attentes macroéconomiques au soutien politique qu'ils accordent aux gouvernants. Elles peuvent donc être assimilées à des fonctions de bien-être social empiriques (Paldam, 1986, Nannestad et Paldam, 1994). C'est pour cela qu'on parle parfois de "fonctions de préférence sociale" (voir les travaux de David Smyth, Pami Dua et Susan Washburn-Taylor qui ont écrit une dizaine d'articles sur le sujet entre 1986 et 1999)[309]. Notre modèle comporte trois équations de ce type : une équation de vote qui explique les résultats électoraux, une équation de sièges qui explique les majorités parlementaires et une équation de popularité qui explique la satisfaction exprimée par les agents vis-à-vis de l'exécutif.

Les relations de type 2 expliquent des variables économiques à l'aide de déterminants économiques et/ou politiques. A la suite de Theil (1958), on parle de "fonctions de réaction". On trouve également une définition étroite consistant à considérer comme fonctions de réaction uniquement les équations qui ont un instrument de politique économique comme variable expliquée. Notre modèle comporte cinq relations de type 2 expliquant quatre variables

[308] Pour des contributions récentes proposant des réflexions méthodologiques générales sur les outils, tant théoriques qu'empiriques, mobilisés pour étudier les interactions politico-économiques, on pourra se reporter à, entre autres, Lafay (1995a, 1997) et Lewis-Beck (2005).
[309] Dua *et al.* (1995), Smyth et Dua (1988, 1989), Smyth *et al.* (1989, 1991, 1994, 1995).

macroéconomiques de premier plan : croissance du PIB français, croissance du PIB international, solde des finances publiques, taux d'inflation et taux de chômage.

Les relations de type 1 font l'objet du deuxième chapitre et les relations de type 2 l'objet du troisième chapitre de cette seconde partie. Cet ordre se justifie au regard de l'argument donné dans le chapitre 2 : c'est parce que les individus sont sensibles aux conditions économiques que les gouvernants mettent en place des politiques dans le but de les satisfaire. Dans chacun des chapitres, chaque équation est étudiée dans une section dont la présentation est identique, à peu de chose près, d'une équation à l'autre : bilan de la littérature et spécification, estimations et simulations. Pour ces dernières, des simulations historiques et des prévisions *ex post* statiques sont présentées. Des intervalles de confiance sont construits afin de mesurer l'incertitude entourant les prévisions générées par les équations et des tests directionnels sont menés afin de juger de la qualité de prévision des points de retournements. Le quatrième et dernier chapitre de cette seconde partie est quant à lui consacré à diverses questions relatives au fonction global de notre modèle. Une synthèse des résultats obtenus est présentée. Ensuite, les prévisions *ex post* dynamiques issues de ce modèle sont étudiées et la question de la combinaison des prévisions est abordée. Enfin, un bilan des contributions sur les modèles semblables au nôtre est effectué afin de le resituer dans la littérature et de mettre en évidence ses points faibles et ses points forts. Mais avant cela, le chapitre 3 traite d'éléments méthodologiques comme le débat sur la taille du modèle, les techniques d'estimations utilisées et la manière dont sont présentés les résultats économétriques.

La plupart des modèles macroéconométriques portent un nom permettant de les identifier. Lorsqu'on examine les noms donnés par les modélisateurs à leurs œuvres, on trouve deux grandes catégories : les prénoms (AMADEUS, ANAIS, MOISE, REGINA…) et les noms issus la mythologie (ATLAS, HERMES, ICARE, PROTEE…). Bien entendu, comme nous l'avons vu, ces noms sont en fait des acronymes, chaque lettre ou groupe de lettres étant associé à un mot.

Nous n'avons pas dérogé à cette règle et nous avons baptisé notre modèle "MUPPET"[310] pour "Modèle à l'Usage de la Prévision Politico-Economique Trimestrielle". Le terme "muppet" n'est ni un prénom, ni un nom tiré de la mythologie mais une marque commerciale associée aux marionnettes créées en 1969 aux États-Unis par Jim Henson. Cet acronyme caractérise bien notre modèle qui a vocation à prévoir la conjoncture politique et économique à court terme. Il reflète en outre les dépendances induites par notre système d'équations : comme la marionnette qui est animée par simple action sur un fil, une variable ou une équation peut être modifiée pour en étudier les conséquences sur l'ensemble du modèle. On pourra regretter le recours à un terme

[310] © The Muppets Holding Company, LLC. Tous droits réservés.

anglo-saxon en remarquant toutefois que cela ne constitue pas une première dans le cas français, STAR étant l'exemple le plus connu.

Chapitre 3 : Éléments méthodologiques

Ce troisième chapitre traite de généralités concernant notre modèle. Il s'agit d'éléments devant être abordés avant même la présentation des équations du modèle et leur estimation. Une discussion sur sa taille est ainsi évoquée dans la première section. La seconde section est quant à elle consacrée à l'économétrie du modèle. Après avoir présenté les techniques d'estimation des systèmes d'équations et l'option retenue pour notre cas, nous détaillerons la manière dont seront exposés nos résultats.

1 LE DÉBAT SUR LA TAILLE DU MODÈLE

MUPPET compte au total huit équations et constitue donc l'un des modèles de prévision les plus petits jamais construits. Il nous semble donc important, à ce stade, d'aborder la question de la taille des modèles. Comme nous l'avons vu au début du présent travail, la réponse apportée à la mauvaise qualité des prévisions a longtemps été la complexification des modèles : plus de variables, plus d'équations, formes fonctionnelles plus élaborées, techniques d'estimation plus sophistiquées. Cette complexité était censée rapprocher le modèle du monde réel et, en décrivant le monde de manière plus réaliste, le modèle devait générer des prévisions plus précises (Fromm et Klein, 1981). En effet, le niveau d'agrégation était perçu comme trop élevé pour rendre compte des phénomènes que les modèles ambitionnaient d'expliquer. Pour Deleau et Malgrange (1978), seuls les modèles de grande taille[311] émanant d'un groupe d'auteurs, d'une institution, ont vocation à éclairer la décision économique, les modèles de tailles modestes étant cantonnés à prouver l'applicabilité des méthodes économétriques[312].

Cette complexification, lorsqu'elle passe par l'augmentation de la taille du modèle, a été critiquée et ce, sur deux points principaux : la lisibilité et la maniabilité. Selon la première critique, la taille importante pénalise la compréhension du modèle. C'est pour cette raison que les modèles macroéconométriques sont souvent qualifiés de "boîtes noires". La taille importante d'un modèle a pour conséquence qu'il est souvent difficile d'en analyser correctement les mécanismes

[311] Il existe plusieurs critères pour déterminer si un modèle est de grande taille. Maddala (1981) en retient quatre selon que le nombre d'observations est inférieur au nombre d'équations de comportement, au nombre total d'équations, au nombre de variables exogènes ou au nombre total de variables.

[312] Par ailleurs, on ne peut nier que la taille des modèles et leur technicité sont souvent mis en avant afin d'être interprétés comme un signal de compétence élevée, un modèle de grande taille donnant l'illusion d'une plus grande capacité à expliquer et prévoir les phénomènes économiques.

économiques. Le manque de lisibilité des grands modèles a conduit les modélisateurs à proposer des versions réduites de leurs modèles appelées "maquettes" que nous avons déjà évoquées. Par ailleurs, la décentralisation de la modélisation que nécessite l'élaboration d'un modèle de grande taille (un spécialiste de la consommation modélise la consommation, etc.) peut entraîner un manque de cohérence entre les différents blocs. Selon la seconde critique, la grande taille empêcherait les fréquentes mises à jour qu'imposent les avancées théoriques comme empiriques. Combien de gros modèles français ont en effet disparu suite aux changements de base de la Comptabilité Nationale ? Par ailleurs, la lourdeur de mise en œuvre des gros modèles apparaît comme l'une des raisons expliquant leur désaffection de la part des décideurs publics (Zagamé, 1987).

La controverse autour de la taille optimale est née au milieu des années 1970, période à laquelle il a été montré que le modèle de St Louis, un très petit modèle faisant appel à la modélisation ARIMA, faisait aussi bien que les gros modèles pour les prévisions à un trimestre (Cooper et Nelson, 1975). Ces conclusions ont été remises en cause en montrant que cette supériorité ne se vérifiait que sur des périodes d'étude spécifiques[313]. Par ailleurs, ces modèles auto-régressifs, même s'ils prévoient bien, souffre d'un manque de confiance car ils ne reposent pas sur une théorie économique sous-jacente. C'est pour cela qu'ils sont également qualifiés, eux aussi, de "boîtes noires". Enfin, il leur a été reproché leur inutilité en tant qu'aide à la décision. Cette critique est cependant faible car si ces modèles ne permettent pas la réalisation de variantes, ils peuvent éclairer l'action politique par leurs prévisions.

De nombreuses études ont par la suite tenté de comparer les performances prédictives des modèles de différentes tailles. Armstrong (1978) a ainsi mis en évidence une corrélation négative entre la complexité de quatre modèles américains (mesurée par le nombre de variables) et la stabilité des coefficients. Kelejian et Vavrichek (1981) ont examiné les erreurs de prévision de huit modèles américains pour six variables sur la période 1976-1978 en relation avec la taille de ces modèles. La taille est mesurée par plusieurs indicateurs : nombre d'équations, nombre d'équations stochastiques, nombre de variables exogènes, etc. Il ressort, par exemple pour le PNB à un trimestre, que si le plus gros modèle (DRI, 831 équations) obtient bien l'erreur la plus faible, le modèle MQEM et ses 81 équations fait mieux que le modèle Wharton et ses 695 équations. A l'aide de simulations, Balasko (1984) justifie l'utilisation de maquettes en montrant qu'un modèle à 20 variables endogènes et 400 variables exogènes se comportait aussi bien qu'un modèle utilisant plusieurs milliers de variables. Dans le cas français, comme le notent Boullé *et al.* (1974, 32), "bien souvent, la multiplicité des découpages conduit à une fuite en avant vers une exhaustivité, jamais

[313] Pour une synthèse des critiques adressées au modèle de St Louis, voir Fromm et Klein (1981).

atteinte, sans que d'ailleurs soit nettement améliorée la qualité de la prévision et la pertinence de l'explication des variables macroéconomiques essentielles : niveau des prix, production en volume, chômage…". De même, selon Artus *et al.* (1981, 423), "plus [les modèles] sont complets, plus ils prennent en compte d'interrelations entre les grandeurs économiques, plus ils sont détaillés sectoriellement, plus les modèles risquent de faire apparaître d'importantes erreurs de simulation".

Aujourd'hui, on considère qu'un modèle doit être suffisamment proche de la réalité mais rester gérable pour être utilisable. Comme nous l'avons mentionné, la tendance est effectivement, en France comme à l'étranger, à la construction de modèles compacts dont le noyau n'est composé que de quelques relations retraçant les interactions les plus significatives entre les comportements et les décisions des agents économiques. Si le niveau d'agrégation désiré est fort, comme c'est notre cas, des petits modèles sont adéquats (Kmenta et Ramsey, 1978). Finalement, "c'est la qualité du modèle qui importe, pas la taille" (Fromm et Klein, 1981, 387).

2 L'ÉCONOMÉTRIE DU MODÈLE : LES TECHNIQUES D'ESTIMATION UTILISÉES ET LA PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

MUPPET est un système d'équations dans le sens où les variables expliquées de certaines équations servent de variables explicatives dans d'autres équations. Il convient donc d'examiner les techniques économétriques généralement employées pour estimer des systèmes et de s'interroger sur la technique la plus pertinente pour notre modèle. Ceci fait l'objet de la première sous-section. La seconde sous-section est quant à elle consacrée à la présentation des résultats aussi bien des tests préalables (stationnarité, cointégration) que des estimations.

2.1 Une présentation générale des techniques d'estimation des systèmes d'équations et l'option retenue pour MUPPET

Pour estimer les systèmes d'équations, on considère généralement deux grandes familles de méthodes : les méthodes à information limitée dans lesquelles chaque équation du système est estimée séparément et les méthodes à information complète dans lesquelles les équations du système sont estimées simultanément. Dans la première catégorie, on trouve des méthodes

comme les moindres carrés ordinaires ou les doubles moindres carrés[314] et dans la seconde, des méthodes comme le maximum de vraisemblance à information complète[315] ou les triples moindres carrés[316].

Dans le premier cas, on fait l'hypothèse que les résidus d'une équation ne sont pas corrélés avec les résidus d'une autre équation. Dans le second cas, on suppose que les résidus des équations sont corrélés entre eux. Plus précisément, soit le système suivant :

$$\begin{cases} Y = \alpha + \beta X + \varepsilon \\ Z = \delta + \gamma W + \nu \end{cases}$$

Ce système est composé d'équations indépendantes. On parle de système "d'équations apparemment non reliées"[317]. Il peut être estimé à l'aide des MCO. Cependant, il se peut que les résidus de ces équations, ε et ν, soient corrélés. Dans ce cas, les MCO ne sont plus efficaces. On utilise alors la méthode de Zellner qui est en fait l'application des Moindres Carrés Généralisés à un système d'équations. Un tel système est, on le voit, très général et plusieurs cas particuliers peuvent se présenter. On en distingue deux principaux. Dans un cas, les séries X et Z sont identiques. Dans l'autre, les séries X et Z et les séries Y et W sont identiques ("modèle à équations simultanées"). De tels systèmes ne peuvent pas être estimés par les MCO car ces derniers aboutissent la plupart du temps à des estimateurs non convergents. On préfèrera alors une méthode de type 2SLS si les résidus ne sont pas corrélés d'une équation à l'autre ou une méthode de type 3SLS ou FIML sinon. Les 2SLS sont une application des MCO en deux étapes et font appel à la méthode des variables instrumentales. Soit le système suivant :

$$Y = a_1 + a_2 X + a_3 Z$$
$$X = b_1 + b_2 Y + b_3 W$$

Lors de la première étape, on estime la relation $X = c_1 + c_2 W$ puis on calcule les $\hat{X}$ et lors de la seconde étape, on estime la relation $Y = a_1 + a_2 \hat{X} + a_3 Z$. L'estimation par les 3SLS est une technique mixte faisant appel à la fois aux variables instrumentales (ce qui permet de traiter la simultanéité) et aux moindres carrés généralisés (ce qui permet de traiter la corrélation des

[314] Ou "moindres carrés en deux étapes" (traduction de l'anglais "Two Stage Least Squares" ou "2 SLS").
[315] FIML par la suite (pour "Full Information Maximum Likelihood").
[316] Ou "moindres carrés en trois étapes" (traduction de l'anglais "Three Stage Least Squares" ou "3 SLS").
[317] En anglais "Seemingly Unrelated Relations" ou "SUR".

résidus). En l'absence de corrélation, 2SLS et 3SLS aboutissent aux mêmes résultats. Si ces derniers sont différents, on préfèrera les 3SLS en gardant à l'esprit cette limite : la moindre erreur de spécification se propage dans tout le système. A côté des 3SLS coexiste une autre méthode utilisée dans le cas de résidus corrélés, la méthode FIML. A notre connaissance, il n'existe pas de critère pour choisir entre ces deux méthodes, leurs estimateurs étant asymptotiquement équivalents. Si les 3SLS ont longtemps été privilégiés, c'est simplement grâce à la simplicité de calcul des estimateurs relativement au calcul de ceux de la méthode FIML. Cette différence a aujourd'hui disparu grâce aux progrès informatiques.

A la fin des années 1990, tous les grands modèles macroéconométriques français étaient estimés par les MCO car "les doubles ou les triples moindres carrés ne reçoivent de justifications théoriques solides que lorsque le nombre d'observations est élevé" (Économie et prévision, 1998, XII). Cet argument est toutefois reçu de manière différente selon les modélisateurs. Aux États-Unis par exemple, le modèle de Ray Fair, dont le nombre d'observations est comparable aux modèles français, est estimé avec les techniques d'estimation de système (Fair, 1984). L'avantage des MCO est plutôt à rechercher du côté de la maniabilité du modèle qu'ils rendent possible. En effet, la réestimation d'une équation se fait indépendamment des autres, ce qui permet une mise à jour du modèle plus aisée. Par ailleurs, il reste toujours la possibilité d'utiliser les MCO "sous l'hypothèse d'indépendance des résidus des équations" (Goyeau, 1985, 275). Nous nous sommes donc rangé à la pratique de la très grande majorité des modélisateurs français et avons privilégié les MCO comme méthode d'estimation. Toutes les estimations et tous les tests ont été réalisés avec le logiciel *EViews 3.1*. Il est important de préciser que ce logiciel requiert une période uniforme pour mettre en œuvre les méthodes de système. Lorsque le système comporte des équations estimées sur des périodes différentes, *EViews* réduit l'échantillon à la plus petite période commune. Or, comme nous le verrons, certaines de nos équations sont estimées sur des échantillons comptant une douzaine d'observations. Dans ce cadre-là, on comprend aisément que les méthodes de système ne soient pas mobilisables pour estimer MUPPET.

2.2 La présentation des résultats économétriques

Comme nous l'avons évoqué dans le chapitre 1, l'étude des propriétés statistiques des séries utilisées doit être un préalable à toute estimation. Nous présenterons donc pour chacune d'elles, les résultats d'une variante du test de Dickey-Fuller. Introduit par Dickey et Fuller (1979), ce test consiste en l'estimation de trois relations :

$$(1)\ \Delta X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(2)\ \Delta X_t = \rho X_{t-1} + \gamma + \varepsilon_t$$

$$(3)\ \Delta X_t = \rho X_{t-1} + \lambda + \delta t + \varepsilon_t$$

où X_t est une série de données et Δ indique la transformation en différences premières. La relation 1 est sans constante, ni tendance déterministe. La relation 2 est sans tendance mais avec constante et la relation 3 est avec constante et tendance. Pour chacune des trois relations, l'hypothèse testée est $\rho = 0$; la série est non stationnaire. Le t de Student associé à ρ doit être comparé à des valeurs critiques calculées par Dickey et Fuller (1979). S'il est inférieur aux valeurs critiques (toujours négatives), on rejette l'hypothèse de non stationnarité : la série est stationnaire. Le test se déroule de la manière suivante :

Etape 1 : on estime la relation 3
- soit la tendance est significative (processus TS) et on regarde le t de Student associé à ρ :
  - soit la série est non stationnaire : on estime et on retire la tendance puis on recommence le test.
  - soit la série est stationnaire et le test est terminé.
- soit la tendance est non significative et on passe à l'étape 2.

Etape 2 : on estime la relation 2
- soit la constante est significative (processus DS avec dérive) et on regarde le t associé à ρ
  - soit la série est non stationnaire et on la différencie puis on recommence le test.
  - soit la série est stationnaire et le test est terminé.
- soit la constante n'est pas significative et on passe à l'étape 3.

Etape 3 : on estime la relation 1
- soit la série est non stationnaire et on la différencie puis on recommence le test.
- soit la série est stationnaire (processus DS sans dérive) et le test est terminé.

Le test de Dickey et Fuller (1979) a été modifié pour tenir compte d'une éventuelle auto-corrélation des résidus (Dickey et Fuller, 1981). La procédure de ce test dit de "Dickey-Fuller augmenté" est identique au test d'origine, tout comme le sont les valeurs critiques. Le choix du nombre de retards (ou paramètre de troncature) nécessaires à blanchir les résidus est crucial. Plusieurs méthodes ont été proposées : retenir le retard qui correspond à la dernière auto-corrélation partielle significativement différente de 0, estimer les modèles pour plusieurs retards

et retenir celui qui minimise les critères standard ou encore appliquer le critère de Schwert (1989) selon lequel le nombre de retards pertinents est égal à la partie entière de $12 \times \left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{1}{4}}$ où T est le nombre d'observations. Le test de Dickey-Fuller a aussi été corrigé pour tenir compte d'une éventuelle hétéroscédasticité des résidus (Phillips et Perron, 1988). Le paramètre de troncature de ce dernier test est généralement choisi selon le critère de Newey et West (1994) comme la partie entière de $4 \times \left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{2}{9}}$ où T est le nombre d'observations. La procédure comme les valeurs critiques sont identiques. Il existe d'autres tests de racine unitaire moins utilisés que nous ne détaillerons pas.

Dans ce qui suit, toutes les séries étudiées feront bien entendu l'objet d'un test de stationnarité. Nous nous en tiendrons au test de Phillips-Perron qui représente une certaine maturité du test de Dickey-Fuller. Les résultats des tests seront présentés dans un tableau de la forme suivante[318] :

TABLEAU 22

Test de stationnarité

		Nom de la série
Etape 1	Tendance	*t associé à la tendance*
	Statistique de PP	*t associé au paramètre* ρ
Etape 2	Dérive	*t associé à la constante*
	Statistique de PP	*t associé au paramètre* ρ
Etape 3	Statistique de PP	*t associé au paramètre* ρ
	Conclusion	

Pour les t de Student, on retiendra un niveau de significativité minimal de 5 %. Par ailleurs, une note de bas de page indiquera la valeur critique à 5 % de la statistique de Phillips-Perron pour chacune des trois régressions ainsi que la valeur du paramètre de troncature choisi selon le critère de Newey et West (1994).

Dans le cas où plusieurs séries seraient intégrées, un test de cointégration sera effectué. La présentation de ses résultats, qui suivra celle du test de stationnarité, sera identique à cette dernière. Les valeurs critiques, différentes de celles utilisées dans cadre du test de racine

[318] Les séries pourront éventuellement être présentées en ligne et les étapes du test en colonne dans le cas d'un trop grand nombre de séries.

unitaire[319], et le paramètre de troncature seront indiqués en note de bas de page. Si le test conclut à une relation de cointégration, un modèle à correction d'erreur sera estimé.

Terminons par la présentation des résultats des estimations des équations du modèle. Pour chaque équation, ceux-ci seront compilés dans un tableau avec une estimation par colonne. Chaque variable explicative sera présentée sur deux lignes : la première réservée au coefficient et la seconde réservée au t de Student. Comme chaque équation ne comporte pas le même nombre d'observations, le niveau de significativité des coefficients sera indiqué par des étoiles avec la convention suivante : *** significatif à 1 %, ** significatif à 5 %,* significatif à 10 %. Lorsque rien n'est indiqué, le coefficient en question est significatif pour un niveau de confiance inférieur à 90 %. On dira dans ce cas qu'il est "non significatif". A la suite des variables explicatives, six lignes apportent des informations diverses, la plupart sur la qualité de l'estimation. Ces informations ne seront pas commentées si elles ne révèlent rien de particulier.

La première est le nombre d'observations (noté N). La deuxième est le coefficient de détermination multiple tenant compte du nombre de variables explicatives dans le modèle (R^2 ajusté). La troisième information concerne l'auto-corrélation des résidus. Nous avons retenu la statistique de Ljung-Box dont nous indiquerons uniquement la *p-value*[320]. Contrairement au test de Durbin-Watson qui ne concerne que l'auto-corrélation au premier retard, le test de Ljung-Box permet de tester l'auto-corrélation à n'importe quel retard. Le choix du retard pertinent pour juger de la non-auto-corrélation des résidus pose toujours problème et aucune règle irréfutable n'a encore, à ce jour, émergé. Nous avons retenu le nombre de retards correspondant à la moitié de l'échantillon en vérifiant que la conclusion du test n'était pas remise en cause au voisinage du retard choisi[321]. L'hypothèse nulle est l'absence d'auto-corrélation pour le retard spécifié. Lorsque la *p-value* est supérieure à 0,05, on accepte l'hypothèse nulle ; les résidus ne sont pas auto-corrélés pour le retard retenu. Le test de Ljung-Box peut être également utilisé pour tester une éventuelle auto-corrélation dans les résidus carrés. Si les résidus carrés sont auto-corrélés, leur variance n'est pas constante (comme dans le cas d'hétéroscédasticité classique) mais en plus elle dépend des valeurs de la variance passée de sorte qu'elle semble auto-corrélée. On parle alors d'effet ARCH ("Auto-Régressif Conditionnellement Hétéroscédastique"). Les résultats des MCO ne sont pas remis en cause mais il peut résulter une perte d'efficacité. La procédure de test est identique à celui de l'auto-corrélation des résidus et la *p-value*, qui sera la quatrième information reportée, s'interprète comme précédemment. L'avant-dernière information est la *p-value* associée à la

[319] Nous avons retenu les valeurs critiques calculées par Davidson et MacKinnon (1993). Les auteurs ne présentant pas de valeurs critiques pour la régression sans constante ni trend, nous avons conservé la valeur critique habituelle du test de Phillips-Perron.
[320] La *p-value* indique le risque de première espèce (probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle).
[321] Si le nombre d'observations est impair, nous avons retenu le retard immédiatement inférieur.

statistique du test de Jarque-Bera. Le test de Jarque-Bera est destiné à vérifier que les résidus sont normalement distribués. Dans le cas contraire, même si les estimateurs sont toujours sans biais et convergents, il n'est pas possible de réaliser des tests statistiques fiables (test de Student…) car les valeurs critiques de ces tests pour des échantillons finis n'ont de sens que si les résidus sont normaux. L'hypothèse nulle est la normalité des résidus. Si la *p-value* est supérieure à 0,05, on accepte l'hypothèse nulle ; les résidus sont normaux. Enfin, la sixième et dernière information est l'écart type résiduel[322]. Dans une équation économétrique, le terme d'erreur représente l'influence de toutes les variables non prises en compte pour expliquer la variable dépendante. Si toutes les variables ont été prises en compte, les résidus sont nuls. Si la plupart des variables pertinentes sont bien présentes, la variance des résidus sera faible. L'écart type résiduel donne donc une estimation du pouvoir explicatif des variables indépendantes. Notons qu'un autre test relativement répandu est le test de Fisher destiné à tester la significativité globale des coefficients. Pour ne pas surcharger les tableaux présentant les résultats, le test de Fisher ne sera indiqué que s'il conclut à la non-significativité globale des coefficients.

Par ailleurs, toutes nos estimations seront corrigées par la procédure de Newey et West (1987). Cette correction est destinée à tenir compte d'une éventuelle hétéroscédasticité des résidus. En effet, l'une des hypothèses fondamentales des MCO est que les résidus sont homoscédastiques, c'est-à-dire que leur variance est constante (*i.e.* ne varie pas d'une période à l'autre). Dans le cas contraire, les estimateurs sont toujours sans biais et convergents, mais les écart types et donc les t de Student sont biaisés.

Ensuite, la stabilité de nos relations, ainsi qu'une éventuelle multicolinéarité entre variables explicatives seront examinées.

Concernant le premier point, nous avons choisi de mener le test de Brown-Durbin-Evans (Brown *et al.*, 1975). Cette méthode, plus connue sous le nom "d'estimation par les moindres carrés récursifs", consiste à déterminer un intervalle de confiance pour la somme cumulée des résidus récursifs (notée CUSUM). Ces derniers résultent d'estimations successives réalisées sur des sous-échantillons de l'échantillon de départ. S'il y a k coefficients à estimer, les k premières observations sont retenues pour réaliser une première estimation. Les coefficients qui en résultent sont alors utilisés pour prédire la valeur suivante de la variable à expliquer. C'est l'erreur de prévision que l'on appelle "résidu récursif". L'observation suivante est ensuite ajoutée dans l'échantillon et k+1 observations sont alors utilisées pour estimer les nouveaux coefficients. Une deuxième prévision est calculée permettant d'obtenir un deuxième résidu récursif, et ainsi de suite. Dès que la somme cumulée de ces résidus récursifs dépasse les bornes de l'intervalle de

[322] EViews emploie le terme de "SE of regression". On trouve également parfois "écart type d'estimation Y".

confiance, les coefficients estimés deviennent instables. Cette méthode présente l'avantage important de ne pas nécessiter la spécification du ou des points de rupture. Or, cette spécification s'avère parfois délicate en l'absence de choc clairement identifiable. Notons également que les moindres carrés récursifs ne peuvent être mis en œuvre que sur des estimations ne comportant pas de termes AR et MA.

Il y a multicolinéarité si deux ou plusieurs variables explicatives sont liées entre elles par une relation linéaire. Les estimateurs restent les meilleurs estimateurs sans biais et convergents et le R^2 n'est pas affecté. Cependant, la stabilité des coefficients estimés par les MCO peut se détériorer (*i.e.* des faibles variations dans les données entraînent de fortes variations dans la valeur des coefficients estimés) et leur variance peut fortement augmenter. Pour détecter cette éventuelle multicolinéarité, nous avons utilisé la méthode des "régressions auxiliaires" (Gujarati, 1995). Il s'agit de régresser chaque variable explicative sur toutes les autres. Le test de Fisher associé à chaque régression doit aboutir à l'acceptation de l'hypothèse nulle (*i.e.* le R^2 ne doit pas être significatif), sinon il y a multicolinéarité. Pour chaque régression auxiliaire, nous porterons le R^2 et la valeur de la statistique de Fisher. Cette dernière sera suivie de deux étoiles (**) si la statistique est significative au seuil de 5 %. Précisons toutefois, et cela a son importance en ce qui nous concerne, qu'un modèle marqué par de la multicolinéarité peut être utilisé à des fins de prévision pour peu que l'on suppose que la multicolinéarité va perdurer (Gujarati, 1995, Makridakis *et al.*, 1998).

Enfin, concernant nos prévisions, outre la MAE, la RMSE et la confrontation graphique des valeurs prédites aux valeurs réalisées, un exemple d'intervalle de confiance sera présenté et un test mis en œuvre pour évaluer la qualité de la prévision des points de retournement.

Pour l'intervalle de confiance, nous avons retenu celui suggéré par Makridakis *et al.* (1998). Comme nous l'avons vu dans le chapitre 1, cet intervalle correspond à la prévision plus ou moins la RMSE multipliée par la valeur de la statistique de Student à N-k degrés de liberté où N est le nombre d'observations et k le nombre de régresseurs hors constante. Le choix d'un tel intervalle de confiance a été dicté par sa facilité de mise en œuvre. Cette volonté de simplicité nous a conduit à écarter le calcul de la densité de prévision. Certes, cela limite notre connaissance de la répartition des erreurs mais nous pensons cependant que cette perte d'information liée à l'incomplétude de la répartition apparaît suffisamment faible pour négliger le calcul de la densité de prévision. Nous pensons en outre que, en comparaison aux modèles macroéconométriques qui n'évaluent quasiment jamais l'incertitude entourant leur prévision[323], c'est déjà satisfaisant de connaître 95 % de la répartition des erreurs au travers des intervalles de confiance.

[323] Voir cependant Bianchi *et al.*, 1984, 1987, pour une exception concernant Mini-DMS.

Afin d'évaluer la qualité de la prévision des points de retournement, nous avons mis en œuvre un test directionnel pour vérifier que le sens des prévisions et le sens des réalisations sont significativement reliés[324]. La première phase du test consiste à dresser le tableau suivant :

TABLEAU 23

Test directionnel

		Prévisions	
		ΔP>0	ΔP≤0
Réalisations	ΔR>0	a	b
	ΔR≤0	c	d

où $\Delta R = R_t - R_{t-1}$ et $\Delta P = P_t - P_{t-1}$. La seconde étape consiste à calculer la statistique suivante :

$$\chi^2 = \frac{(n-1)\times[a\times d - b\times c]^2}{(a+b)\times(a+c)\times(b+d)\times(c+d)}$$

où $n = a\times b\times c\times d$. L'hypothèse nulle est que le sens des prévisions et le sens des réalisations sont indépendants et la statistique calculée suit alors une loi du χ^2 à 1 degré de liberté. Si la valeur calculée excède la valeur de la table, alors on rejette l'hypothèse nulle : le sens des prévisions et le sens des réalisations sont significativement reliés.

Conclusion du chapitre 3

Ce chapitre très général nous a permis de détailler quelques points devant être traités préalablement à toute présentation des équations et de leur estimation.

La construction de notre modèle étant nécessairement contrainte par des considérations matérielles et immatérielles, ce chapitre a été l'occasion d'aborder le débat sur la taille du modèle. Comme nous l'avons mentionné dans le chapitre 1, face aux échecs récurrents des prévisions, le réflexe des modélisateurs a longtemps été d'augmenter la taille de leur modèle. Cependant, même si cela a indéniablement permis des prévisions plus fines, cette augmentation de la taille a surtout donné lieu à une inflation du nombre de variables exogènes utilisées. Or, nous avons vu que le chiffrage de ces variables posait problème et qu'il représentait une source potentielle des erreurs de prévision. Cela laisse à penser que le remède n'est pas quantitatif mais qualitatif. Un modèle comportant un petit nombre d'équations doit pouvoir, pour peu qu'il repose sur des fondements

[324] Voir Kanji (1993, 72) et Carnot et Tissot (2002, 371) pour une présentation de ce test.

théoriques solides et une économétrie propre, prévoir correctement les variables qu'il se propose d'expliquer.

Enfin, tout modèle doit faire appel à des techniques d'estimation fiables et doit voir leurs résultats exposés de manière claire.

Nous avons vu dans ce chapitre que les systèmes d'équations sont censés mobiliser des méthodes particulières. Mais, dans la pratique, la plupart d'entre eux utilisent pour des raisons de commodité la technique des MCO. Nous nous sommes rangé à ce choix qui oblige cependant à travailler sous hypothèse d'indépendance des erreurs d'une équation à l'autre.

Nous avons également listé tous les tests économétriques qui seront mis en œuvre par la suite : stationnarité et éventuellement cointégration, détection de l'auto-corrélation des résidus, d'un phénomène ARCH, correction de l'hétéroscédasticité, etc. Tous ces tests garantissent une économétrie rigoureuse et donc des résultats fiables. Or, nous avons vu dans le chapitre 1 que des négligences en la matière pouvaient être préjudiciables à la qualité des prévisions.

Nous sommes désormais en mesure de rentrer dans la construction du modèle elle-même et de présenter les équations du modèle ainsi que le résultat de leur estimation. Le chapitre suivant est consacré à une première classe d'équations, les équations de soutien politique.

Chapitre 4 : Les équations de soutien politique

Les équations de soutien politique sont des équations qui ont comme variable expliquée une variable mesurant la satisfaction des gens vis-à-vis de leurs gouvernants. Nous en avons retenu trois.

La première est une "équation de vote". Ce type d'équations a pour objet d'expliquer les résultats électoraux, c'est-à-dire les voix obtenues par un candidat, un parti ou un ensemble de partis. En France, dans le cas de certaines élections comme les élections législatives, le vote peut s'avérer être une mesure approximative du soutien politique. Cela est dû principalement au scrutin majoritaire qui est la régle électorale qui régit ces élections dans notre pays. Alors que dans le cas d'une règle proportionnelle, un parti ou un ensemble de partis obtient autant de sièges à l'assemblée représentative qu'il a obtenu de voix (en pourcentages), il n'en est pas de même pour le scrutin majoritaire. Il est donc nécessaire de caractériser une relation permettant de passer des voix aux sièges. Cette "équation de sièges" constituera notre deuxième équation de soutien politique. Mais les résultats électoraux, qu'ils soient exprimés en voix ou en sièges, marquent le soutien à des points précis qui peuvent être éloignés dans le temps les uns des autres (les élections). Pour mesurer le soutien politique entre les échéances électorales, on peut utiliser des sondages d'opinion comme les sondages de popularité par exemple. La troisième et dernière équation politique de notre modèle sera donc une "équation de popularité".

Nous verrons successivement l'équation de vote, l'équation de sièges et l'équation de popularité[325].

1 L'ÉQUATION DE VOTE

Essayer de construire un modèle explicatif des résultats électoraux en France semble *a priori* un exercice difficile et ce, pour deux raisons principales.

D'une part, la France a connu une histoire électorale plutôt chaotique : le XXème siècle a connu trois Républiques[326] et sur les dix-neuf scrutins nationaux (législatifs ou présidentiels) de la

[325] A noter que pour caractériser ces relations, le terme de "fonction" est parfois substitué à celui "d'équation".
[326] La troisième de 1875 à 1940, la quatrième de 1946 à 1958 et la cinquième de 1958 à nos jours.

Ve République, douze seulement se sont déroulés à la date prévue, soit à peine plus de 60%. Le tableau 24 donne pour chaque scrutin l'année prévue et l'année effective.

TABLEAU 24

Année prévue et Année effective des scrutins législatifs et présidentiels

Type d'élections	Année prévue	Année effective
législatives	1958	1958
législatives	1963	1962
présidentielles	1965	1965
législatives	1967	1967
législatives	1972	1968
présidentielles	1972	1969
législatives	1973	1973
présidentielles	1976	1974
législatives	1978	1978
présidentielles	1981	1981
législatives	1983	1981
législatives	1986	1986
présidentielles	1988	1988
législatives	1991	1988
législatives	1993	1993
présidentielles	1995	1995
législatives	1998	1997
présidentielles	2002	2002
législatives	2002	2002

D'autre part, si l'électorat français est bien polarisé selon le clivage gauche / droite, il n'y a pas en France d'opposition marquée entre deux grands partis comme cela est par exemple le cas aux États-Unis. Même le classement à gauche ou à droite de certains partis n'est pas toujours évident (notamment les radicaux dans les années 1960 et les années 1970 et les écologistes dans les années 1970 et 1980). De même, le traitement à réserver aux partis d'extrême gauche et aux partis d'extrême droite est sujet à débat.

Malgré ces difficultés, cela fait maintenant près de trente ans que des chercheurs, économistes ou politistes, français ou étrangers, construisent des équations de vote pour la France. Les élections les plus étudiées sont les élections présidentielles et les élections législatives. Les résultats de ces élections peuvent être expliqués au niveau national (ou agrégé) en utilisant l'économétrie des séries temporelles ou au niveau local (ou désagrégé) en utilisant l'économétrie des coupes instantannées et des données mélangées. Nous avons choisi de nous concentrer sur les élections législatives au niveau agrégé.

Ce choix se justifie de deux manières[327]. Tout d'abord, notre modèle politico-économique est un modèle national, c'est-à-dire qu'il permet d'expliquer et de prévoir les grandes variables économiques et politiques au niveau national. Dans ce cadre-là, l'utilisation de données locales ne s'impose pas. Cependant, cet argument ne suffit pas car on pourrait très bien envisager de construire un modèle utilisant des données locales mais générant des prévisions nationales comme le fait, par exemple, le modèle d'Auberger et Dubois (2003, 2005). En fait, il est surtout important de rappeler que notre modèle politico-économique est bouclé : le vote prédit la croissance du PIB qui prédit le vote. Utiliser des données locales reviendrait d'une part à estimer une équation de vote désagrégée avec comme déterminant la croissance du PIB au niveau local et d'autre part à estimer une équation expliquant l'évolution du PIB au niveau local. Or, il apparaît que cette entreprise est rendue impossible par l'indisponibilité des données de PIB locaux. Si des données régionales sont bien disponibles, elles sont connues avec un délai trop long pour pouvoir être utilisées dans un modèle construit à des fins de prévision. A titre d'exemple, les PIB régionaux de 2001 n'ont été connus qu'en 2003. Si on considère que la croissance du PIB régional en 2001 est pertinente pour expliquer le vote lors des élections de 2002, on voit bien que les données n'étant pas disponibles au moment du scrutin, cela empêche toute utilisation du modèle à des fins de prévision. A noter qu'en France, aucune équation de vote utilisant des données désagrégées au niveau régional n'utilise les PIB régionaux. Par ailleurs, il paraît tout aussi difficile d'envisager la construction d'une équation de PIB au niveau régional sur longue période, les données des PIB régionaux les plus anciennes remontant à 1982.

Au niveau agrégé, le nombre d'observations est considérablement réduit : sept pour les élections présidentielles et douze pour les élections législatives. Le nombre de degrés de liberté est mécaniquement faible et ne permet pas, au final, l'estimation d'une équation de vote présidentielle fiable. En dehors de ces considérations techniques, les élections présidentielles ont souvent donné lieu à des configurations atypiques, notamment en ce qui concerne le traditionnel clivage gauche-droite. En effet, lors de deux scrutins sur sept, le second tour s'est déroulé sans candidat de gauche (1969 et 2002). Cette absence de duels systématiques gauche-droite entraîne des difficultés importantes pour définir une variable dépendante pertinente. C'est pour ces diverses raisons que nous avons porté notre attention sur les seules élections législatives. Ce choix est conforté par le fait que c'est le Premier ministre qui est en charge de la politique économique et que c'est lui qui est, en principe, jugé lors des scrutins législatifs.

[327] Dubois et Fauvelle-Aymar (2004) ont montré la supériorité des modèles utilisant des données locales. Cependant, les auteurs n'étaient pas contraints comme nous le sommes dans le présent travail et les deux arguments qui suivent et qui plaident pour un modèle agrégé n'étaient pas opposables à ces modèles.

Cette section est découpée en quatre sous-sections. La première présente les grands paradigmes utilisés par la science politique pour expliquer le vote. Cela nous permettra de voir comment la science économique peut se positionner et apporter ses spécificités aussi bien sur le plan des analyses théoriques que sur celui des méthodes empiriques. La deuxième sous-section présente quant à elle plus précisément les équations de vote et permet, au travers d'un historique rapide, de mettre en évidence leurs principales évolutions. La sous-section suivante se concentre sur les équations de vote législatif construites au niveau agrégé pour la France. L'équation retenue dans MUPPET fait quant à elle l'objet de la quatrième et dernière sous-section. La spécification, les résultats des estimations et des simulations sont présentés.

1.1 L'explication du vote dans la tradition de la science politique française et américaine

En France, la sociologie électorale est née en 1913 avec la parution du livre d'André Siegfried *Tableau politique de la France de l'Ouest sous la IIIème République*. Géographe de formation, André Siegfried met en évidence à l'aide de cartes géographiques une disparité des comportements électoraux selon les régions mais une grande stabilité de ces mêmes comportements dans le temps. Notamment, il montre que les territoires politiques correspondent aux territoires géologiques : le granit vote à droite, le calcaire à gauche. André Siegfried aura son successeur en la personne de François Goguel[328] mais la révolution méthodologique intervenue aux États-Unis sous l'impulsion de l'université de Columbia (New York) va modifier en profondeur la sociologie électorale française.

Cette révolution consiste non plus à mettre le vote en relation avec des unités géographiques mais à identifier ses déterminants aux travers de sondages réalisés auprès d'un échantillon de personnes suivi du début de la campagne à la sortie des urnes (technique du panel). Des premières études menées aux États-Unis dans les années 1940, il ressort que la campagne a une influence limitée et que le vote est conduit par le déterminisme social. Selon la phase célèbre de Paul Lazarsfeld, "une personne pense politiquement comme elle est socialement" (Lazarsfeld *et al.*, 1944, 27[329]). Parmi les principaux déterminants du vote, on trouve la profession des parents et le niveau d'étude.

Ce paradigme est remis en cause au milieu des années 1950 par des chercheurs de l'université du Michigan. Ils utilisent la même méthode que Lazarsfeld *et al.* (1944) mais les

[328] Voir notamment son ouvrage de 1970, *Géographie des élections françaises sous la Troisième et la Quatrième République.*
[329] La pagination renvoie à l'édition de 1952 (troisième édition).

enquêtes sont désormais nationales et non plus locales. Selon eux, le comportement électoral n'est pas le fruit d'un déterminisme sociologique mais le résultat de facteurs psychologiques résumés dans l'identification partisane, c'est-à-dire "l'attachement affectif persistant qu'un électeur ressent pour un parti politique particulier qui l'incite à voter pour ce parti lors des élections" (Sanders, 2003, 241). Le parti joue le rôle d'un raccourcis cognitif : l'électeur vote pour ou contre une mesure simplement parce qu'il est Républicain ou Démocrate sans connaître les tenants et les aboutissants de cette mesure un peu comme l'acheteur d'une automobile qui ne connaît rien d'autre aux voitures que la marque qu'il préfère (Campbell *et al.*, 1960, 136[330]). Le vote s'apparente à "un acte de foi" (Mayer et Perrineau, 1992, 61). Les déterminants de cette identification partisane sont peu ou prou les mêmes que ceux identifiés par Lazarsfeld *et al.* (1944). En revanche, contrairement à Lazarsfeld *et al.* (1944), chez Campbell *et al.* (1960), le contexte propre à chaque élection joue aussi. L'école de Columbia et celle du Michigan partagent en outre deux caractéristiques : l'économie en tant que déterminant du vote est largement ignorée[331] et les évaluations quantitatives, même rudimentaires (coefficients de corrélation…), sont inexistantes.

Dans les années 1970, ce paradigme a été à son tour remis en cause par la crise des identités partisanes (Wattenberg, 1990). Le pourcentage de personnes s'identifiant à un parti politique est passé d'environ 75 % dans les années 1950 à un peu plus de 60 % dans les années 1990 (Holbrook, 1996, 14). Des modèles alternatifs ont alors pris de plus en plus d'importance. Parmi eux figure celui de l'électeur rationnel dont nous avons déjà parlé[332].

En France, la sociologie électorale reste dominante. Elle s'articule autour de grandes caractéristiques socio-démographiques telles que le sexe, l'âge, la catégorie socioprofessionnelle (CSP par la suite), la pratique religieuse, le statut professionnel ou salarial[333], le patrimoine, etc. (voir, entre autres, Gaxie, 1985, Mayer et Perrineau, 1992). Ces caractéristiques sont étudiées à partir de sondages, la plupart effectués à l'issu d'une consultation électorale nationale. Depuis la fin des années 1970, le CEVIPOF publie après la plupart des consultations électorales nationales un ouvrage commentant les résultats d'un sondage post-électoral[334]. Les principaux enseignements, tels qu'ils ressortent de nos jours, sont regroupés dans le tableau 25[335].

---

330 La pagination renvoie à l'édition de 1966 (quatrième édition).
331 Chez Campbell *et al.* (1960), elle fait tout de même l'objet d'un chapitre (sur vingt) relégué en fin d'ouvrage.
332 On trouve également l'appellation "homo-politicus" et "'électeur-consommateur".
333 Salarié / indépendant, employé du secteur public / employé du secteur privé, actif / chômeur / retraité.
334 Excepté pour les élections présidentielles et législatives de 2002 pour lesquelles il s'agissaient non pas d'un unique sondage post-électoral mais d'un panel.
335 Réalisé à partir de Gaxie (1985), Mayer et Perrineau (1992) et Ysmal (1986).

TABLEAU 25

La sociologie électorale

Caractéristique	Orientation du vote
Sexe	rien de précis
Age	rien de précis
Etudes	rien de précis
Type d'habitat	rien de précis
CSP	agriculteurs et professions libérales plutôt à droite, enseignants et ouvriers plutôt à gauche
Pratique religieuse	catholiques pratiquants plutôt à droite, sans religion plutôt à gauche
Statut	salariés du public et chômeurs plutôt à gauche, indépendants et retraités plutôt à droite
Revenus	bas revenus plutôt à gauche, hauts revenus plutôt à droite
Patrimoine	patrimoine diversifié plutôt à droite

Alors que la religion et la CSP sont longtemps restées pertinentes[336] (Boy et Mayer, 1997), on assiste sur la période récente à une remise en question de leur pouvoir explicatif, notamment en ce qui concerne la CSP. En effet, les élections présidentielles de 2002 ont vu une majorité d'ouvriers voter à l'extrême-droite au premier tour[337] faisant ainsi voler en éclat le traditionnel vote de classe[338]. Cependant, les clivages privé / public et indépendant / salarié, tout comme l'influence de la religion, demeurent (Cautrès et Mayer, 2004).

En dehors de cette remise en cause de certains de ses acquis théoriques, la sociologie électorale à la française doit faire face à une autre grande difficulté, celle de l'augmentation de l'instabilité électorale. Les vingt premières années de la Cinquième République ont été marquées par une grande stabilité des comportements électoraux. Cette stabilité a pris fin avec la montée des partis de gauche tout au long des années 1970 et surtout l'accession de François Mitterrand à la Présidence de la République en 1981. On estime ainsi qu'entre 1986 et 1988, 12 % des électeurs sont passés au moins une fois de la gauche à la droite ou *vice versa* (Mayer et Perrineau, 1992, 86). Les modèles de science politique traditionnels ont bien vite montré leur limite dans l'explication

[336] On les qualifiait de variables sociologiques "lourdes".

[337] 24 % des ouvriers ont voté pour Jean-Marie Le Pen contre 13 % seulement pour Lionel Jospin (Perrineau et Ysmal, 2003, 210 et 226). Le candidat socialiste est même devancé par Jacques Chirac pour qui 19 % des ouvriers ont voté (Perrineau et Ysmal, 2003, 169). Par ailleurs, 43 % des ouvriers ont voté à gauche (tous candidats confondus) soit près de 10 points de moins que lors des élections législatives de 1997 (Cautrès et Mayer, 2004, 150).

[338] Cautrès et Mayer (2004, chapitre 6) font remarquer que le déclin du vote de classe n'est pas récent et n'est pas spécifique à la France.

du phénomène. Alors qu'ils avaient fait leurs preuves dans l'explication du comportement électoral sur le long terme, ils ont été incapables d'expliquer les changements dans le court terme intervenus depuis lors. De manière triviale et un peu provocatrice, si la gauche a remporté les élections de 1981, est-ce uniquement parce qu'il y avait moins de catholiques que lors des élections passées ? On peut en effet se demander si les modifications dans les facteurs sociologiques s'opèrent à un rythme suffisamment rapide pour expliquer les changements de court terme observés. Plusieurs autres explications sont avancées par les politistes parmi lesquelles une baisse de l'influence des variables lourdes ou une moindre pertinence du clivage gauche-droite. A peine concèdent-ils un rôle joué par la conjoncture mais celle-ci est très souvent de nature politique[339] et très rarement de nature économique.

L'explication économique du vote a été avancée assez tôt par les politistes français, notamment au travers du patrimoine mentionné plus haut (Capdevielle *et al.*, 1981). En dehors de cette variable, les facteurs économiques ont été largement occultés. A titre d'exemple, la stabilité politique entre 1958 et 1973 est expliquée par le faible renouvellement du corps électoral (Ysmal, 1986) mais pas par la présence continue de très bons résultats économiques sur cette période. Inversement, la montée de la gauche entre 1973 et 1981 est expliquée par plusieurs facteurs mais jamais par la dégradation de la conjoncture économique (Ysmal, 1986). De même, dans leur chapitre qu'ils consacrent à l'électeur français, Mayer et Perrineau (1992) ne mentionnent jamais la croissance comme un déterminant du vote. Le chômage fait quant à lui l'objet de six lignes sur les vingt-neuf pages que compte ce chapitre. Il y est néanmoins mentionné comme le "problème ayant le plus compté" dans le vote lors des élections présidentielles de 1988 (Mayer et Perrineau, 1992, 102). Les élections de 2002 ont marqué un petit changement de tendance. Contrairement aux études précédentes, des raisons économiques ne sont pas écartées par les politistes pour expliquer le moindre vote en faveur de la gauche (Perrineau et Ysmal, 2003) : retournement de la tendance du chômage à partir de 2001 et mise en place des 35 heures qui ont surtout profité aux classes moyennes. Notamment, le chômage apparaît nettement comme le principal enjeu des élections de 2002 (Perrineau et Ysmal, 2003, chapitre 4). Malgré cela, le vote de l'électorat flottant en faveur de la droite est interprété comme un vote "anti-cohabitation" et non comme un vote sanction. Pourtant, 20 % des personnes ayant voté à gauche lors des élections législatives de 1997 ont voté à droite ou à l'extrême droite lors des élections législatives de 2002.

La science politique française reste donc profondément ancrée à la tradition initiée aux États-Unis par l'école de Columbia. Cependant, le déclin de l'identification partisane et son corollaire

[339] Nature de la consultation, mode de scrutin, offre électorale, la campagne, etc. (voir, entre autres, Cautrès et Mayer, 2004, chapitre 1).

l'émergence d'un électorat flottant de plus en plus important, tout comme la disparition du vote de classe, ont montré la nécessité d'une prise en compte plus large des facteurs économiques[340]. Cette prise en compte peut passer – mais pas obligatoirement – par l'adoption des techniques quantitatives des économistes, ce qui a d'ailleurs peut-être effrayé les politistes français, très attachés aux sondages d'opinions pour des raisons plus ou moins scientifiques d'ailleurs[341]. Ces techniques quantitatives, essentiellement des équations de vote, sont présentées dans la sous-section suivante[342].

1.2 Les équations de vote : définition et historique rapide

Nous verrons successivement les études préliminaires, les premières équations de vote et les équations de vote actuelles.

1.2.1 Les études préliminaires

Aux États-Unis, dès les années 1920, les travaux de Stuart Rice se proposent d'étudier directement le lien entre les conditions économiques et le résultat des élections (Rice, 1928). Pour ces études, comme pour la plupart des articles subséquents publiés dans les années 1930, il s'agit d'expliquer des événements ponctuels comme, par exemple, les différentes réélections de Roosevelt (Ogburn et Hill, 1935, Ogburn et Coombs, 1940). Seul Tibbitts (1930-31) se démarque en montrant graphiquement une relation entre le vote pour le parti majoritaire au Congrès et la conjoncture économique sur six élections entre 1878 et 1888.

A partir de 1940, les études se veulent plus globales. On cherche, non plus seulement à montrer l'existence d'un impact de la conjoncture économique sur les élections, mais à mesurer cet impact et à déterminer quelles variables économiques sont pertinentes. Davis (1941, 441-445) montre à partir d'une analyse graphique que les changements de parti au pouvoir aux États-Unis depuis la fin du dix-huitième siècle sont liés à une baisse des prix, caractéristique d'une période de

[340] Remarquons que la causalité est incertaine : est-ce la baisse de l'identification partisane qui a provoqué une montée du vote économique (Lewis-Beck, 1986a, Sanders, 2003) ou des préoccupations économiques toujours plus grandes qui ont éloigné l'électeur de son parti ?

[341] Certains chercheurs français en science politique ont des postes de responsabilité dans les instituts de sondages. Difficile d'être juge et partie…

[342] En dehors des équations de vote, il existe plusieurs autres méthodes permettant de prévoir les résultats électoraux. On peut citer les sondages d'intentions de vote, les concours de pronostics (Foucault *et al.*, 2001), les panels d'experts (Lafay et Lewis-Beck, 2000), les réseaux neuronaux (Borisyuk *et al.*, 2005) ou encore les marchés politiques (entre autres, Forsythe *et al.*, 1992). Exceptée la première dont nous parlerons plus loin, ces méthodes ne feront pas l'objet de développements ultérieurs dans le présent travail.

récession. Kerr (1944) teste sur plus d'un siècle l'hypothèse selon laquelle la prospérité favorise le vote pour les partis conservateurs. Le support empirique est faible avec des corrélations de l'ordre de 0,30. Comme Bean (1948), Pearson et Myers (1948)[343] émettent l'hypothèse selon laquelle les individus votent pour le parti sortant si celui-ci a exercé le pouvoir durant une période de prospérité (et inversement). Il ressort que sur la période 1928-1944, le parti sortant a perdu 11 des 13 élections ayant été précédées par une baisse des prix ou une inflation très modérée et a gagné 16 des 18 élections ayant été précédées par une période de forte inflation. Wilkinson et Hart (1950) contestent ces conclusions et rejettent le lien entre prospérité et victoire politique en montrant que la corrélation entre un indice d'activité et le nombre de voix reçu par le parti sortant lors des 27 élections entre 1844 et 1948 est exactement nulle. Enfin, Rees *et al.* (1962) trouvent une forte relation négative entre le chômage et le vote reçu par les candidats Républicains aux élections du Congrès dans 23 des 41 états étudiés sur la période 1946-1958. Même si les méthodes utilisées sont rudimentaires (comparaisons de taux de croissance, coefficients de corrélation,...), on peut déjà mettre en évidence un premier problème récurrent à ces études : les résultats sont fortement contingents à la période étudiée et aux variables utilisées.

1.2.2 Les premières équations de vote

Les équations de vote proprement dites apparaissent aux États-Unis au début des années 1970. Il s'agit d'une relation statistique entre le vote et ses déterminants économiques et politiques :

vote = f (facteurs économiques, facteurs politiques)

La première équation de vote fut construite à la fin des années 1960 par un économiste américain, membre de la Cowles Foundation, Gerald Kramer[344]. Kramer (1971) explique le pourcentage des votes en faveur des Républicains aux élections du Congrès américain entre 1896 à 1964[345] par l'appartenance partisane du président, le taux de chômage, le revenu réel par tête, le revenu nominal par tête, le niveau des prix à la consommation et une variable de trend. Les variables économiques sont définies sur l'année des élections et l'année précédante. Selon les estimations, Kramer (1971) choisit de faire figurer la totalité ou seulement certaines de ces six variables explicatives. Selon le modèle, la part de la variance des votes en faveur des Républicains

[343] Cette contribution, publiée dans une obscure revue (*Farm Economics*), n'a, malgré tous nos efforts, pu être localisée. Nous nous en remettons donc au résumé qui en est fait dans Monroe (1979).
[344] Gerald Kramer a présenté son article en conférence dès 1967.
[345] Les élections de 1918, 1942 et 1944 sont exclues. A partir de cette référence, nous considèrerons dans la suite de cet historique uniquement les études sur les élections présidentielles américaines.

varie entre 48 et 64 %. La tendance générale est que la croissance du revenu et celle des prix sont souvent significatives, ce qui, en revanche, ne semble pas être le cas du chômage. Stigler (1973) procède à une nouvelle estimation de l'équation de Kramer (1971) pour diverses sous-périodes et montre que la relation est très instable. George Stigler propose alors plusieurs raffinements : la variation du nombre de voix obtenues est substituée au nombre de voix obtenues comme variable dépendante et les variations sur deux ans au lieu d'un an sont considérées pour les variables indépendantes. La part de la variance expliquée est souvent faible (entre 11 et 29 %). George Stigler en conclut que le comportement des électeurs est sans doute plus sophistiqué que les hypothèses du modèle peuvent le laisser penser[346]. En effet, en ne prenant en compte que le passé récent précédant l'élection, on néglige les calculs intertemporels des électeurs. Il apparaît donc, selon Stigler (1973), que de bonnes conditions économiques sont une condition nécessaire mais pas suffisante pour gagner les élections.

Quelques années plus tard est publié le modèle de Fair (1978). Ce modèle va rapidement s'imposer car, au-delà de son pouvoir explicatif, il permet de générer des prévisions pour les élections futures[347]. Le modèle se propose d'expliquer le vote en faveur du candidat du parti Démocrate lors des élections présidentielles américaines entre 1916 et 1976. Sur les six variables explicatives que compte le modèle, seulement deux sont à caractère économique : la croissance du PNB et le taux d'inflation. Figurent également deux variables politiques (appartenance partisane et éventuelle nouvelle candidature du Président sortant) et une variable de trend. Le modèle de Ray Fair a fait l'objet de nombreuses mises à jour et a été modifié au fil du temps. Aujourd'hui, selon sa dernière estimation diffusée, il comporte 22 observations (1916-2000) et sept variables explicatives (Fair, 2002). Parmi les variables économiques, une variable de "bonnes nouvelles" construite à partir de la croissance du PNB a été ajoutée. De même, du côté des facteurs politiques, une "variable de guerre" ainsi qu'une variable prenant en compte le nombre de mandats successifs des partis à la Maison Blanche ont fait leur apparition. Le trend a quant à lui été sorti. Le R^2 ajusté est égal à 0,92. Il a connu des fortunes diverses en matière de prévision. On peut noter les échecs cinglants de 1992 et 1996 et la réussite de 2000 (voir plus loin).

Dès le début des années 1980, le modèle de Ray Fair a été concurrencé par le modèle d'un autre économiste, Douglas Hibbs. Ce dernier se propose d'expliquer la même variable dépendante mais uniquement par la croissance du PNB (Hibbs, 1982b)[348]. Dans une seconde

[346] Nous rappellerons que George Stigler, prix Nobel de Science Économique en 1982, a été l'un des principaux instigateurs de la révolution des anticipations rationnelles.
[347] Ce que ne permettait pas le modèle de Kramer (1971) avec ses variables économiques définies sur l'année des élections donc inconnues avant la fin de l'année des élections et *a fortiori* avant les élections qui ont lieu courant novembre aux États-Unis.
[348] Sur la période 1952-1980. Le R^2 est de 0,63.

version, le modèle sera enrichi par une variable de pertes militaires destinée à prendre en compte l'impact de l'implication dans un conflit armé sur le vote (Hibbs, 2000). L'estimation sur la période 1952-1996 (12 élections) donne un R^2 de 0,90.

A la fin des années 1970[349], les politistes vont commencer à s'intéresser aux équations de vote. Deux grandes orientations vont être choisies par rapport au modèle de référence de l'époque (celui de Ray Fair) : réduction du nombre de variables explicatives et introduction de la popularité parmi les déterminants du vote[350]. Lewis-Beck et Rice (1984) présentent un modèle dans lequel le pourcentage des votes reçu par le parti sortant lors des élections présidentielles est simplement expliqué par le taux de croissance du PNB réel par tête entre le neuvième mois et le sixième mois précédant les élections et le niveau de popularité du Président (pourcentage des personnes interrogées se déclarant satisfaites du travail du président) six mois avant les élections[351].

Ce style de modèle va rapidement s'imposer et l'on va retrouver des équations similaires chez Abramowitz (1988), Campbell et Wink (1990), Lockerbie (1992) et Erikson et Wlezien (1994, 1996). Depuis 1992, la plupart de ces auteurs délivrent leurs prévisions dans un numéro spécial d'une revue de science politique américaine publié peu de temps avant les élections[352]. Cela donne un tour d'horizon quasi exhaustif de la littérature en matière de prévision électorale aux États-Unis. Cette pratique a été initiée par la publication en 1992 d'un numéro spécial de *The Political Methodologist*[353] qui présentait les prévisions de six modèles. En 1996, un numéro spécial de *American Politics Quarterly*[354] regroupe également six modèles. Le nombre d'observations va de 11 à 21 et le R^2 ajusté de 0,77 à 0,95. En 2000, c'est un livre qui regroupe l'ensemble des modèles des

[349] Les années 1970 verront de nombreux autres modèles se développer même si les avancées sont mineures. Toutefois, on peut noter une diversification dans les variables économiques utilisées : indice boursier chez Luksetich et Riley (1978) et Niskanen (1979) et variables fiscales chez Niskanen (1979). On peut noter également l'apparition de certaines variables politiques toujours utilisées par certains modèles de nos jours comme le nombre de mandats passés au pouvoir (Crain *et al.*, 1978).

[350] L'absence de prise en compte de l'opinion publique a été ouvertement reprochée à Ray Fair par les politistes qui n'ont d'ailleurs pas hésité à insister sur les mauvaises performances prédictives de son modèle lors des élections de 1992 notamment (Campbell et Garand, 2000b, 6-7).

[351] Lewis-Beck et Rice (1984) s'appuient sur les travaux de Sigelman (1979), Lewis-Beck et Rice (1982) et Brody et Sigelman (1983) qui montrent un lien fort entre popularité du Président et votes reçus par le candidat du parti du Président lors des élections présidentielles. Signalons que l'économiste Edward Tufte fut le premier à montrer l'existence d'un lien statistique entre popularité et vote mais il s'agissait du vote reçu à l'élection du Congrès américain (Tufte, 1975). C'est en outre à lui que revient le mérite d'avoir été le premier à expliquer une variable de vote simplement par une variable de popularité et une variable économique.

[352] Le délai nécessaire à l'édition du numéro spécial en question est une contrainte forte pesant sur les auteurs des modèles qui doivent donner des prévisions plusieurs mois avant les élections. Par exemple, le numéro spécial pour les élections de 2004 a été publié en octobre et contenait les prévisions générées par les modèles durant l'été. Cela peut obliger les auteurs à retenir les prévisions des variables économiques et non les valeurs réalisées de ces mêmes variables, voire de construire des scénarii selon les valeurs possibles des variables économiques.

[353] Volume 5, numéro 2.

[354] Volume 24, numéro 4.

politistes (Campbell et Garand, 2000a) et en 2004, un numéro spécial de *PS - Political Science*[355]. Dans ces deux dernières publications, on retrouve les six modèles précédents ainsi que celui de Brad Lockerbie. Le tableau 26 présente très succinctement les divers modèles tels qu'ils se présentaient à la veille des élections de 1996. Leurs prévisions pour 1996, 2000 et 2004 sont également présentées[356].

TABLEAU 26

Les modèles des politologues américains

Auteur(s)	Période d'estimation	Nombre d'observations	R² ajusté	Nombre de variables explicatives	Prévision pour 1996	Prévision pour 2000	Prévision pour 2004
Abramowitz	1948-1992	12	0,92	3	56,8	53,2	53,7
Campbell	1948-1992	12	0,94	2	58,1	52,8	53,8
Holbrook	1948-1992	12	0,95	3	57,2	60,3	54,5
Lewis-Beck et Tien	1952-1992	11	0,88	3	54,8	55,4	49,9
Norpoth	1912-1992	21	0,77	5	57,1	55,0	54,7
Wlezien et Erikson	1952-1992	11	0,83	2	56,0	55,2	51,7
Lockerbie	1956-1992	10	0,96	3	57,6	60,3	57,6

Si tous les modèles se sont relativement bien comportés en 1996[357], leur échec cinglant lors des élections présidentielles de 2000[358], a conduit leurs auteurs à les modifier (voir les numéros spéciaux de *PS - Political Science*[359] et de *American Politics Research*[360] publiés en 2001)[361]. En 2004, la plupart des modèles avaient prévu la réélection de George Bush (avec 51,52 % du vote des deux principaux candidats)[362]. A côté de ces modèles coexistent toujours les modèles des économistes Ray Fair et Douglas Hibbs. En 2000, celui de Ray Fair a fait mieux – et celui de Douglas Hibbs aussi mal – que tous les modèles des politistes. Le modèle de Ray Fair avait en effet prévu 50,8 %

355 Volume 37, numéro 4.

356 Il s'agit de prévisions publiées avant le scrutin et la plupart d'entre elles sont fondées sur des scénarios ou au mieux, des données préliminaires. Dans certains cas, les prévisions utilisant les données définitives sont un peu différentes. Ainsi, le modèle de Michael Lewis-Beck et Charles Tien, qui donnait 49,9 % pour George Bush en août 2004 au moment de l'édition du numéro spécial de *PS – Political Science*, générait une prévision de 50,2 % pour le Président sortant en septembre 2004 (Lewis-Beck et Tien, 2005). A noter également que dans ce tableau, il s'agit du vote prédit pour le candidat du parti du Président sortant.

357 Le Président sortant, Bill Clinton, a obtenu 54,7 % du vote des deux principaux candidats.

358 Le candidat du parti du Président sortant, Al Gore, a obtenu 50,3 % du vote des deux principaux candidats.

359 Volume 34, numéro 1.

360 Volume 29, numéro 3.

361 Les deux principales modifications sont la réduction de la période d'étude et la pondération des variables économiques.

362 A noter que les auteurs du modèle ayant fait la plus faible erreur, Christopher Wlezien et Robert Erikson, donnaient en fait une fourchette allant de 51,7 % à 52,9 %. Pour un retour sur les prévisions de 2004, voir le numéro spécial de *PS – Political Science* publié en 2005 (volume 38, numéro 1).

et celui de Douglas Hibbs 54,8 % pour Al Gore qui a en fait obtenu 50,3 %[363]. En 2004, le modèle de Ray Fair donnait 57,7 %[364] et celui de Douglas Hibbs entre 52,9 % et 53,4 %[365] pour le Président sortant.

Quelles sont les caractéristiques communes aux modèles des politistes ? Chacun d'eux comporte au moins une variable économique et au moins une variable politique. La variable économique est presque toujours la croissance du PNB. Seuls les modèles de Brad Lockerbie et de Thomas Holbrook, qui retiennent respectivement le revenu disponible par tête et l'état des finances personnelles des agents font exception. La variable politique est quant à elle soit un sondage de popularité soit un sondage d'intention de vote. Par ailleurs, plusieurs modèles comportent une variable de temps destinés à rendre compte de l'usure du pouvoir (modèles de Alan Abramovitz, Thomas Holbrook et Brad Lockerbie). Enfin, le vote lors des élections présidentielles précédentes est présent dans le modèle d'Helmut Norpoth. Du point de vue théorique, le degré de mémoire accordé aux électeurs est souvent faible. Si l'on met de côté le modèle de Christopher Wlezien et Robert Erikson qui prend en compte les performances sur tout le mandat, les variables économiques sont définies sur une période n'excédant pas un an avant les élections. La variable politique de base est quant à elle prise le plus souvent cinq à six mois avant le scrutin. Concernant la dimension temporelle, toutes les études font l'hypothèse d'un comportement rétrospectif des électeurs à l'exception du modèle de Michael Lewis-Beck et Charles Tien qui comporte une variable rétrospective et une variable prospective. On notera également que la variable expliquée est toujours le vote en faveur du sortant, ce qui permet de coller au mieux à la théorie du vote rétrospectif de Vladimir Key.

La défaite de Al Gore a remis en cause la théorie du vote économique et mérite donc que l'on si arrête un instant. Les raisons qui ont été avancées pour expliquer cette défaite "surprise" (pour les modèles) de Al Gore sont multiples mais on peut en dégager cinq principales. La première est l'absence du sortant. La plupart des modèles de prévision américains démarrent en 1948. Or, depuis cette date, le sortant a été absent lors de quatre élections seulement (1952, 1960, 1968 et 1988). L'hypothèse de responsabilité joue alors un rôle sans doute moins important. La deuxième explication tient à la forme linéaire des modèles de prévision. Les résultats économiques étaient si bons que les électeurs n'y ont pas accordé une grande importance. Passer de 2 % de croissance à 3 % est sans doute plus important aux yeux des électeurs que de passer de

[363] Cela a laissé un goût amer aux politistes comme le laisse transparaître Campbell (2001, 275) : "le pire est qu'un économiste, Ray Fair, a produit une meilleure prévision cette année que les sept modèles de l'APSA". A noter cependant que Ray Fair avait annoncé, compte tenu de sa prévision, un Président Démocrate.

[364] Source : http://fairmodel.econ.yale.edu/vote2004/vot0704.htm. Cette prévision a été mise en ligne le 29 octobre 2004.

[365] Selon la croissance en fin d'années et le nombre de soldats américains tués en Irak. Source : http://www.handels.gu.se/~econhib/election2004.htm. Cette prévision a été mise en ligne le 24 juillet 2004.

5 % à 6 %. A cela s'ajoute peut-être également un phénomène "d'accoutumance" aux bonnes performances macroéconomiques. Cela faisait en effet plusieurs années que la conjoncture économique était exceptionnelle. Troisièmement, les erreurs de prévision tiennent également au fait que les modèles retiennent des variables économiques six mois avant les élections. Or, il se trouve que l'économie avait sensiblement ralentie lors des six mois précédant l'élection de 2000. Ensuite, il y a la mauvaise campagne de Gore qui n'a pas mis en valeur le bilan économique de son prédécesseur et ce, sans doute pour minimiser la présidence de Clinton, "entachée" par le scandale du "Monica gate". Enfin, on peut mettre en avant la division au sein de la "gauche" avec la présence de l'écologiste Ralph Nader. Un report parfait des voix de Nader sur Gore aurait donné à ce dernier 51,4 % du vote des deux principaux partis.

A noter que certains auteurs américains ont exploré la voie des données mélangés (voir entre autres Holbrook, 1991, et Campbell, 1992) mais ces modèles ont rapidement été abandonnés sans doute à cause de mauvaises prévisions pour les élections de 1992 et leurs auteurs ont préféré revenir à un modèle utilisant des séries temporelles.

A la suite des travaux de Kramer (1971), les équations de vote vont se diffuser rapidement à travers le monde. A la fin des années 1980, la plupart des grands pays de l'OCDE ont leur équation de vote : Inoguchi (1980) pour le Japon, Madsen (1980) pour le Danemark, la Norvège et la Suède, Lewis-Beck et Bellucci (1982) pour l'Italie, Happy (1986) pour le Canada, Mughan (1987a) pour l'Australie et Mughan (1987b) pour la Grande-Bretagne. Les pays hors-OCDE, plus instables politiquement, n'ont pas été étudiés dans le cadre d'équation de vote simple, la plupart du temps en raison du faible nombre d'élections. Cela a conduit des chercheurs à utiliser des données mélangées : Remmer (1991, 1993) pour les pays d'Amérique Latine et Pacek (1994) ou Fidrmuc (2000a,b) pour les pays de l'ex-bloc communiste. Par ailleurs, pour palier le faible nombre d'observations, certains auteurs ont privilégié l'analyse en coupe instantanée (voir par exemple Anderson *et al.* (2003) pour la Hongrie et le Nicaragua).

En 1976, la France devient le deuxième pays étudié et sera, avec les États-Unis en 1970 et la Nouvelle-Zélande en 1977[366], l'un des trois pays étudiés dans les années 1970.

1.3 Les équations de vote en France : un bilan de la littérature

Il n'a fallu attendre que cinq ans pour que l'étude américaine pionnière de Kramer (1971) trouve son pendant français. Rosa et Amson (1976)[367] sont les premiers à proposer un modèle

[366] Hudson et Wevers (1977).
[367] Cet article est repris dans Rosa (1980).

économétrique permettant d'expliquer le vote des électeurs français à partir de variables exclusivement économiques. Les auteurs cherchent à expliquer le vote en faveur de la gauche[368], considéré alors comme un vote purement contestataire. Les variables explicatives introduites, ensemble ou séparément, sont le niveau des prix, l'inflation, le revenu national, le revenu national par tête, le nombre de chômeurs et le taux de chômage. Ces variables sont définies de quatre manières différentes : en niveau pour l'année des élections, en niveau pour l'année précédant l'année des élections, en moyenne sur l'année des élections et l'année précédant l'année des élections, en moyenne sur l'année des élections et les trois années précédant l'année des élections. Les signes attendus sont positifs pour les variables de prix, négatifs pour les variables de revenus, positifs pour les variables de chômage. En effet, le vote à gauche sera d'autant plus important que les prix sont élevés, le revenu faible et le chômage fort. Au total, 32 équations sont présentées reflétant autant de combinaisons de variables explicatives. Les élections étudiées sont les 15 élections législatives et constituantes ayant eu lieu entre 1919 et 1974. Les R^2 varient de 0,377 à 0,818 selon les variables retenues. La meilleure relation est obtenue avec le taux d'inflation, le revenu national par tête et le taux de chômage, les trois variables exprimées en moyenne sur les trois années précédant l'élection et l'année des élections. Lorsqu'on examine chaque équation séparément, on constate qu'il y a des problèmes d'instabilité des paramètres estimés. Par exemple, les coefficients associés au niveau des prix ou au chômage sont tantôt positifs, tantôt négatifs tout en étant significatifs. De plus, les coefficients non significatifs sont nombreux malgré des R^2 élevés. Cela n'est guère surprenant compte tenu des problèmes de multicolinéarité entre variables que l'on peut légitimement suspecter vu les variables retenues. Malgré son caractère novateur, l'étude de Rosa et Amson (1976) a une limite importante : elle regroupe des élections ayant eu lieu sous plusieurs constitutions. Cela pose des problèmes liés à l'hétérogénéité des règles électorales (droit de vote des femmes, mise en place du suffrage universel…)[369].

L'étude de Jacques Lecaillon, parue quatre ans plus tard, marque déjà un tournant dans l'analyse politico-économique du vote en France (Lecaillon, 1980b). En effet, elle comporte trois nouveautés : la prise en compte de facteurs politiques, une amélioration de la qualité des estimations et l'utilisation des modèles estimés à des fins de prévision. La variable expliquée est identique à celle retenue par Rosa et Amson (1976) même si des estimations préliminaires conduisent Jacques Lecaillon à pondérer les résultats de la gauche lors des élections antérieures à 1958, le changement de République générant de l'instabilité dans le modèle. La meilleure relation est obtenue avec les trois variables explicatives suivantes : taux de chômage l'année des élections,

[368] Les auteurs présentent également des estimations pour expliquer séparément le vote en faveur du parti communiste et le vote en faveur des partis de gauche non communistes.
[369] Pour d'autres limites concernant, en particulier, les données, voir Lewis-Beck et Bellucci (1982), page 104.

taux d'inflation l'année des élections et variation du revenu par tête au cours des quatre années précédant l'élection. L'équation estimée sur la période 1928-1978, soit 12 élections[370], a un R^2 de 0,95. En faisant des hypothèses sur la conjoncture économique de 1981, Lecaillon (1980b) propose plusieurs scénarios qui, majoritairement, donnent la gauche gagnante. La meilleure équation donne une prévision de 50,1 % pour la gauche au premier tour des élections législatives de 1981[371]. Malgré ces avancées, on notera que le problème d'hétérogénéité posé par la période d'étude déjà présent chez Rosa et Amson (1976) reste entier.

Une étape supplémentaire est franchie par Lewis-Beck (1985)[372]. Pour la première fois, le modèle comporte une variable politique[373]. Il s'agit de la popularité du Président donnée par l'IFOP[374] six mois avant l'élection. L'unique autre variable explicative est le taux de croissance du PNB réel sur un an avec un décalage de deux trimestres par rapport aux élections. La variable expliquée est le pourcentage des votes reçu par les partis de gauche lors du premier tour des élections législatives. Le R^2 est de 0,71. L'estimation est réalisée pour les sept élections législatives entre 1958 et 1981. Contrairement aux études précédentes, la période étudiée est donc homogène, ces sept élections ayant eu lieu sous la cinquième République. Calculée à partir de la simulation historique, l'erreur absolue moyenne est faible[375] : 1,79 point. Plusieurs scénarii ont été proposés par l'auteur pour bâtir des prévisions *ex ante* dynamiques pour les élections législatives de 1986. Avec les vraies valeurs, Lewis-Beck (1986b) indique que le modèle prévoyait 54 % pour la droite. Le modèle a donc fait une erreur de 2 points (la gauche a obtenu en fait 44 % des voix). Lewis-Beck (1991) redéfinit la variable expliquée. Ce n'est plus le pourcentage des votes reçu par la gauche mais le pourcentage des voix reçues par les partis d'opposition au Président. Les deux variables explicatives sont inchangées mais une troisième est ajoutée. C'est une variable indicatrice qui vaut 1 lorsque le Président est de gauche et 0 sinon. Pour les neuf élections entre 1958 et 1988, le R^2 est de 0,79[376]. Si les trois variables explicatives ont bien le signe attendu, aucune n'est significative au seuil de 5 %. Le R^2 étant assez élevé, on peut légitimement suspecter des problèmes de multicolinéarité, notamment entre la popularité présidentielle et la variable de revenu, le coefficient de corrélation entre ces deux variables étant supérieur à 0,8 (Lewis-Beck,

[370] 1968 est exclue de l'analyse. A noter que Lecaillon (1980b) propose d'autres relations correspondant à des estimations sur des sous-échantillons.
[371] Cette prévision correspond au scénario le plus pessimiste en termes macroéconomiques.
[372] A noter que l'auteur avait proposé quelques années auparavant un modèle proche de celui de Lecaillon (1980b) (voir Lewis-Beck et Bellucci, 1982).
[373] Lewis-Beck (1985) transpose en fait au cas français le modèle de Lewis-Beck et Rice (1984) construit pour les États-Unis que nous avons mentionné précédemment.
[374] Institut Français d'Opinion Publique.
[375] L'erreur est obtenue en prenant la valeur absolue de la différence entre la prévision issue des simulations historiques et la valeur "réalisée". La valeur réalisée retenue est celle avancée par l'auteur mais elle peut parfois différer du chiffre officiel du ministère de l'Intérieur. Dans le cas où l'auteur ne donne pas de chiffre réalisé, nous avons retenu celui du ministère de l'Intérieur repris dans Lancelot (1998) pour faire la comparaison avec la prévision.
[376] Voir également Lewis-Beck et Rice (1992) pour une présentation de cette version du modèle.

1991, 489). En 1995, peut-être à cause d'une forte erreur de prévision lors des élections législatives de 1993, Michael Lewis-Beck change à nouveau de modèle (Lewis-Beck, 1995)[377] et revient à celui de 1985 dont il modifie simplement la variable à expliquer définie comme chez Lewis-Beck (1991)[378]. Lewis-Beck (1995) propose une mise à jour du modèle en l'estimant sur les neuf élections législatives entre 1958 et 1988 (R^2 de 0,65). Sur la base des coefficients estimés, le modèle prévoyait en simulation *ex ante* dynamique 55,4 % des voix pour la droite en 1993 qui a en fait obtenu 57 %, soit une erreur de moins de deux points. En incluant cette élection supplémentaire, soit dix observations, le R^2 est égal à 0,73. Par ailleurs, l'erreur absolue moyenne de la simulation historique est de 1,83 point[379]. Le modèle fut mis à l'épreuve lors des élections de 1997. Publiée dans la presse deux jours avant le scrutin, la prévision était de 56,89 % des voix pour l'opposition (gauche et extrême droite) au premier tour (Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck, 1997). Le score réalisé par l'opposition a été en fait de 62,59 %. L'erreur en termes de voix est très lourde (près de 6 points) mais, lorsqu'on se réfère au nombre de sièges prédit, le modèle annonçait bien le changement de majorité (voir la section suivante) et ce, contrairement à tous les instituts de sondages. Cette supériorité manifeste du modèle pour la prévision de ce scrutin a fait l'objet d'un débat au sein des instituts de sondages qui ont tenté de minimiser sa performance et sa portée (Cayrol *et al.*, 1997). L'équation mise à jour après les élections de 1997 n'a pas été portée à notre connaissance, pas plus que les prévisions du modèle pour les élections de 2002.

En dehors de ce modèle, on peut citer celui de Jérôme *et al.* (2001), dans lequel le vote en faveur de la majorité sortante sur la période 1958-1993 est expliqué par le taux de chômage et la popularité du Premier ministre. Le R^2 ajusté est égal à 0,85 et la prévision *ex ante* dynamique issue de modèle pour les élections de 1997 était de 31,07 % pour la droite modérée soit une erreur d'environ 5 points (le chiffre obtenu était de 36,15 %). A noter que les auteurs présentent également des modèles en termes de croissance et non plus de chômage. Dans ces modèles, la popularité du Premier ministre n'est pas significative[380].

Enfin, Auberger (2001) présente une équation de vote expliquant les résultats de la majorité sortante au premier tour par la croissance du PIB réel en glissement trois trimestres avant les

[377] Ce modèle est repris dans Lewis-Beck (2000).
[378] Cela n'entraîne en fait aucun changement par rapport à la version de 1985 car lorsque le modèle est estimé sur la période 1958-1981 l'opposition au parti du Président est toujours la gauche.
[379] On peut cependant regretter des imprécisions dans les données du "vote réel" utilisées par l'auteur. En effet, pour la plupart des élections de l'échantillon, les chiffres avancés par l'auteur ne correspondent pas à ceux du ministère de l'Intérieur.
[380] A noter qu'il existe quelques modèles nationaux mélangeant plusieurs types d'élections (Lewis-Beck, 1991, Lewis-Beck et Nadeau, 2000, 2004, et Bélanger et Lewis-Beck, 2004). Ces modèles ont été construits dans le but de palier un nombre d'observations réduit, notamment dans le cas des élections présidentielles. Cependant, ils reposent sur l'hypothèse forte que les déterminants des élections législatives et les élections présidentielles sont les mêmes.

élections. Sur la période 1958-1997, le R^2 ajusté est de 0,63 et la MAE de la simulation historique est égale à 4,2 points.

1.4 L'équation de vote de MUPPET

Cette quatrième sous-section est consacrée à l'équation de vote retenue dans MUPPET.

Nous avons justifié dans l'introduction de la présente section le choix d'un modèle national. Ce choix peut être vu comme un retour en arrière si l'on considère qu'actuellement, seuls des modèles en données mélangées sont en France utilisés pour prévoir le résultat des élections législatives. Cependant, nous noterons d'une part que cette tendance est caractéristique de la France et ne constitue pas une généralité (voir le cas des États-Unis) et d'autre part que notre choix a été dicté par la disponibilité des données locales. Toutefois, un modèle national a des désavantages sur lesquels, bien entendu, nous reviendrons abondamment ultérieurement.

Nous présenterons successivement la spécification de notre équation, les estimations et les simulations.

1.4.1 La spécification

Compte tenu des faits stylisés mis en évidence dans la section 1 du chapitre 2, nous avons retenu comme hypothèse du comportement de électeur le vote rétrospectif : les variables pertinentes pour expliquer le vote sont définies sur le passé. Le projet politique n'apparaît donc pas. Si on pense, malgré tout, qu'il a un impact sur le vote, on peut en tenir compte en incluant cette influence dans le terme aléatoire car il s'agit d'un facteur idiosyncrasique, propre à chaque élection. On peut également penser que le programme de chaque candidat ou parti est jugé à l'aune des politiques passées (menées par les sortants ou l'opposition lorsqu'elle était au pouvoir).

Nous détaillerons successivement le choix de la variable dépendante et des variables explicatives.

1.4.1.1 La variable dépendante

Afin de respecter l'homogénéité politique qui faisait, rappelons-le, défaut aux premières études françaises, nous avons choisi de démarrer notre étude en 1958, soit aux premières élections ayant eu lieu sous la cinquième République. Depuis cette date, douze élections législatives se sont déroulées. Le tableau 27 donne pour chaque scrutin les dates du premier et du second tour[381].

TABLEAU 27

Les douze élections législatives de la cinquième République

Année	premier tour	second tour
1958	23 novembre	30 novembre
1962	18 novembre	25 novembre
1967	5 mars	12 mars
1968	23 juin	30 juin
1973	4 mars	11 mars
1978	12 mars	19 mars
1981	14 juin	21 juin
1986	16 mars	
1988	5 juin	12 juin
1993	21 mars	28 mars
1997	25 mai	1er juin
2002	9 juin	16 juin

Avant de nous pencher sur les résultats de ces scrutins, attardons-nous sur un point mentionné précédemment et qui, dans le cas français, poserait problème : l'absence d'un clivage partisan marqué. En effet, la plupart des modèles explicatifs du vote sont l'œuvre d'auteurs américains et reflètent donc l'organisation institutionnelle américaine profondément ancrée sur le clivage binaire entre parti Démocrate et parti Républicain. Les autres forces politiques, qui représentaient par exemple environ 10 % du vote populaire lors des élections présidentielles de 1996, sont quasiment effacées des bases de données électorales qui ne retiennent que le "two-party vote", c'est-à-dire le nombre de voix reçu par un parti exprimé en pourcentage du total des voix reçu par le parti Démocrate et le parti Républicain. En France, un tel clivage n'existe pas et, consécutivement, on pourrait penser que les modèles américains ne sont pas applicables. En France, si effectivement un clivage entre deux partis semble historiquement impossible à caractériser, une séparation héritée du XVIIIème siècle demeure, celle qui divise le monde politique en deux sensibilités : gauche et droite. C'est précisément le 28 août 1789 que cette séparation est apparue lorsque les députés de l'Assemblée Constituante ont eu à se prononcer sur un éventuel veto à accorder au Roi. Les partisans de cette disposition, que l'on peut qualifier de conservateurs,

[381] Pour 1986, il n'y a eu qu'un seul tour en raison du changement de mode de scrutin (voir ultérieurement).

se sont regroupés à droite de l'hémicycle, laissant les opposants à gauche. Force est de constater que ce clivage vieux de plus de deux siècles perdure. A quelques exceptions près[382], on peut classer chaque parti politique sur une échelle gauche-droite et, selon les sondages de la SOFRES, environ 90 % des sondés sont capables de se positionner sur cette même échelle[383]. Nous retiendrons donc dans ce qui suit cette séparation gauche-droite.

Les tableaux 28 et 29 donnent les résultats par sensibilité politique pour le premier et le second tour[384] :

TABLEAU 28

Résultats des élections législatives par sensibilité politique (premier tour)

Elections	Gauche modérée	Gauche entière	Droite modérée	Droite entière	Divers
1958	45,22	45,22	51,70	54,27	0,51
1962	43,71	43,75	55,42	56,18	0,07
1967	43,53	43,62	55,80	56,36	0,02
1968	40,45	40,52	58,85	58,94	0,54
1973	44,59	45,84	53,65	54,16	0,00
1978	50,08	52,24	46,73	47,47	0,29
1981	56,20	56,71	42,90	43,19	0,10
1986	43,74	45,27	44,59	54,65	0,08
1988	49,10	49,46	40,53	50,47	0,07
1993	40,38	42,12	44,09	57,03	0,85
1997	44,71	47,26	36,16	51,51	1,23
2002	37,25	40,04	46,25	58,92	1,04

TABLEAU 29

Résultats des élections législatives par sensibilité politique (second tour)

Elections	Gauche modérée	Gauche entière	Droite modérée	Droite entière	Divers
1958	42,33	42,33	56,94	57,65	0,02
1962	44,55	44,55	55,22	55,45	0,00
1967	46,40	46,40	53,53	53,60	0,00
1968	41,95	41,95	58,05	58,05	0,00
1973	46,19	46,19	53,81	53,81	0,00
1978	49,63	49,63	50,37	50,37	0,00
1981	56,85	56,85	43,15	43,15	0,00
1986	43,74	45,27	44,59	54,65	0,08
1988	52,11	52,11	46,80	47,89	0,00
1993	36,07	36,07	58,16	63,93	0,00
1997	48,21	48,21	46,10	51,79	0,00
2002	45,34	45,34	52,77	54,66	0,00

[382] On peut citer le cas des écologistes dans les années 1970 et les années 1980 et, plus récemment, celui du parti Chasse Pêche Nature Tradition.

[383] Bien entendu, selon les enjeux, le clivage gauche-droite peut occasionnellement apparaître flou comme l'a montré le débat sur le PActe Civil de Solidarité en 1999 ou, plus récemment, la campagne pour le référendum sur le Traité constitutionnel (2005).

[384] Source : Lancelot (1998). Pour ces tableaux et dans ceux suivent, les résultats électoraux sont des pourcentages de voix exprimés en pourcents des suffrages exprimés. La différence entre le pourcentage en faveur de la gauche modérée et le pourcentage en faveur de la gauche entière est le score réalisé par les partis d'extrême gauche (même chose pour la droite). Avant 1993, les écologistes ont été classés à gauche. A partir de 1993, nous avons séparé les "verts", classés à gauche, et les "non-verts", classés à droite.

A ce stade, apparaît le choix de la variable dépendante. Deux décisions doivent être prises. Premièrement, faut-il expliquer les résultats du premier tour ou les résultats du second tour ? Deuxièmement, faut-il expliquer le vote en faveur des partis de gauche comme chez Rosa et Amson (1976), du sortant comme chez Lewis-Beck (1991) ou des partis de droite ?

Concernant la première interrogation, un argument plaide pour le premier tour, un argument pour le second tour. Charles De Gaulle justifiait le scrutin à deux tours en disant que cela permettait aux gens de "voter avec leur cœur dans un premier temps et de voter avec leur portefeuille ensuite" (cité par Norpoth, 1996d, 312). Les résultats du premier tour reflèteraient donc mieux les préférences réelles des électeurs et le second tour les perturberait par la réduction de l'offre politique et les stratégies d'entre-deux-tours qu'il entraîne. Cependant, lorsqu'on examine le tableau 28, on s'aperçoit qu'arriver en tête au premier tour ne garantit pas la majorité et que c'est bien le second tour qui "fait l'élection". Pour ne citer que deux exemples, la gauche arrive en tête au soir du premier tour des élections de 1978 mais est finalement battue au second. Inversement, en 1988, elle rate de peu la barre des 50 % de voix au premier tour mais se retrouve largement majoritaire à l'Assemblée Nationale. Cet état de fait est très probablement dû d'une part au rôle perturbateur joué par l'extrême droite (pour la droite modérée, le coefficient de corrélation entre les résultats des deux tours n'est que de 0,70) et d'autre part, au très grand nombre de circonscriptions concernées par un second tour. En effet, le pourcentage moyen de circonscriptions dans ce cas est de 85 %[385]. Le tableau 30 donne le chiffre précis pour chaque scrutin[386].

TABLEAU 30

Pourcentage de circonscriptions concernées par un second tour (métropole)	
1958	91,61
1962	79,35
1967	84,68
1968	67,23
1973	89,64
1978	88,19
1981	67,51
1986	100,00
1988	79,28
1993	87,03
1997	98,74
2002	90,27

[385] Sources : Lancelot (1998) de 1958 à 1997, www.robert-schuman.org pour 2002. A noter : un seul tour pour 1986.
[386] On rappelle qu'en 1986, il n'y a eu qu'un tour. On peut donc considérer que toutes les circonscriptions étaient en ballottage (ou inversement qu'il n'y a eu de ballottage dans aucune).

Concernant la seconde interrogation, nous nous réfèrerons à la théorie d'Anthony Downs et de Vladimir Key pour trancher. Rappelons que selon eux, les élections s'apparentent à un système de sanction / récompense de la majorité sortante selon le bilan qu'elle présente. Comme nous l'avons vu précédemment, cette théorie semble être valable pour la France. Afin d'être le plus en accord avec elle, nous avons donc retenu le vote en faveur de la majorité sortante.

Se pose maintenant le statut à accorder à l'extrême droite[387]. De manière assez triviale, parce que l'extrême droite est toujours dans l'opposition, nous avons choisi de retenir le vote en faveur de la droite modérée lorsque la majorité sortante est de droite. Un autre argument plaide en faveur de ce choix. Le tableau 31 donne le nombre de majorités correctement prévues à partir des résultats électoraux (tableaux 28 et 29) selon que l'on se place au premier ou au second tour, que l'on regarde les résultats de la gauche entière et de la droite entière ou ceux de la gauche modérée et de la droite modérée.

TABLEAU 31

Nombre de majorités correctement déterminées à partir du résultat des élections

Comparaison	Tour 1	Tour 2
Gauche entière / Droite entière	9	11
Gauche modérée / Droite modérée	11	12

Seule la comparaison des résultats de la gauche modérée à ceux de la droite modérée au second tour permet de donner le bon sens de la majorité dans 100 % des cas. Notre variable expliquée, notée VOT, sera donc le pourcentage de voix en faveur des partis modérés composant la majorité sortante au second tour des élections législatives[388].

Le tableau 32 reprend la série VOT et indique les majorités sortantes et les nouvelles majorités[389].

[387] Pour une étude économétrique des déterminants du vote Front National, voir, entre autres, Lewis-Beck et Mitchell (1993), Bonnetain (2004) et Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck (2005).

[388] Une autre possibilité aurait été de prendre une mesure plus anglo-saxonne à l'image du "two-party vote" aux États-Unis. Selon cette mesure, le pourcentage de voix est exprimé en pourcents de la somme des voix obtenus par les deux principaux partis, Démocrate et Républicains (et non en pourcents du total des suffrages estimés). Une telle variable a été utilisée par Auberger (2001) et Bélanger et Lewis-Beck (2004) dans le cas français. Enfin, selon une dernière modélisation, les variations dans les pourcentages de vote et non les pourcentages de vote en niveau peuvent être expliqués (Chappell et Veiga, 2000).

[389] Pour 1958, nous avons considéré que la droite était sortante.

TABLEAU 32

Résultats de la majorité sortante lors des élections législatives

	Majorité sortante	Résultat au second tour	Nouvelle majorité
1958	droite	56,94	droite
1962	droite	55,22	droite
1967	droite	53,53	droite
1968	droite	58,05	droite
1973	droite	53,81	droite
1978	droite	50,37	droite
1981	droite	43,15	gauche
1986	gauche	43,74	droite
1988	droite	46,80	gauche
1993	gauche	36,07	droite
1997	droite	46,10	gauche
2002	gauche	45,34	droite

Enfin, précisons qu'en ce qui concerne cette variable, les moindres carrés ordinaires ont le désavantage de ne pas garantir des valeurs estimées entre 0 et 100. Un modèle probit par exemple semblerait plus adapté. Cependant, comme le font remarquer Smyth et Dua (1989, 73-74), étant donnés la valeur minimale (36,07) et la valeur maximale (58,05) de la série, ainsi que son écart type (6,46), il y a en pratique aucune chance que les valeurs estimées soient inférieures à 0 ou supérieures à 100.

1.4.1.2 Les variables explicatives

Les variables explicatives sont regroupées en quatre catégories : les variables économiques, les variables institutionnelles, les variables politiques et les variables décrivant le contexte de l'élection.

1.4.1.2.1 La conjoncture économique

Peu avant les élections législatives de 1986, François Mitterrand déclarait "si les élections se jouent contre la majorité actuelle, ce sera à cause du chômage" (*Centre Presse*, 10/12/1985, 23) suggérant ainsi un rôle central joué par les variables économiques et notamment le chômage dans la détermination du vote. Mais les individus votent-ils en fonction des variables macroéconomiques ou de la perception qu'ils ont de leur évolution ? Dans le premier cas, on parle de "mesure objective" et dans le second cas de "mesure subjective". Les variables objectives sont, par exemple, le taux de chômage ou le taux d'inflation. Les variables subjectives sont quant à elles construites à partir de réponses à des questions de sondages telles que celles que nous

avons vues dans la première partie (par exemple, "depuis six mois, votre situation financière s'est améliorée, est restée stable, est devenue moins bonne ?").

Nous envisagerons successivement les deux types de variables.

1.4.1.2.1.1 Les variables économiques subjectives

Si les variables subjectives sont surtout utilisées dans les analyses sur données individuelles, Bélanger et Lewis-Beck (2004) ont montré que dans le cas français les quatre variables subjectives traditionnelles sont également pertinentes pour expliquer le vote au niveau agrégé (quinze élections sur 1978-2002)[390]. Les deux variables rétrospectives sont les moins significatives et parmi les deux variables prospectives, la variable sociotropique est celle qui a le plus fort impact.

Comme les variables subjectives ne sont disponibles que depuis 1964[391], nous avons calculé la corrélation entre chacune d'elles et nos trois variables de vote en faveur de la majorité sortante[392] sur la période 1967-2002 (tableau 33).

TABLEAU 33

Corrélation entre le vote et les variables économiques subjectives

Variable économique subjective			
Egotropique rétrospective	Egotropique prospective	Sociotropique rétrospective	Sociotropique prospective
0,40	0,53	0,75	0,69

Les corrélations sont assez élevées suggérant que les variables subjectives sont bien pertinentes pour expliquer le vote en faveur de la majorité sortante (en France sur la période spécifiée). Elles devront donc être retenues parmi les variables candidates même s'il faut noter que leur utilisation réduit de fait l'échantillon à dix observations. Maintenant, on peut se demander si ces variables n'agissent pas comme des instruments des variables objectives. Cette possibilité devra donc aussi être envisagée. Les variables seront notées, dans l'ordre du tableau 33, SUB_ER, SUB_EP, SUB_SR et SUB_SP.

390 Voir précédemment les critiques formulées à l'encontre de cette étude.

391 Cela fait référence à l'année où les questions ont été stabilisées.

392 Pour la variable objective, nous avons pris la dernière valeur publiée avant le scrutin. Les données sont quadrimestrielles jusqu'aux élections de 1993 incluses et trimestrielles ensuite. Nous avons vérifié que les conclusions n'étaient pas contingentes à ce choix en calculant également les corrélations avec les avant-dernières valeurs publiées de la variable objective.

1.4.1.2.1.2 Les variables économiques objectives

Les variables économiques objectives sont incontournables dans les équations de vote. Comme nous l'avons déjà mentionné, plus aucune étude économétrique publiée sur le vote de nos jours ne les néglige. Ces variables traduisent le bilan économique du gouvernement. La variable économique privilégiée par la plupart des équations de vote agrégées est la croissance du PIB. Cependant, nous n'avons pas voulu écarter *a priori* les autres grandes variables macroéconomiques que sont le taux d'inflation et le taux de chômage. Le tableau 34 présente les corrélations entre le vote et plusieurs variables construites à partir du taux de chômage trimestriel (noté CHO), du taux d'inflation en glissement annuel (noté INF1) et du taux d'inflation trimestriel (noté INF2)[393].

TABLEAU 34

Corrélation du vote avec le taux de chômage et le taux d'inflation

CHOt	-0,85	INF1t	0,08	INF2t	-0,05
CHOt-1	-0,84	INF1t-1	0,10	INF2t-1	0,11
CHOt-2	-0,82	INF1t-2	0,01	INF2t-2	0,25
CHOt-3	-0,81	INF1t-3	-0,13	INF2t-3	0,01
CHOt-4	-0,80	INF1t-4	-0,18	INF2t-4	0,02
CHOt-CHOt-1	-0,18	INF1t-INF1t-1	-0,10	INF2t-INF2t-1	-0,35
CHOt-CHOt-2	-0,28	INF1t-INF1t-2	0,25	INF2t-INF2t-2	-0,56
CHOt-CHOt-3	-0,26	INF1t-INF1t-3	0,63	INF2t-INF2t-3	-0,10
CHOt-CHOt-4	-0,28	INF1t-INF1t-4	0,73	INF2t-INF2t-4	-0,09
CHOt-1-CHOt-2	-0,37	INF1t-1-INF1t-2	0,46	INF2t-1-INF2t-2	-0,47
CHOt-1-CHOt-3	-0,29	INF1t-1-INF1t-3	0,80	INF2t-1-INF2t-3	0,18
CHOt-1-CHOt-4	-0,31	INF1t-1-INF1t-4	0,81	INF2t-1-INF2t-4	0,14
CHOt-2-CHOt-3	-0,16	INF1t-2-INF1t-3	0,87	INF2t-2-INF2t-3	0,56
CHOt-2-CHOt-4	-0,19	INF1t-2-INF1t-4	0,70	INF2t-2-INF2t-4	0,44
CHOt-3-CHOt-4	-0,13	INF1t-3-INF1t-4	0,30	INF2t-3-INF2t-4	-0,01

A une ou deux exceptions près, l'inflation apparaît peu corrélée avec le vote et lorsqu'elle l'est, le sens de la corrélation est opposé au sens (négatif) attendu. Ceci va dans le sens de nombreuses études étrangères (voir entre autres, Kramer, 1971, Meltzer et Vellrath, 1975, et Kiewiet, 1983). Si l'inflation a peu ou pas d'impact, c'est peut-être parce qu'elle représente un coût et un gain à la fois : elle signifie une hausse des prix mais elle est aussi associée aux périodes d'expansion économique. En revanche, le chômage est toujours corrélé négativement avec le vote quel que soit la définition considérée. Les corrélations les plus élevées apparaissent pour les taux de chômage en niveau. Pour ces taux, on remarque en outre la parfaite décroissance de la corrélation au fur et à mesure que l'on s'éloigne du scrutin. Tout ceci suggère que le chômage devra être pris en compte parmi nos déterminants du vote. En revanche, l'inflation sera, elle, écartée.

[393] En l'absence de données avant 1960, les corrélations portent sur la période 1962-2002.

Comme nous l'avons dit, la croissance du PIB est fréquemment utilisée pour retranscrire le bilan des politiques économiques. Les raisons de ce choix sont obscures. On peut cependant penser que les agents considèrent que le chômage et l'inflation sont des variables appartenant au très court terme probablement à cause du fait que les médias se font l'écho de leurs évolutions mensuellement. La croissance du PIB peut être vue quant à elle comme une variable s'exprimant sur un horizon plus long. La croissance est en effet médiatisée trimestriellement et elle est la plupart du temps présentée en taux annuel. Quoi qu'il en soit, nous avons retenu la variable PIB_FR qui est le taux de croissance du PIB réel en glissement annuel. Comme pour la popularité, l'inflation ou le chômage, nous envisagerons plusieurs définitions possibles selon les retards considérés. Mais avant cela, il faut mentionner une série de problèmes posés par les variables de croissance de PIB en général ; problèmes qui, à notre connaissance, n'ont jamais été abordés dans les études sur le vote en France.

Le premier problème récurrent à l'utilisation des données du PIB à prix constants tient aux changements de base de la Comptabilité Nationale. La base est l'année de référence pour le calcul des grandeurs macroéconomiques à prix constants. Par exemple, les comptes établis en base 1980 sont exprimés aux prix de l'année 1980[394]. Depuis la création des premières séries trimestrielles, de nombreuses bases se sont succédé. Le tableau 35 présente les six dernières[395].

TABLEAU 35

Les bases de la comptabilité nationale trimestrielle

Année de référence	Période couverte
1956	1946 - 1962
1963	1958 - 1974
1971	1963 - 1985
1980	1970 - 1997
1995	1978 - 2003
2000	A partir de 2004

Le changement de base entraîne des modifications très importantes dans les valeurs des séries comme le montre l'exemple du tableau 36.

[394] A noter toutefois que la base 1962 présente des données en "francs 1963" et que la base 1971 présente des données en "francs 1970".

[395] Ici et pour ce qui suit, les références bibliographiques pour les différentes bases ont été regroupées en annexe (annexe 5).

TABLEAU 36

Le premier trimestre 1979 selon différentes bases

Base	Valeur (en millions de francs de l'année de base)
1971	273015
1980	682148
1995	142324

Ces différences sont bien entendu moins sensibles lorsqu'on examine les données en taux de croissance (par rapport au trimestre précédant dans notre exemple) et non plus en niveau mais elles demeurent :

TABLEAU 37

Le premier trimestre 1979 selon différentes bases

Base	Taux de croissance (en %)
1971	0,51
1980	0,95
1995	0,58

Un deuxième problème est celui de l'étalonnage-calage. L'étalonnage et le calage sont deux étapes techniques permettant de passer des comptes nationaux annuels aux comptes nationaux trimestriels. En effet, les comptes trimestriels sont déduits des comptes annuels, les données trimestrielles étant une fonction de l'information trimestrielle (par exemple le nombre trimestriel d'immatriculation de voitures neuves pour estimer le volume annuel des achats de voitures neuves) et du partage en quatre de l'écart entre la valeur annuelle déduite de l'information trimestrielle et la vraie valeur annuelle. L'opération de mise en correspondance des agrégats annuels et des indicateurs conjoncturels est appelée "étalonnage" et l'opération de partage en quatre de l'écart résiduel est appelée "calage" (voir Laroque *et al.*, 1975, pour une présentation détaillée). Ces deux techniques reposent sur des estimations économétriques et l'ajout d'observations a pour effet de conduire à une modification des paramètres utilisés pour l'étalonnage et le calage. La conséquence est que, pour une même année de référence, on obtient des valeurs différentes des données passées. Le tableau 38 illustre ceci pour le premier trimestre 1979 exprimé en base 1980.

TABLEAU 38

Le premier trimestre 1979 selon la base 1980

Année de publication	Valeur (en millions de francs)
1987	682610
1988	682736
1989	683171
1990	683034
1991	683162
1992	680402
1993	682049
1994	682015
1995	682390
1996	682843
1997	682647
1998	682148

Comme précédemment, cela est atténué lors du calcul des taux de croissance :

TABLEAU 39

Le premier trimestre 1979 selon la base 1980

Année de publication	Taux de croissance (en %)
1987	0,78
1988	0,88
1989	0,94
1990	1,00
1991	0,90
1992	0,30
1993	0,83
1994	0,77
1995	0,75
1996	0,81
1997	0,78
1998	0,95

On compte ainsi 1 publication pour la base 1956, 1 pour la base 1963, 4 pour la base 1971, 12 pour la base 1980, 1 pour la base 1995 et 1 pour 2000[396].

[396] L'augmentation du nombre de publications pour les bases 1971 et 1980 s'explique par le fait qu'entre 1985 et 1998, il y a eu une publication par an concernant les comptes nationaux trimestriels. Pour 1995 et 2000, nous comptons une seule publication mais il en existe en fait de nombreuses car les données de ces bases ont essentiellement été, et sont, diffusées *via* Internet par une base de données en ligne qui est fréquemment mise à jour.

TABLEAU 40

Nombre de bases disponibles pour les années d'élections

Année d'élections	Nombre de bases
1958	1
1962	2
1967	2
1968	2
1973	3
1978	2
1981	3
1986	3
1988	2
1993	2
1997	2

Compte tenu de ce qui vient d'être dit, nous devons adopter une règle concernant le choix des bases. En effet, le nombre de bases disponibles pour les années d'élections nous donne 3456 combinaisons possibles auxquelles on doit encore ajouter les différentes séries générées par le recalcul des paramètres d'étalonnage-calage ! Afin d'éviter le piège d'une modélisation *ad hoc* consistant à retenir les bases les plus favorables (*i.e.* celles donnant le R^2 ajusté le plus élevé)[397], deux logiques sont apparues : retenir la base la plus récente ou retenir la base la plus ancienne.

TABLEAU 41

Choix des bases pour les années d'élections

Année d'élections	Base selon la logique 1	Base selon la logique 2
1958	1956	1956
1962	1962	1956
1967	1971	1962
1968	1971	1962
1973	1980	1962
1978	1980	1971
1981	1995	1971
1986	1995	1971
1988	1995	1980
1993	1995	1980
1997	1995	1980
2002	1995	1995

Selon nous, la logique 2 est préférable car elle paraît plus "sincère". En effet, par exemple en 1981, les données diffusées dans les médias étaient exprimées en base 1971. C'est donc ces chiffres que les électeurs avaient en tête dans l'isoloir. La logique 2 évite donc un certain anachronisme qui verrait les électeurs voter selon des chiffres qui ne seront connus que plusieurs

[397] Nous précisons que le choix de fixer une valeur *ad hoc* pour la popularité en 1958 a été dicté par l'absence de donnée ce qui n'est pas le cas ici.

années plus tard. Cela aura son importance lorsque nous nous livrerons à des exercices de prévisions. Mais cela soulève une autre question : peut-on compiler des données de comptabilité nationales exprimées dans des bases différentes ? Cela ne semble pas très rigoureux au premier abord d'autant plus que le changement de base est souvent l'occasion d'introduire de nouveaux concepts[398]. Cependant, en faisant l'hypothèse que les électeurs se déterminent selon les résultats économiques diffusés dans les médias (entre autres), on peut penser que les changements de base importent peu[399].

Le tableau 42 donne les corrélations de plusieurs variables de PIB avec le vote[400].

TABLEAU 42

Corrélation entre le vote et la croissance du PIB	
PIB_FRt	0,41
PIB_FRt-1	0,70
PIB_FRt-2	0,85
PIB_FRt-3	0,85
PIB_FRt-4	0,67
PIB_FRt-PIB_FRt-1	-0,26
PIB_FRt-PIB_FRt-2	-0,26
PIB_FRt-PIB_FRt-3	-0,23
PIB_FRt-PIB_FRt-4	-0,13
PIB_FRt-1-PIB_FRt-2	0,03
PIB_FRt-1-PIB_FRt-3	0,03
PIB_FRt-1-PIB_FRt-4	0,13
PIB_FRt-2-PIB_FRt-3	0,02
PIB_FRt-2-PIB_FRt-4	0,16
PIB_FRt-3-PIB_FRt-4	0,20

Les corrélations les plus fortes sont obtenues avec les taux de croissance en niveau pour des retards compris entre deux et quatre trimestres avant les élections.

Enfin, terminons par évoquer deux théories liées aux variables économiques que nous avons vues dans le chapitre 2 : l'asymétrie des jugements et la théorie partisane de vote. Selon la première, les gouvernants sont plus punis pour de mauvaises performances économiques qu'ils ne sont récompensés en cas de bon bilan économique. Le test traditionnel consiste à introduire les variables macroéconomiques que si elles sont, selon les variables considérées, inférieures ou supérieures à un certain seuil. La difficulté avec ce test est précisément la définition du seuil

398 Par exemple, dans les Comptes Nationaux en base 1956 et en base 1962, on parle de "Production Intérieure Brute" et non pas de "Produit Intérieur Brut", concept qui apparaît lors du passage à la base 1971.

399 Pour être tout à fait complet, notons qu'avant 1975 et malgré quelques travaux dans les années 1960, il n'y avait pas de véritable Comptabilité Nationale trimestrielle (les chiffres des bases 1956 et 1962 sont des données rétropolées). Les électeurs ne pouvaient donc pas s'appuyer sur des taux de croissance trimestriels publiés dans les journaux pour évaluer le bilan du gouvernement. Nous avons donc considéré que les taux de croissance trimestriels constituaient des approximations de la perception de la situation économique par les électeurs. C'est un peu comme s'ils se déterminaient selon des taux de croissance trimestriels sans en avoir conscience.

400 Pour chaque base, les données retenues sont les dernières données publiées.

pertinent et, pour cette raison, nous avons choisi de ne pas tester cette théorie. La seconde est celle du vote partisan. Les gouvernants ne seraient pas récompensés ou punis de manière identique selon qu'ils seraient de gauche ou de droite. Comme nous l'avons vu, les effets théoriques attendus sont flous : par exemple, une majorité de gauche pourra être sanctionnée en période de fort chômage parce qu'elle n'a pas répondu aux attentes de ses électeurs ou au contraire être récompensée (*i.e.* recevoir un supplément de vote) parce qu'elle reste malgré tout perçue comme la plus à même à lutter contre. Afin de vérifier si de tels effets existent, nous avons introduit les variables économiques multipliées par une variable indicatrice notée PART qui vaut 1 lorsque la majorité sortante est de gauche et 0 sinon.

1.4.1.2.2 Les facteurs institutionnels

Nous étudierons successivement la cohabitation et l'impact d'une modification de la règle électorale.

1.4.1.2.2.1 La cohabitation

Un des traits particuliers du système politique français est la possibilité de cohabitation. C'est une situation dans laquelle le Premier ministre et le Président de la République n'appartiennent pas au même bord politique ou de manière plus formelle, lorsqu'il y a non concordance entre majorité parlementaire et majorité présidentielle[401]. Nous avons déjà vu les conséquences supposées d'une telle caractéristique institutionnelle sur le vote (paragraphe 1.1.3, chapitre 2). Nous ne les reprendrons pas ici.

Depuis le début de la cinquième République, la France a connu trois périodes de cohabitation : 1986-1988, 1993-1995 et 1997-2002. Seuls deux scrutins législatifs sont donc concernés, ceux de 1988 et 2002. L'impact de la cohabitation sur le vote n'a, à notre connaissance, jamais fait l'objet au niveau agrégé d'une étude spécifique aux élections législatives. En effet, Lewis-Beck (1997b) étudie le cas des élections présidentielles (notamment celles de 1995) et Lewis-Beck et Nadeau (2000) et Bélanger et Lewis-Beck (2004) s'intéressent à un

[401] On néglige ici un autre type de cohabitations, purement techniques, dans lesquelles le Président *et* le Premier ministre sont du bord opposé à celui de la majorité parlementaire. Cela ne s'est produit qu'une seule fois, en 2002. Suite à la réélection de Jacques Chirac le 5 mai 2002, le Premier ministre en place Lionel Jospin a démissionné le 6 mai et il a été remplacé le même jour par Jean-Pierre Raffarin. Entre cette date et la victoire de la droite aux élections législatives le 16 juin, il y a donc eu un Président et un Premier ministre de droite et une majorité parlementaire de gauche. Dans les cas où une élection présidentielle voit l'élection d'un Président du bord politique opposé au Premier ministre en place (1981, 1988), l'Assemblée Nationale est dissoute. Il n'y a donc pas de cohabitation entre les élections présidentielles et les élections législatives qui les suivent immédiatement.

échantillon comprenant trois types d'élections : européennes, présidentielles et législatives. Sur la période 1967-1999, Lewis-Beck et Nadeau (2000) montrent que la cohabitation en interaction avec la croissance du PIB influence négativement le vote en faveur de la majorité sortante et concluent ainsi à une responsabilité diffuse en cas de cohabitation[402]. Bélanger et Lewis-Beck (2004) confirment ce résultat sur une période un peu élargie (1967-2002)[403]. Par ailleurs, un effet semblable est trouvé sur la période 1978-2002 lorsque la croissance du PIB est remplacée par des variables subjectives (voir plus loin).

Afin de tenir compte d'un possible effet de la cohabitation sur le vote, nous introduirons les variables économiques en interaction avec une variable indicatrice valant 1 en 1988 et en 2002 et 0 sinon (variable notée COH). En vertu de ce qui a été dit dans la première partie, le signe attendu sera négatif pour une variable comme la croissance du PIB ou positif pour des variables comme l'inflation ou le chômage. En effet, l'hypothèse est qu'en période de cohabitation, la responsabilité est diffuse et donc que le vote économique est atténué.

1.4.1.2.2.2 L'impact de la modification de la règle électorale

Les élections législatives de 1986 ont donné lieu à un phénomène unique sous la cinquième République : le déroulement du scrutin selon la règle de la proportionnelle à un tour. Cela a-t-il eu un impact sur le vote en faveur de la majorité sortante, c'est-à-dire la gauche ? On peut penser que le changement de mode scrutin a surtout joué sur les sièges et non sur les voix. En effet, Lancelot (1998, 89) indique : "avec un scrutin majoritaire, la répartition des voix aurait donné une majorité d'une bonne centaine de sièges à la droite modérée". Or, elle n'a obtenu que quarante sièges de plus que la gauche. Nous avons cependant tenu à vérifier cette absence supposée d'effet sur les voix obtenues par la gauche en introduisant une variable indicatrice notée PROP valant 1 en 1986 et 0 ailleurs. Le signe attendu est positif : le changement de mode de scrutin aurait favorisé la majorité sortante.

1.4.1.2.3 Les facteurs politiques

Nous aborderons le rôle joué par l'abstention, le vote lors des élections précédentes et la popularité.

---

402 On peut s'interroger sur d'éventuels problèmes de spécifications car mise à part la cohabitation, le vote ne dépend que de variables économiques. De même, l'échantillon présente un biais, les élections européennes de 1979 n'étant pas incluses (raison indéterminée).

403 A noter que cette variable croisée n'est pas significative sur la période 1978-2002. Par ailleurs, les remarques de la note de bas de page précédente s'appliquent aussi à cette étude.

1.4.1.2.3.1 L'abstention

L'abstention (ou son complément la participation) est une variable explicative du vote présente dans certains modèles utilisant des données mélangées (Fauvelle-Aymar *et al.*, 2000). Dans cette étude, la participation a un impact positif sur le vote à gauche, suggérant ainsi que les abstentionnistes et les électeurs de gauche partagent des caractéristiques communes[404].

On peut également penser que des électeurs mécontents de la majorité au pouvoir s'abstiennent plutôt que de voter contre (notamment, en cas de proximité partisane). Donc le vote pour la majorité sortante et l'abstention doivent être corrélés négativement. Cependant, cet effet peut être annulé si l'on considère qu'un très mauvais bilan de la majorité sortante amène aux urnes des personnes qui habituellement s'abstiennent (voir de nouveau Fauvelle-Aymar *et al.*, 2000).

Le tableau 43 donne pour chaque tour et pour l'ensemble des élections législatives de la cinquième République le coefficient de corrélation entre le taux d'abstention et le vote à gauche d'une part et le taux d'abstention et le vote en faveur de la majorité sortante d'autre part[405].

TABLEAU 43

L'abstention et le vote

	Corrélation avec le vote à gauche	Corrélation avec le vote pour la majorité sortante
Premier tour	-0,10	-0,66
Second tour	-0,17	-0,49

La corrélation avec le vote à gauche est très faible. En revanche, celle avec le vote en faveur de la majorité sortante est plus prononcée. Nous prendrons donc en compte dans notre modèle l'effet possible de l'abstention (variable notée ABS) tout en gardant en tête que si effectivement les individus mécontents s'abstiennent, les déterminants du vote et de l'abstention seront les mêmes (plus les conditions économiques sont mauvaises, plus les individus s'abstiennent). Il sera donc possible qu'une fois les déterminants du vote pris en compte, l'abstention ne soit plus pertinente.

[404] De manière générale, on observe que les abstentionnistes comme les électeurs de gauche sont plutôt jeunes, sont peu attachés à la religion catholique, ont niveau d'études plus faible, etc. (voir Mossuz-Lavau, 1997).

[405] Les chiffres de la gauche sont ceux de la gauche modérée et le vote en faveur de la majorité sortante est celui de la série VOT. La source du taux d'abstention est Lancelot (1998) pour les élections de 1958 à 1997 et www.robert-schuman.org pour 2002.

1.4.1.2.3.2 Le vote lors des élections précédentes

Dans de nombreuses études, les élections précédentes sont destinées à rendre compte du fait que le parti au pouvoir perd des voix d'une élection à l'autre. Autrement dit, il semblerait que "gouverner coûte des voix" (Nannestad et Paldam, 2002, 17). Nannestad et Paldam (2002) ont ainsi estimé la perte de voix entre deux élections à 2,25 % (sur 282 élections parlementaires dans 19 pays sur 50 ans). Trois grandes théories ont été avancées pour expliquer ce phénomène, notamment aux États-Unis où le parti du Président perd systématiquement des voix entre l'élection présidentielle et les élections aux Congrès de mi-mandat. Selon la première théorie, les élections joueraient un effet modérateur (Alesina et Rosenthal, 1989). Selon eux, les élections du Congrès américain de mi-mandat serviraient aux électeurs à atténuer le pouvoir donné au parti du Président lors des élections du Congrès précédentes[406]. Pour Calvert et Ferejohn (1983), il s'agit plutôt d'un "effet de sillage" : le pourcentage reçu au Congrès les années d'élections présidentielles est élevé car il profite d'un effet d'entraînement liés à ces mêmes élections présidentielles. Enfin, selon la théorie "surge and decline" (Campbell, 1960), les élections présidentielles mobilisent des électeurs flottants qui s'abstiennent lors des élections de mi-mandat. Les années d'élections présidentielles, le parti du Président reçoit les votes des électeurs engagés et ceux de ces électeurs flottants. Lors des élections de mi-mandat, il ne reçoit que les votes des électeurs engagés.

Le résultat des élections précédentes peut, selon nous, être utilisé différemment. Premièrement, si les élections précédentes sont suffisamment rapprochées des élections à expliquer, leur résultat peut retranscrire la "force électorale de court terme" de la majorité sortante. Le tableau 44 donne la majorité vainqueur pour les douze élections législatives de la cinquième République et les douze élections les ayant précédées immédiatement[407].

---

[406] Alesina et Rosenthal (1995) notent qu'en France, les élections présidentielles de 1965, 1969 et 1974 ont été suivies d'élections législatives modératrices. De même, les élections législatives de 1988, n'ont pas donné une aussi large majorité à la gauche que n'auraient pu le laisser penser les élections présidentielles organisées un mois auparavant. Cependant les élections législatives de 1981 et 2002, organisées dans la foulée d'élections présidentielles, en ont confirmé et conforté les résultats.

[407] Il a été choisi de ne pas prendre en compte les élections municipales, trop marquées par des considérations locales. Les élections municipales ont précédé les élections législatives à trois reprises : 1973, 1978 et 1997. Pour le sens de la majorité vainqueur des élections précédentes, la source est l'édition des quotidiens publiée le lendemain des différents scrutins.

TABLEAU 44

Elections législatives et élections précédentes

Elections législatives		Elections précédentes		
Année	Majorité vainqueur	Année	Type	Majorité vainqueur
1958	Droite	1958	Cantonales	Droite
1962	Droite	1961	Cantonales	Droite
1967	Droite	1965	Présidentielles	Droite
1968	Droite	1967	Cantonales	Droite
1973	Droite	1970	Cantonales	Droite
1978	Droite	1976	Cantonales	Droite
1981	Gauche	1981	Présidentielles	Gauche
1986	Droite	1985	Cantonales	Droite
1988	Gauche	1988	Présidentielles	Gauche
1993	Droite	1992	Cantonales	Droite
1997	Gauche	1995	Présidentielles	Droite
2002	Droite	2001	Cantonales	Droite

Lors de 11 élections sur 12, soit dans plus de 90 % des cas, les élections précédentes ont annoncé le sens de la majorité issue des élections législatives à venir[408]. On parle "d'effet de sillage"[409]. On trouve notamment le phénomène bien connu des élections législatives suivant immédiatement des élections présidentielles et qui obéissent à une "logique de ratification"[410] (1981, 1988, 2002).

Deuxièmement, le résultat des élections précédentes peut être interprété comme la transcription d'un vote à moyen / long terme si le laps de temps entre les élections précédentes et les élections à expliquer est plutôt long. Par exemple, là où ce laps de temps moyen était légèrement supérieur à un an dans le tableau 44, il est presque de trois ans si on prend en compte non plus le résultats des élections précédentes quel que soit leur type mais le résultats lors des élections législatives précédentes (tableau 45).

[408] Pour les élections cantonales de 1958 et 1961, le fait que la droite ait gagné les élections peut être sujet à débat compte tenu de la difficulté à classer les radicaux.
[409] Nous reprenons ici la traduction du terme anglo-saxon "coattail effect" proposée par Largier (1991, 168).
[410] Expression empruntée à Pascal Perrineau, chercheur au CEVIPOF. On peut également citer l'adage "la majorité va à la majorité".

TABLEAU 45

Elections législatives et élections législatives précédentes

Elections législatives		Elections législatives précédentes	
Année	Majorité vainqueur	Année	Majorité vainqueur
1958	Droite	1956	Gauche
1962	Droite	1958	Droite
1967	Droite	1962	Droite
1968	Droite	1967	Droite
1973	Droite	1968	Droite
1978	Droite	1973	Droite
1981	Gauche	1978	Droite
1986	Droite	1981	Gauche
1988	Gauche	1986	Droite
1993	Droite	1988	Gauche
1997	Gauche	1993	Droite
2002	Droite	1997	Gauche

Les élections législatives précédentes ont annoncé le sens de la future majorité dans 5 cas sur 12, soit dans environ 41 % des cas seulement[411]. Les élections précédentes ne représentent donc plus la force électorale de court terme mais plutôt une force électorale de moyen / long terme. Celle-ci peut être envisagée de deux manières. Si l'on ne regarde que le côté "sortant" de la majorité sortante, le résultat lors des élections précédentes peut être interprété comme une variable de stock, un pourcentage de vote allant systématiquement au sortant (sorte de "prime au sortant"). Si maintenant on ne regarde que le côté "majorité" de la majorité sortante, le résultat lors des élections précédentes reste une variable de stock non plus en faveur du sortant mais en faveur d'un parti, d'une sensibilité, gauche ou droite. Il peut être vu alors comme un réservoir de voix, un vote partisan[412]. Ce sont les fameux "standpatters" de Key (1966) vus dans le chapitre 2. Dans ce cas, le vote lors des élections précédentes n'est qu'une variable instrumentale, une proxy pour des facteurs influençant le vote sur le long terme. Ce sont les facteurs socio-démographiques dont nous avons parlé précédemment[413].

Pour notre modèle, à l'instar de Norpoth (1996a) pour les États-Unis, nous avons choisi de retenir une variable définie comme le vote reçu par la majorité sortante au second tour des

[411] L'information relative à 1958 est donnée à titre indicatif, les élections de 1956 ayant eu lieu, rappelons-le, sous la quatrième République.

[412] Cette interprétation est identique à celle de, entre autres, Palmer et Whitten (2002).

[413] Pour la France, on pourra se reporter à Lewis-Beck (1984), Lewis-Beck et Skalaban (1992), Lewis-Beck (1998) et Lewis-Beck et Chlarson (2002) pour des études économétriques sur données individuelles de l'impact des facteurs socio-démographiques sur le vote en France. On peut ajouter que, dans ce cadre-là, le vote lors des élections précédentes sert aussi de *proxy* pour l'identification partisane dont nous avons déjà parlé et pour laquelle nous n'avons malheureusement pas de données sur longue période en France. La prise en compte de l'attachement partisan est importante car les électeurs évaluent la performance du parti sortant plus positivement s'ils appartiennent à ce même parti (Pelika et Fowler, 2002). Il apparaît donc nécessaire de contrôler l'impact de l'économie par l'affiliation partisane.

élections législatives précédentes (variable notée PRE)[414]. Sur le modèle de Abramowitz *et al.* (1988), nous avons aussi retenu le vote moyen reçu par la majorité sortante au second tour des élections législatives précédentes (variable notée PRE_MOY). La moyenne porte sur une élection en 1962, deux élections en 1967, etc.

En ce qui concerne les données, la seule difficulté concerne les élections de 1958 car les élections législatives précédentes ont eu lieu en 1956, c'est-à-dire sous la quatrième République. Ce scrutin, sur un seul tour, a vu la victoire de la gauche avec 56,54 % des voix[415]. Lors du seul scrutin le plus proche des élections législatives de 1958, le référendum du 28 septembre 1958[416], le "oui" l'avait emporté avec 79,26 % en métropole. Plutôt que de retenir l'une ou l'autre de ces données, trop excessives dans un sens comme dans l'autre, nous ne présenterons les résultats obtenus avec PRE_MOY que sur un échantillon réduit (11 observations sans 1958 au lieu de douze avec).

Avant de clore ce paragraphe, il faut noter que les médias se font fréquemment l'écho de "vagues bleues" ou des "vagues roses" transnationales. Par exemple, à la fin des années 1990, treize états de l'Union Européenne sur quinze avaient un gouvernement "de gauche". Inversement, au début des années 2000, dans cette même Union Européenne, une vague a amené des partis conservateurs au pouvoir (Autriche en 1999, Italie en 2001, France, Pays-Bas et Portugal en 2002). Les élections nationales seraient donc influencées par l'opinion dominante internationale. Ainsi, les résultats électoraux dans un pays dépendraient des résultats électoraux dans les pays voisins et le vote lors d'élections étrangères récentes serait l'un des déterminants du vote en France. Host et Paldam (1990) rejettent cette hypothèse pour 17 pays sur la période 1948-1985. En conséquence, nous n'explorerons pas cette voie.

1.4.1.2.3.3 La popularité

La popularité politique est présente, nous l'avons vu, dans la plupart des modèles publiés depuis 1985. Parce que lors des élections législatives les électeurs jugent la politique du Premier ministre et de son gouvernement, nous avons choisi de retenir la popularité du Premier ministre. Plus précisément, nous avons choisi de retenir la popularité du Premier ministre exprimée comme le ratio "pourcentage de personnes se déclarant satisfaites du Premier ministre sur pourcentage de personnes se déclarant non satisfaites du Premier ministre" calculé à partir des sondages

[414] Précisons que, compte tenu de l'alternance des majorités, il ne s'agit pas d'une variable endogène retardée (VOT_{t-1}), ni d'une combinaison linéaire d'une variable endogène retardée. En particulier, PRE_t n'est pas égal à $100 - VOT_{t-1}$.

[415] Hors "divers". Le calcul a été effectué à partir de Chapsal (1984, 517).

[416] Le référendum concernait la promulgation de la nouvelle Constitution instituant la cinquième République.

d'opinion réalisés par l'IFOP et publiés dans *Le Journal du Dimanche* (variable notée POP). Le choix de l'IFOP tient à l'ancienneté de la série. En effet, des six instituts réalisant régulièrement des sondages de popularité[417], l'IFOP est le seul à avoir réalisé des sondages depuis le début de la cinquième République. Le choix d'un ratio plutôt que d'une popularité brute s'explique quant à lui par la volonté de donner une mesure relative de la popularité (voir le développement à ce sujet dans la partie consacrée à la modélisation de la popularité).

La variable de popularité possède l'avantage de prendre en compte des facteurs difficiles à appréhender quantitativement comme le style, le charisme ou la personnalité mais aussi la réaction à des prises de position sur des questions de société. Mais son principal avantage est également son principal inconvénient. En effet, de par son caractère "fourre tout", elle englobe aussi le jugement des sondés sur les résultats économiques du gouvernement. Cela peut poser des problèmes de multicolinéarité lorsque la popularité est entrée dans un modèle simultanément avec une ou plusieurs variables économiques. Nous devrons donc y être attentif.

La question qui se pose ensuite est quel est le retard pertinent pour la popularité. Deux réponses ont émergé. Selon la première, il faut retenir la popularité qui prévaut plusieurs mois avant le scrutin. Selon les auteurs qui défendent ce point de vue, cela permet d'obtenir une valeur "sincère" de la popularité, non affectée par les perturbations liées à la campagne électorale. En effet, un candidat qui a du charisme ou plaît physiquement six mois avant le scrutin doit avoir du charisme ou plaire autant un mois avant le scrutin. Or, les variations de popularité positives ou négatives consécutives à la campagne peuvent artificiellement accentuer ou gommer cet avantage[418]. Selon la seconde optique, la popularité pertinente est celle qui prévaut peu de temps avant le scrutin. Généralement, deux arguments sont avancés en faveur de ce choix. D'une part, cela permet de prendre en compte la campagne électorale (la personne menant la campagne pour la majorité sortante fait-elle une bonne campagne ?) et d'autre part, cela permet de prendre en compte le caractère indécis de l'électorat. En effet, retenir des variables définies six mois avant le scrutin revient à considérer que le choix des électeurs ne varie pas les six mois suivant. Or, il apparaît que les électeurs se décident généralement assez tard et que cette tendance s'accentue au cours du temps (voir les développements ultérieurs sur la campagne électorale). Afin de tenir compte de l'ensemble de ces possibilités, nous avons calculé les corrélations de diverses variables de popularité avec notre variable de vote. Le tableau 46 donne les résultats sur la période 1962-2002[419].

---

[417] IFOP, BVA, IPSOS, SOFRES, CSA et Louis-Harris.

[418] Il s'agit d'un exemple volontairement caricatural. Bien entendu, l'électeur français ne se décide pas sur le seul charisme des candidats.

[419] Trop peu de sondages de popularité avant les élections de 1958.

TABLEAU 46

Corrélation entre le vote et la popularité du Premier ministre

POP_t	0,81	POP_t-POP_{t-1}	0,15	POP_{t-1}-POP_{t-2}	0,30	POP_{t-2}-POP_{t-3}	0,76
POP_{t-1}	0,64	POP_t-POP_{t-2}	0,24	POP_{t-1}-POP_{t-3}	0,87		
POP_{t-2}	0,36	POP_t-POP_{t-3}	0,73				
POP_{t-3}	-0,20						

Les variables de popularité les plus corrélées avec le vote sont très différentes les unes des autres. Lorsqu'on regarde les deux corrélations les plus élevées, on s'aperçoit que la popularité le trimestre des élections (POP_t) est aussi pertinente que l'évolution de la popularité sur toute l'année précédant le scrutin ($POP_{t-1} - POP_{t-3}$). Nous avons donc choisi de ne conserver que ces deux variables pour la suite de notre étude.

Comme pour la variable du vote précédent, le dernier problème à régler est celui des élections législatives de 1958. Avant la nomination de Michel Debré le 9 janvier 1959, la France n'avait pas de Premier ministre. L'exécutif était unicéphale, seulement composé du Président de la République. Nous avons donc retenu la popularité du général de Gaulle. La valeur de POP_t est 4,46. Pour $POP_{t-1} - POP_{t-3}$, l'absence de sondage sur une période suffisamment longue avant le scrutin nous a contraint à fixer une valeur *ad hoc*. Cependant, comme nous ne voulions pas que la qualité globale des estimations soit trop fortement dépendante du choix pour cette valeur, nous avons appliqué la procédure suivante. Dans une première étape, l'équation de vote comprenant la variable $POP_{t-1} - POP_{t-3}$ sera estimée sur la période 1962-2002 donc sans la valeur *ad hoc*. Une fois le modèle sélectionné, et une fois seulement, la première observation sera ajoutée et l'on procèdera à des estimations avec diverses valeurs de $POP_{t-1} - POP_{t-3}$ pour finalement retenir celle qui maximisera le R^2 ajusté (*i.e.* celle qui offrira le plus fort pouvoir explicatif global).

1.4.1.2.4 Le contexte de l'élection

Nous examinerons successivement les dépenses de campagne, les scandales, la lassitude de l'électorat et le rôle de la campagne.

1.4.1.2.3.1 Les dépenses de campagne

Leur impact sur les votes ne fait aucun doute. Pour reprendre le mot de Dennis Mueller, "si l'argent ne servait pas à acheter des voix, pourquoi les candidats en dépenseraient-ils ?" (Mueller,

1989, 209). En France, les dépenses des partis politiques et des candidats ne sont publiées que depuis 1990, date de la création de la Commission Nationale des Comptes de Campagne. Avant, on ne possède que "les sommes déclarées par les candidats" et ce, apparemment uniquement pour les présidentielles de 1988[420]. Comme il est impossible de réunir des données sur l'ensemble de la cinquième République, les dépenses de campagnes ne seront pas incluses dans notre modèle[421].

1.4.1.2.3.2 Les scandales

On peut légitimement penser que les scandales influencent le vote et notamment le vote en faveur de la majorité au pouvoir. Lafay et Servais (2000) ont montré que c'était le cas pour le vote lors des élections municipales de 1995 pour 92 villes. La variable de scandale était une variable indicatrice qui valait 1 si l'équipe sortante avait été touchée par un scandale dans la période précédant le scrutin et 0 sinon. Une telle variable n'est malheureusement pas utilisable dans le cas de notre étude sur données agrégées car, sur un échantillon de douze observations, il serait sans doute difficile de distinguer avec précision ce que prendrait en compte cette variable. Une autre solution serait de construire un indice de scandales comme l'ont fait Lafay et Servais (2000) pour expliquer l'évolution de la popularité. Les auteurs ont construit un indice mensuel à partir des archives du journal *Le Monde* numérisées depuis 1987. En faisant une recherche par mots clés (comme "scandales politiques" par exemple), la base renvoie le nombre et la taille des articles comportant ces mots clés. Il est alors facile de sommer le nombre de lignes mensuel consacrées à un thème. Notre étude couvrant une période plus vaste, la construction d'un tel indice n'était pas réalisable. En effet, l'absence d'archives numérisées avant 1987 nous aurait obligé à dépouiller plus de 10000 journaux en version papier pour avoir un indice en continu ! En se limitant aux douze mois précédents les élections, ce chiffre tombe à 2555 mais cela reste extrêmement fastidieux. Une solution serait d'utiliser des numéros d'hebdomadaires hors-série décrivant les principaux scandales mais ceux-ci ne couvrent pas la totalité de notre période d'étude[422] et peuvent être sujet à des biais partisans. A ce problème de construction d'indice se greffe un problème de fiabilité lié au fait que de nombreuses affaires ont été étouffées. A cause de ces difficultés, les scandales ne seront pas retenus comme déterminant du vote.

---

[420] Publication au *Journal Officiel* du 16 juillet 1988.
[421] L'estimation d'une "fonction de production de votes" dans laquelle le vote serait déterminé par les dépenses électorales a fait l'objet, à notre connaissance, de très peu d'études dans le cas français. On pourra se reporter à, entre autres, Palda et Palda (1998), François (2003) et Foucault et François (2005).
[422] Voir notamment "Les affaires de la Ve", *les cahiers de l'Express*, n°10, 1991.

1.4.1.2.3.3 La lassitude de l'électorat

En ce qui concerne la lassitude de l'électorat, il y a là des évidences historiques notamment pour les élections présidentielles comme en 1981 ("la droite, ça suffit") ou en 1995 ("la gauche, ça suffit"). Ceci est cependant beaucoup moins net concernant les élections législatives puisque la France connaît depuis près de vingt-cinq ans une alternance systématique, les majorités sortantes ayant été défaites lors des six dernières élections législatives.

Par ailleurs, entre 1958 et 1981, soit lors de cinq scrutins, la majorité sortante a été continuement reconduite suggérant ainsi que la lassitude, si elle existe, ne s'est manifestée qu'au bout d'un nombre de législatures élevé.

Il apparaît donc impossible de définir une "variable de lassitude"[423], ce qui nous a conduit à ne pas prendre en compte la lassitude de l'électorat dans notre modèle.

1.4.1.2.3.4 Le rôle de la campagne

La campagne est spécifique à chaque élection car les candidats et surtout les enjeux sont différents d'une élection à l'autre. Les travaux de Michael Alvarez publiés à partir du milieu des années 1990 vont dans ce sens[424]. La campagne permet de révéler la position des candidats sur les questions de société (les fameuses "issues") mais les questions de société pertinentes changent d'une élection à l'autre. Ainsi, dans le cas des élections présidentielles américaines, alors que le déficit ou la limite du nombre de mandats étaient des éléments importants du débat en 1992, ils ne l'étaient plus en 1996. De même, la réduction des impôts ou l'environnement ont été au centre des débats en 1996 alors qu'ils ne l'étaient pas lors des élections précédentes. En France, les exemples d'enjeux ponctuels ne manquent pas non plus : tensions en Nouvelle-Calédonie, vote des étrangers aux élections locales et otages français au Liban lors des élections présidentielles de 1988, insécurité lors des élections présidentielles de 2002, etc. Au-delà de ce constat, que ressort-il des études sur l'impact de la campagne électorale sur le résultat des élections ?

Les travaux pionniers de Lazarsfeld *et al.* (1944) ont montré que seuls 14 % des sondés ont changé leur intention de vote durant la campagne. Cette dernière ne joue donc qu'à la marge ; c'est la conception "minimaliste" de la campagne. Pour ces auteurs, la campagne joue peu car le poids de l'identification partisane est très fort. Comme nous l'avons déjà mentionné, on peut également penser que l'identification partisane sert de raccourci cognitif aux électeurs pour se

[423] Une variable indicatrice qui vaut 1 lorsque la majorité est reconduite pour un second mandat et 0 sinon.
[424] Voir Alvarez (1997) et Alvarez et Nagler (1995, 1998a) pour les États-Unis, Alvarez et Nagler (1998b, 2000) et Alvarez, Nagler et Bowler (2000) pour la Grande-Bretagne et Alvarez, Nagler et Willette (2000) pour le Canada.

positionner sur les enjeux de la campagne tels que la criminalité, la pollution, l'avortement, la laïcité, l'immigration, le terrorisme ou l'énergie nucléaire. Si on part de ce principe, alors on peut également penser que ces positionnements sont partiellement et indirectement pris en compte dans les sondages de popularité puisque l'identification partisane joue un rôle dans les réponses des sondés.

Par ailleurs, Holbrook (1996) montre qu'aux États-Unis, ce sont seulement certains événements de la campagne qui sont pertinents, à savoir les conventions et les débats télévisés[425]. Les autres événements tels que les meetings n'affectent pas ou peu la popularité des candidats[426].

En dehors de ces études, il convient de noter que la plupart sinon tous les modèles de prévision négligent la campagne électorale. L'argument généralement avancé est que les électeurs se décident majoritairement bien avant le jour des élections et en fait avant le début de la campagne électorale. Ainsi, on estime qu'aux États-Unis, entre 1952 et 1988, environ deux tiers des américains étaient décidés sur leur vote dès la fin des conventions, c'est-à-dire environ trois à quatre mois avant le scrutin (Finkel, 1993, Holbrook, 1994). Cette constatation a conduit la plupart des modélisateurs à retenir des variables économiques et politiques définies plusieurs mois avant les élections (voir entre autres exemples, Lewis-Beck et Rice, 1992). Un autre argument avancé est que les modèles prédisent bien sans tenir compte de la campagne électorale suggérant ainsi que sa prise en compte n'améliorerait qu'à la marge la qualité des prévisions. Une autre explication nous semble intéressante : les équations de vote prennent en compte la campagne électorale de manière implicite au travers des variables économiques. En effet, selon certaines études, la campagne électorale apporte aux électeurs des informations essentiellement sur la situation économique (Markus, 1988, Gelman et King, 1993, Stevenson et Vavreck, 2000). Le sortant met en avant son bilan alors que l'opposition le critique. De plus, si l'opinion varie pendant la campagne, c'est que d'une part la situation économique évolue et d'autre part que la révélation du bilan (aussi bien des points positifs que les points négatifs) se fait de manière échelonnée durant la campagne. Paldam et Nannestad (2000) montrent ainsi que la connaissance économique augmente au moment des élections. Par exemple, en août 1990, les trois quarts des sondés pensaient que la balance des paiements danoise était déficitaire alors qu'elle était en équilibre. Après les élections de février 1991, deux tiers des sondés pensaient qu'il y avait un surplus, ce qui était effectivement le cas (Paldam et Nannestad, 2000, 379). Donc la campagne a joué un rôle de révélateur et le gouvernement au pouvoir a dû insister en présentant son bilan sur la bonne santé retrouvée de la balance des paiements.

[425] On notera qu'en France, il n'y a pas de conventions et qu'il n'y a, pour les élections présidentielles, qu'un seul débat télévisé (quand il a lieu) contre trois aux États-Unis.
[426] Sur les trois élections étudiées, 1984, 1988 et 1992, la variable des événements de campagne n'est significative qu'en 1988.

Tous ces arguments s'appliquent-ils au cas français ? Une étude détaillée de la campagne électorale dépasse de beaucoup le cadre du présent travail et nous nous bornerons à donner quelques faits stylisés.

Tout d'abord, contrairement aux électeurs américains, les électeurs français semblent se décider très tard quant à leur vote. Par exemple, lors des élections présidentielles de 2002, une semaine avant le premier tour, 32 % des personnes interrogées déclaraient pouvoir changer d'avis[427]. De même, dix jours à peine avant le premier tour des élections législatives de 2002, 38 % des sondés disaient pouvoir encore changer d'avis[428]. Il y a deux interprétations possibles à ces chiffres quant au rôle joué par la campagne. D'un côté, la campagne joue puisque les électeurs ne se décident pas avant. D'un autre côté, elle ne joue pas puisque les indécis sont très nombreux. Cela nous amène à examiner l'évolution du pourcentage des indécis au cours de la campagne, pourcentage que nous avons approximé par le pourcentage de "ne se prononce pas" dans les sondages d'intention de vote[429]. Si la campagne ne joue pas, on doit observer autant d'indécis avant qu'après la campagne. Pour vérifier cela, nous avons regardé les sondages d'intentions de vote réalisés par BVA, seul institut à en réaliser en continu (donc avant la campagne). Nous nous sommes concentré sur les trois dernières élections législatives.

TABLEAU 47

Evolution du pourcentage de "ne se prononce pas" pendant la campagne

Nombre de jours avant le scrutin	Pourcentage de "ne se prononce pas"		
	1993	1997	2002
150	12,5	31,0	15,0
120	11,0	23,0	9,0
60	9,0	21,0	9,0
10	10,0	12,0	15,0

Il n'y a pas de profil type. Par conséquent, le rôle joué par la campagne reste flou. Enfin, on peut penser que si la campagne ne joue pas, les sondages d'intentions de vote avant la campagne doivent être de bons indicateurs du résultat des élections. Le tableau 48 donne les résultats et le pourcentage prévu en faveur de la majorité sortante au premier tour deux mois, quatre mois et cinq mois avant le scrutin pour les élections législatives de 1993 et 1997[430].

427 Selon un sondage BVA réalisé du 10 au 13 avril 2002. Ce chiffre est confirmé par l'enquête CEVIPOF qui avançait un pourcentage d'indécis d'environ 25 % parmi les personnes sondées entre le 8 et le 20 avril (Cautrès et Mayer, 2004, 26).

428 Selon un sondage IFOP réalisé les 30 et 31 mai 2002.

429 Il faut garder à l'esprit que même si ce pourcentage varie, ce ne sont pas forcément les mêmes personnes qui sont concernées.

430 Les élections législatives de 2002 ont été écartées car les sondages d'intentions de vote réalisés avant les élections présidentielles donnaient la gauche largement vainqueur et ce, contrairement au seul sondage BVA réalisé après les élections présidentielles. On ne peut pas penser que ce retournement soit dû à un quelconque effet de la campagne

TABLEAU 48

Evolution des intentions de vote pendant la campagne

Nombre de jours avant le scrutin	Intentions de vote pour la majorité sortante	
	1993	1997
150	44,5	30,0
120	46,0	51,0
60	44,5	48,5
Résultat	42,1	51,5

Les sondages d'intentions de vote de l'institut BVA apparaissent comme de bons prédicteurs pour le premier tour des élections législatives de 1993 mais pas pour celui des élections législatives de 1997.

Il ne ressort donc rien de très précis de l'influence de la campagne électorale sur le résultat des élections. La campagne apparaît comme un facteur idiosyncrasique, spécifique à chaque élection. Elle ne peut donc être modélisée que par un terme aléatoire (Kiewiet, 1983)[431]. C'est l'option que nous avons retenue.

Maintenant, compte tenu de ce que nous avons dit sur les enjeux ponctuels et la campagne électorale, on peut se demander si l'économie ne rentre pas dans ce cadre-là, si l'économie ne serait pas, au final, un enjeu comme un autre. Nous pensons que non. L'économie se différencie des autres enjeux électoraux par la place qu'elle occupe : l'économie est, à des niveaux variables, présente dans toutes les campagnes électorales alors que les autres enjeux varient d'une élection à l'autre. L'économie est toujours l'un des thèmes centraux du débat politique. Les élections présidentielles de 2002 ont bien mis cela en évidence. Par exemple, alors qu'il a été huit fois moins médiatisé que l'insécurité (Perrineau et Ysmal, 2003, 42), le chômage est resté l'enjeu le plus important pour 33,4 % des Français selon le sondage du Panel CEVIPOF. La délinquance (et non l'insécurité) arrivait en deuxième position avec 19,8 % (Cautrès et Mayer, 2004, 28)[432].

des élections législatives mais qu'il a plutôt pour origine les résultats de l'élection présidentielle. Les pourcentages de la majorité sortante incluent l'extrême-gauche en 1993 et l'extrême-droite en 1997.

[431] Le terme aléatoire n'est donc pas seulement le "symbole stochastique de l'ignorance résiduelle de l'économètre" selon le mot de Johnston (1985, 73).

[432] Ces chiffres contredisent ceux des sondages SOFRES qui plaçaient dès avril 2001, l'insécurité devant le chômage comme priorité souhaitée pour le gouvernement. De toutes façons, première ou deuxième priorité, ce qui importe, c'est que le chômage soit toujours parmi les priorités les plus fortes.

1.4.2 Les estimations

Avant de procéder à une quelconque estimation, il semble opportun de s'interroger sur la pertinence de procéder à des tests économétriques sur un échantillon de si petite taille (une douzaine d'observations) et de discuter du nombre de degrés de liberté. En effet, on considère généralement que le travail de l'économètre est de traiter une grande quantité d'informations pour en faire ressortir l'essentiel. Le problème dans le cas des équations de vote, c'est qu'il n'y a pas une grande quantité d'informations au départ. Pourtant comme le note Boyer *et al.* (1974, 30) dans leur présentation du modèle STAR, "il suffit d'un très petit nombre d'observations pour poser des problèmes très significatifs". Plusieurs autres arguments viennent défendre une économétrie pratiquée sur des échantillons de taille réduite.

Tout d'abord, on peut remarquer que des régressions sur des échantillons de très petite taille (disons moins de 20 observations) se retrouvent aussi bien dans des manuels de référence (Greene, 2002) que dans des articles classiques de la science économique (Lucas, 1973).

Ensuite, dans le même esprit, signalons qu'un nombre de degrés de liberté très faible n'est pas rare dans les équations de vote agrégées. Ainsi, Fox et Phillips (2003) introduisent onze variables explicatives dans leur équation de vote estimée pour quatorze observations.

Enfin, s'il est vrai que "pour l'économètre on ne vote pas assez souvent" (Lafay, 1995b, 3), il faut toutefois préciser que lorsque le nombre de degrés de liberté est réduit, les exigences en termes de significativité augmentent en conséquence. Par exemple, alors qu'une statistique de Student supérieure à 1,96[433] est nécessaire pour rejeter à 5 % l'hypothèse nulle d'un coefficient égal à zéro dans le cas d'un grand échantillon, la valeur de la statistique requise pour un échantillon à dix observations devra être supérieure à 2,23 pour aboutir à la même conclusion. On peut d'ailleurs remarquer à ce propos que la table de Student commence à 1 degré de liberté…

Le tableau 49 donne les résultats du test de racine unitaire pour les principales variables[434]. Ces chiffres sont donnés à titre indicatif car il est connu que les tests de racines unitaires sont peu puissants lorsqu'ils sont exécutés sur des petits échantillons (Salanié, 1999). En effet, ils présentent un fort risque de seconde espèce : ils ont tendance à rejeter à tort l'hypothèse alternative de stationnarité.

[433] En valeur absolue.

[434] Selon les variables, l'échantillon est composé de 10 à 12 observations. Dans tous les cas, le paramètre de troncature est égal à 2. Les valeurs critiques à 5 % pour l'échantillon le plus grand sont de -3,93, -3,18 et -1,98.

TABLEAU 49

Test de stationnarité

Variable	Etape 1		Etape 2		Etape 3	Conclusion
	Tendance	Stat. de PP	Dérive	Stat. de PP	Stat. de PP	
VOT	-1,95*	-2,60	1,54	-1,55	-1,13	non stationnaire
POPt	-1,39	-10,92***	5,27***	-9,64***	-	stationnaire
POPt-1-POPt-3	-1,99*	-3,33	-0,32	-2,52	-2,69**	stationnaire
CHOt	0,47	-0,93	1,81	-1,26	0,32	non stationnaire
PIB_FRt-1	-2,53**	-3,89*	-	-	-	non stationnaire
PIB_FRt-2	-2,25*	-2,60	0,82	-1,19	-1,06	non stationnaire
PIB_FRt-3	-1,01	-1,67	0,78	-1,26	-1,09	non stationnaire
PIB_FRt-4	-1,66	-2,40	1,21	-1,65	-1,03	non stationnaire
ABS	1,88*	-1,42	1,02	-0,72	1,07	non stationnaire
PRE	-1,38	-4,89**	3,68***	-3,80**	-	stationnaire
PRE_MOY	-3,78***	-4,61**	-	-	-	stationnaire
SUB_ER	-1,30	-2,72	-1,76	-2,31	-1,26	non stationnaire
SUB_EP	-2,10*	-4,66**	1,08	-2,30	-2,08**	stationnaire
SUB_SR	-1,13	-1,84	-1,90*	-1,96	-0,53	non stationnaire
SUB_SP	-1,44	-3,28	-2,20*	-2,71	-1,17	non stationnaire

Le tableau 50 donne le résultat des estimations.

TABLEAU 50

Equation de vote (1958-2002)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	45,16***	45,19***	49,56***	45,11***	34,32***	27,91**
	(120,99)	(99,81)	(28,58)	(97,16)	(4,87)	(3,25)
POP_{t-1}-POP_{t-3}	8,67***	8,81***	8,64***	8,79***	9,12***	6,99**
	(12,75)	(10,96)	(13,82)	(11,40)	(4,13)	(3,00)
PIB_FR_{t-1}	1,34***	1,20***	1,08***	1,21***	1,11**	1,11**
	(5,96)	(3,91)	(3,81)	(3,80)	(2,54)	(3,12)
PIB_FR_{t-1}xCOH	-1,09***	-	-	-	-	-
	(5,56)					
PIB_FR_{t-1}xPART	-	-0,64	-	-	-	-
		(1,43)				
ABS	-	-	-0,16**	-	-	-
			(2,31)			
PROP	-	-	-	-1,24	-	-
				(1,39)		
PRE	-	-	-	-	0,21	-
					(1,48)	
PRE_MOY	-	-	-	-	-	0,33*
						(2,13)
N	12	12	12	12	11	11
R² ajusté	0,93	0,87	0,90	0,87	0,87	0,87
Q	0,59	0,33	0,27	0,34	0,22	0,37
Q²	0,38	0,17	0,18	0,17	0,80	0,16
JB	0,74	0,66	0,63	0,71	0,61	0,88
SER	1,74	2,37	2,11	2,39	2,37	2,32

Nous avons retenu comme spécification de base la relation avec la croissance du PIB le trimestre précédant les élections et la variation de popularité sur deux trimestres décalée de un trimestre par rapport au trimestre des élections. Des résultats très similaires étaient obtenus avec les autres variables de PIB. Pour pouvoir estimer les relations sur l'ensemble de l'échantillon, nous avons fixé une valeur *ad hoc* pour la variable de popularité lors des élections de 1958 selon qu'elle maximisait le R^2 ajusté. La valeur finalement retenue est de 1,20 soit une forte augmentation de la popularité dans les trimestres précédant les élections, ce qui est cohérent avec la popularité de l'exécutif observée à l'époque[435]. Conformément à ce que nous avons dit précédemment, l'échantillon a été cependant réduit pour permettre les estimations avec certaines variables dont on ne possédait pas la valeur pour 1958.

En dehors de cette spécification de base, seule la cohabitation (colonne 1) et l'abstention (colonne 3) jouent un rôle supplémentaire dans l'explication du vote[436].

L'influence de la cohabitation va dans le sens prédit par la théorie : en période de cohabitation, l'impact du bilan économique sur le vote est réduit d'environ 80 %. 1 point de croissance du PIB en glissement le trimestre avant les élections rapporte à la majorité sortante 1,3 point de vote lors des élections se situant à la fin d'une période sans cohabitation et 0,3 point de vote lors des élections se situant à la fin d'une période de cohabitation. La variable de popularité est plus difficile à interpréter. Une variation de +0,1 point entre la popularité trois trimestres avant les élections et la popularité un trimestre avant les élections apporte environ 0,9 point de vote supplémentaire à la majorité sortante. La popularité étant exprimée en ratio "satisfaits sur mécontents", une variation de +0,1 point équivaut, par exemple, à 4 points de satisfaits en plus pour un ratio trois trimestres avant les élections égal à 1 et un pourcentage de mécontents supposé constant à 40 %.

En ce qui concerne l'abstention, le signe est négatif. Une interprétation possible est que les individus qui soutenaient la majorité sortante préfèrent s'abstenir en cas de mauvais bilan de celle-ci.

Jusqu'à présent, nous avons laissé de côté les variables subjectives car, devant être substituées à notre variable de PIB, elles remettaient en cause notre spécification de base. Les résultats obtenus sont consignés dans le tableau 51.

---

[435] L'indice de popularité de C. de Gaulle est passé de 3,33 en septembre 1958 à 18,25 en novembre 1958, juste après les élections législatives.

[436] Pour la variable PART, ces conclusions ne sont guères surprenantes car la théorie partisane du vote s'exprime surtout dans le cadre d'un arbitrage inflation-chômage. Pour la croissance du PIB, les électeurs de gauche comme de droite veulent la même chose : une croissance plus forte (les anglo-saxons parlent de "valence issue" pour caractériser de telles variables). On ne voit donc pas pourquoi une majorité serait plus punie ou plus récompensée qu'une autre.

TABLEAU 51

Equation de vote : impact des variables subjectives

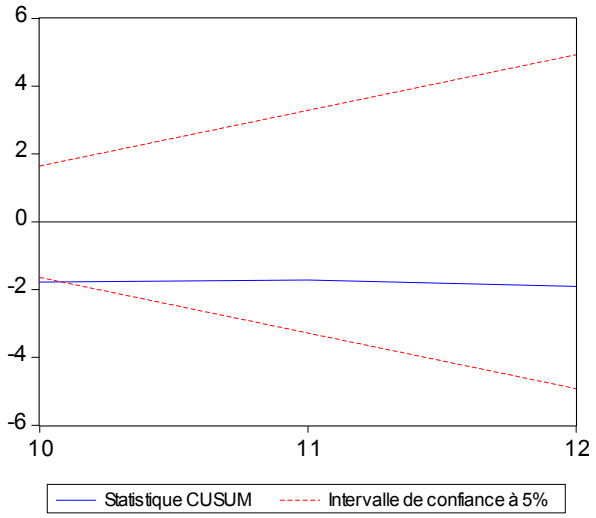
	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	50,08***	47,58***	55,72***	50,46***
	(54,76)	(31,80)	(74,68)	(80,09)
POP_{t-1}-POP_{t-3}	14,93***	14,15***	11,70***	12,82**
	(4,35)	(5,14)	(4,30)	(2,98)
ER	0,14	-	-	-
	(1,62)			
EP	-	0,22***	-	-
		(3,55)		
SR	-	-	0,09***	-
			(3,96)	
SP	-	-	-	0,08
				(1,69)
N	10	10	10	10
R² ajusté	0,70	0,74	0,76	0,71
Q	0,95	0,91	0,96	0,98
Q²	0,87	0,97	0,97	0,98
JB	0,37	0,09	0,09	0,06
SER	3,55	3,26	3,14	3,41

Les variables subjectives ont un impact limité par rapport aux variables objectives et notamment par rapport à la croissance du PIB. Contrairement aux études mentionnées précédemment, la variable sociotropique-prospective (SP) ne domine pas les autres. Elle n'est même pas significative. Pour les autres, aucun comportement net ne semble émerger : les deux variables égotropiques (ER et EP) ne dominent pas les deux variables sociotropique (ou inversement) et les deux variables rétrospectives (ER et SR) ne dominent pas les deux variables prospectives (ou inversement).

Pour la suite, nous retiendrons la relation 1 qui est la meilleure en termes de pouvoir explicatif[437]. Vérifions à présent la robustesse de cette relation. Les statistiques présentées à la suite de l'estimation ne révèlent rien de particulier. Intéressons-nous maintenant à la stabilité des coefficients estimés. Avec un échantillon de si petite taille, on comprend aisément que cette question soit sensible. Le test de Brown-Durbin-Evans, présenté dans le chapitre précédent, aboutit au graphique 24.

[437] Les données utilisées pour l'estimation de cette relation sont présentées à l'annexe 6.

GRAPHIQUE 24



La statistique CUSUM ne sort jamais de l'intervalle de confiance. Notre équation est donc stable.

Le deuxième point que nous voulons aborder concernant la robustesse est la multicolinéarité possible entre variables explicatives. Le tableau 52 donne les résultats du test des régressions auxiliaires.

TABLEAU 52

Détection de la multicolinéarité

Variable dépendante	R^2	Statistique de Fisher
POP_{t-1}-POP_{t-3}	0,11	0,58
PIB_FR_{t-1}	0,15	0,77
PIB_FR_{t-1}xCOH	0,04	0,21

La valeur critique donnée par la table pour douze observations et deux régresseurs (constante exclue) est de 4,26. On accepte donc l'hypothèse nulle pour les trois régressions auxiliaires ; il n'y a pas de multicolinéarité.

1.4.3 Les simulations

Intéressons-nous d'abord à la simulation historique. Le tableau 53 donne pour chaque élection la valeur prédite, la valeur réalisée et l'erreur ainsi que la MAE et la RMSE pour l'ensemble de l'échantillon.

TABLEAU 53

Simulation historique du vote (1958-2002)

Election	Valeur prédite	Valeur réalisée	Erreur
1958	56,95	56,94	-0,01
1962	58,14	55,22	-2,92
1967	53,63	53,53	-0,10
1968	54,77	58,05	3,28
1973	53,74	53,81	0,07
1978	49,36	50,37	1,01
1981	42,16	43,15	0,99
1986	45,33	43,74	-1,59
1988	46,78	46,80	0,02
1993	36,75	36,07	-0,68
1997	46,05	46,10	0,05
2002	45,44	45,34	-0,10
	MAE		0,90
	RMSE		1,42

On constate une très bonne tenue du modèle notamment depuis le milieu des années 1980. La MAE est d'environ 1 point sur l'ensemble de l'échantillon et de 0,2 point environ sur les quatre dernières élections.

Tournons-nous maintenant vers les prévisions *ex post* statiques. Notre échantillon de taille modeste ne nous permet guère de remonter très loin dans le temps pour calculer de telles prévisions. Par ailleurs, la variable de cohabitation n'est définie que depuis la première cohabitation, c'est-à-dire 1988. Pour ces deux raisons, nous avons choisi de présenter des prévisions *ex post* statiques pour les élections de 1993, 1997 et 2002 (tableau 54).

TABLEAU 54

Prévisions *ex post* statiques du vote (1993-2002)

Election	Valeur prédite	Valeur réalisée	Erreur
1993	37,61	36,07	-1,54
1997	46,06	46,10	0,04
2002	45,46	45,34	-0,12
	MAE		0,57
	RMSE		0,89

Les prévisions *ex post* statiques sont plus que correctes[438]. Notamment, la lourde défaite de la gauche lors des élections de 1993 est bien prédite[439].

[438] Comme nous l'avons mentionné précédemment, les données de PIB sont, pour chaque base, les dernières données publiées. Ces publications sont intervenues pour la plupart *après* les élections à prévoir. Si on prend, pour faire nos prévisions, les dernières données publiées *avant* les élections (extraites de la revue de l'INSEE *Note de conjoncture*), on obtient des statistiques un peu différentes : 1,85 pour la MAE et 2,34 pour la RMSE principalement à

Au début des années 1990, Nathaniel Beck a été le premier à attirer l'attention des modélisateurs politico-économiques sur l'incertitude entourant leurs prévisions. Il rappelle qu'une prévision est en fait le centre d'un intervalle de confiance qui peut s'avérer très large, parfois si large que la prévision peut perdre toute signification (Beck 1992a,b). A la suite de cette critique, plusieurs études ont présenté des intervalles de confiance associés à des prévisions (Greene, 1993, Beck, 2000). Cette méthode a cependant vite été abandonnée car des auteurs ont avancé le fait que seul un côté de l'intervalle importait (Campbell, 1993, 1996, 2000a,b). Par exemple, si le modèle prévoit 55 % pour le parti au pouvoir, ce qui est important, c'est de déterminer la probabilité que le modèle fasse une erreur de plus de 5 points, c'est-à-dire que le parti sortant soit battu. Finalement, le fait qu'il reçoive 55 % ou 60 % des voix importe peu. Campbell (1993) a donc suggéré le calcul de probabilité de défaite (ou de victoire) d'un parti ou d'un candidat à partir d'un test de Student. En suivant Beck (2000), la probabilité de défaite de la gauche en 1993 compte tenu de la prévision de notre modèle ($\widehat{VOT}_{93}$) est égale à[440] :

$$P\left(t_6^{0.025} < \frac{\left|\widehat{VOT}_{93} - 50\right|}{\hat{\sigma}_{e93}} \right)$$

où $\hat{\sigma}_{e93}$ est l'écart type de l'erreur de prévision pour 1993. Pour nos trois prévisions *ex post* statiques, nous obtenons les probabilités consignées dans le tableau 55.

TABLEAU 55

Probabilité de défaite de la majorité sortante (1993-2002)

1993	99,6 %
1997	94,7 %
2002	97,2 %

cause d'une erreur importante dans les chiffres de la croissance pour les élections 1993 (l'INSEE donne une croissance élevée pour le trimestre précédant les élections alors que ce trimestre s'est révélé *a posteriori* être en récession.

[439] Rappelons qu'il s'agissait du plus faible score en faveur de la majorité sortante sur l'ensemble de la cinquième République.

[440] Le nombre de degrés de liberté est égal au nombre d'observations moins le nombre de régresseurs (hors constante). Une incertitude réside cependant dans le dénominateur. Chez Beck (2000), il s'agit de l'écart type résiduel mais, comme nous l'avons déjà mentionné, il semble qu'il faille plutôt utiliser l'écart type de l'erreur de prévision qui est un écart type résiduel corrigé (voir Bourbonnais, 2000, 78-79, sur ce point). Nous avons donc retenu cette seconde option.

La probabilité d'erreur est en moyenne de 3 % seulement[441].

Enfin nous avons testé la fiabilité externe de notre modèle en comparant ses prévisions avec celles émanant d'instituts de sondages. La principale difficulté est que jusqu'à une période récente, les instituts de sondages ne proposaient des prévisions que pour les résultats du premier tour[442]. On ne peut donc pas effectuer de comparaisons directes mais seulement avoir un ordre d'idée sur les erreurs commises. Lorsqu'on prend les derniers sondages publiés, on obtient[443] :

TABLEAU 56

Intentions de vote lors des élections législatives (1967-2002)

Election	Intentions de vote	Valeur réalisée	Ecart
1967	52,0	55,8	3,80
1968	52,5	58,9	6,40
1973	53,0	53,7	0,70
1978	45,5	46,7	1,20
1981	38,0	42,9	4,90
1986	43,5	43,7	0,20
1988	41,5	40,5	-0,97
1993	44,5	40,4	-4,10
1997	39,5	36,2	-3,30
2002	37,0	37,3	0,30
	MAE		2,59
	RMSE		3,32

Avec la réserve émise précédemment, l'erreur absolue moyenne des sondages de l'IFOP est trois fois plus élevée que l'erreur absolue moyenne de notre modèle (0,79 sur la période 1967-2002). Toutefois, il faut noter que les sondages constituent des prévisions *ex ante*. Elles doivent plutôt être comparées à nos prévisions *ex post* statiques. Pour 1993, 1997 et 2002, nous avons vu que la MAE pour ces prévisions était de 0,57 point. Pour ces trois élections, celle de l'IFOP s'élève à 2,57 points.

2 L'ÉQUATION DE SIÈGES

Comme nous l'avons vu dans la section précédente, notre équation de vote, aussi performante soit-elle, ne permet pas de déterminer quelle sensibilité sera au pouvoir, c'est-à-dire quelle

441 Notons cependant que ces calculs ont surtout une valeur illustrative. En effet, compte tenu de la définition de notre variable de vote, la gauche comme la droite peuvent gagner les élections avec moins de 50 % des voix comme ce fut par exemple le cas pour la gauche en 1997. Cela tient au fait que l'on a retenu uniquement les partis modérés.

442 Jusqu'en 2002, la loi interdisait la publication de sondages dans la semaine précédant le scrutin. Or, les deux tours des élections législatives ne sont précisément séparés que d'une semaine.

443 Source : IFOP, excepté pour 1988. Pour cette élection, les données sont celles de l'institut BVA, l'IFOP n'ayant pas effectué de sondage d'intentions de vote.

sensibilité aura la majorité des sièges à l'Assemblée Nationale. Par exemple, avec 44,6 % des voix, la droite modérée a remporté les élections législatives de 1986 mais a perdu celles de 1997 avec un pourcentage plus élevé (46,1 %). Il apparaît donc nécessaire de convertir les voix en sièges.

La présente section offre un survol de la littérature sur le sujet puis examine plus précisément les études réalisées dans le cas français. Enfin, comme dans la section précédente, la modélisation retenue dans MUPPET, le résultat des estimations, ainsi que des simulations sont présentés.

2.1 Un bilan de la littérature sur le passage des voix aux sièges

Le passage des voix aux sièges est depuis longtemps un axe important de la recherche en science politique. Dès le début du XXème siècle, il existait déjà des relations statistiques permettant de "transformer" les voix en sièges. La plus célèbre d'entre elles est connue sous le nom de "loi du cube"[444]. Selon cette loi, dans un système à deux partis A et B, la proportion de sièges gagnés par le parti vainqueur est égale au cube de la proportion des votes reçus par ce parti :

$$\frac{S_A}{S_B} = \left(\frac{V_A}{V_B}\right)^3 \qquad (1)$$

Comme $S_B = 1 - S_A$ et $V_B = 1 - V_A$, on a de manière équivalente :

$$S_A = \frac{V_A{}^3}{3V_A{}^2 - 3V_A + 1} \qquad (1')$$

Taagepera (1973) montre que cette formule peut être généralisée :

$$\frac{S_A}{S_B} = \left(\frac{V_A}{V_B}\right)^n \text{ avec } n = \frac{\ln V}{\ln S} \qquad (2)$$

[444] Selon Kendall et Stuart (1950, 1952), elle fut mentionnée pour la première fois dans un discours prononcé en 1909 par James Parker Smith devant la Commission Royale sur les Systèmes d'Elections. On notera que l'engouement pour cette "loi" reprendra suite à la publication en 1950 d'un article dans *The Economist* rédigé par un correspondant anonyme du journal.

où S est le nombre de sièges à pourvoir et V le nombre d'électeurs inscrits[445]. Taagepera (1973) montre que n est presque égal à 3 au Canada, aux États-Unis, en Grande-Bretagne et en Nouvelle-Zélande apportant ainsi un fondement théorique de la loi du cube. La loi du cube a continué par la suite à être explorée y compris dans la période récente (Taagepera et Shugart, 1989, chapitres 14 et 15) mais la controverse sur sa validité demeure (Maloney *et al.*, 2001).

Une approche alternative est celle des équations de sièges. A notre connaissance, la première équation de sièges a été construite par Robert Dahl au milieu des années 1950 mais c'est celle de Tufte (1973) que l'on retient généralement. Deux spécifications ont été proposées. Selon la première, sièges et vote sont liés par une relation linéaire du type :

$$\text{sièges} = a + b(\text{vote}) \qquad (3)$$

Le coefficient b estimé donne la variation du pourcentage de sièges pour une variation de 1 point du pourcentage de voix[446]. On parle alors de "swing-ratio". Tufte (1973) teste ensuite la loi du cube en estimant la relation suivante :

$$\ln\frac{S_A}{S_B} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\frac{V_A}{V_B} \qquad (4)$$

En montrant que $\alpha_0 \neq 0$ et $\alpha_1 \neq 3$, il conclut au rejet de la loi du cube. Il propose néanmoins de conserver cette équation (qui est un modèle logit) car, outre le fait de pourvoir interpréter le coefficient α_1 comme une élasticité, ce modèle a l'avantage de garder les valeurs prédites entre 0 et 100 quel que soit le pourcentage de vote. Cependant, le pouvoir explicatif de cette relation apparaît fluctuant selon les échantillons. A la suite de Tufte (1973), de nombreuses équations de sièges ont été estimées et la méthodologie reste d'actualité (Bélanger *et al.*, 2005, Whiteley, 2005).

Après la loi du cube et les équations de vote, une troisième méthode initiée par March (1957-58) est celle de l'approximation de la relation entre sièges et vote par des lois statistiques. Après avoir regardé la répartition des sièges obtenus lors des élections au Congrès américain en 1928, 1944, 1948 et 1952 par les Démocrates par tranche de 10 points de vote obtenus, March (1957-58) propose deux approximations : par la loi de Poisson et par la loi normale. Cette

445 V désigne parfois également le nombre de votes exprimés.

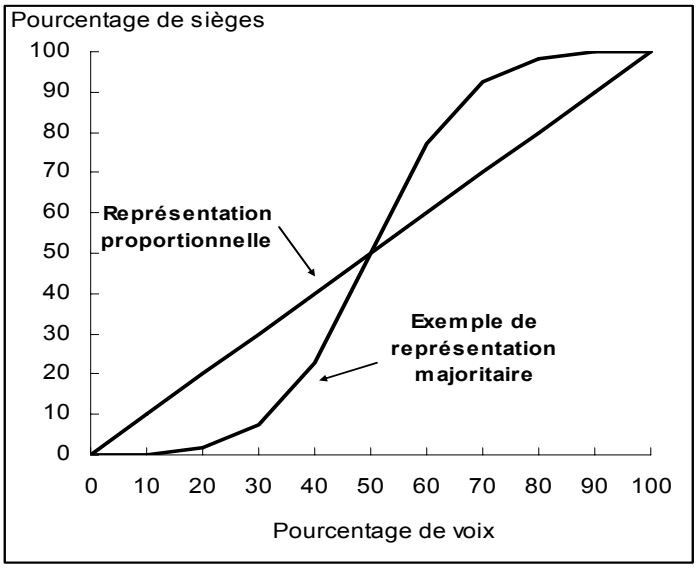
446 A noter qu'une telle relation permet de voir dans quelle mesure un système donné s'écarte du système proportionnel. En effet, dans le cas d'une règle proportionnelle parfaite, on doit accepter l'hypothèse jointe a = 0 et b = 1. Cela n'est pas sans rappeler le test d'efficience présenté dans le chapitre 1.

méthode est toujours utilisée de nos jours. Ainsi, King et Browning (1987)[447] ont proposé la formule mathématique suivante :

$$S_A = \left\{1 + \exp\left[-\rho \ln\left(\frac{V_A}{V_B}\right)\right]\right\}^{-1} \qquad (5)$$

Comme précédemment, celle-ci n'est valable que dans un système politique à deux partis. Le paramètre ρ sert à caractériser la règle électorale. Pour $1 < \rho < \infty$, il s'agit de la représentation majoritaire. Par exemple, si $\rho = 3$, on retrouve la loi du cube. Pour $\rho = 1$, la proportion de voix donne la même proportion de sièges ; il s'agit de la représentation proportionnelle. A noter que, curieusement, la courbe qui en résulte n'est pas définie pour les points (0;0) et (1;1) qui sont pourtant aisément interprétables : pas de voix, pas de siège (0;0) et 100 % des voix, 100 % des sièges (1;1). Cependant, cette relation a une propriété importante : sa courbe passe par le point (0,5 ; 0,5). Les auteurs indiquent que, sans biais partisan, c'est toujours le cas.

GRAPHIQUE 25



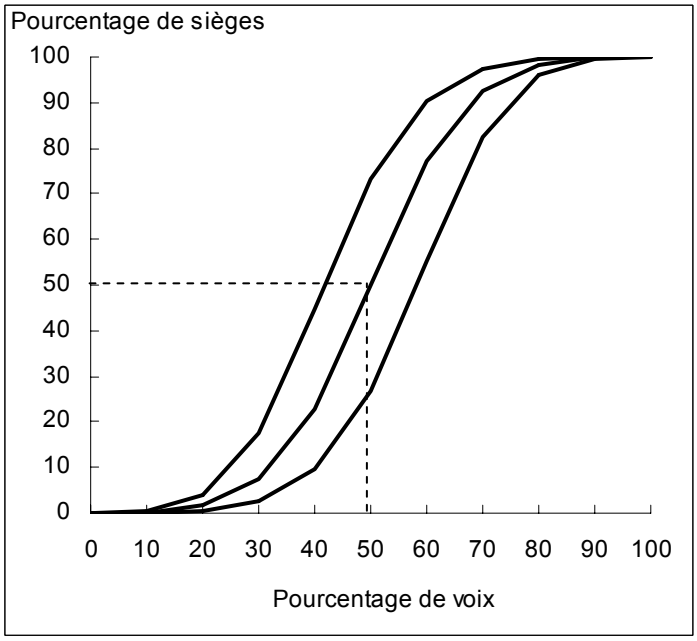
Le biais partisan est défini comme la différence de capacité entre les partis à transformer les voix en sièges. Ainsi, pour un pourcentage fixé de voix, un parti obtiendra plus de siège que l'autre. Pour tenir compte de ceci, King et Browning (1987) complètent leur première formule :

[447] Cette étude sera par la suite complétée par King (1989).

$$S_A = \left\{1 + \exp\left[-\ln(\beta) - \rho \ln\left(\frac{V_A}{V_B}\right)\right]\right\}^{-1} \qquad (6)$$

Contrairement avec relation précédente, la courbe ne passe plus par (0,5 ; 0,5).

GRAPHIQUE 26



Si $\ln(\beta) > 0$ (respectivement, $\ln(\beta) < 0$), il y a un biais en faveur du parti A (respectivement, du parti B). Si $\ln(\beta) = 0$, le système est non biaisé. Sur le graphique 26, la courbe la plus à gauche correspond à une fonction où $\rho = 3$ et $\ln(\beta) = 1$ et la courbe la plus à droite à une fonction où $\rho = 3$ et $\ln(\beta) = -1$. 50 % des voix apportent un peu moins de 75 % des voix dans le premier cas et un peu moins de 26 % dans le second cas. Le principal problème avec ce genre de méthode est la détermination de la valeur des paramètres ρ et β. King et Browning (1987) estiment la relation pour chaque état américain sur la période 1950-1984 et regardent les effectifs obtenus. L'effectif maximal correspond à une valeur de 2 pour ρ (environ 23 % des états) et de 1 pour β (soit $\ln(\beta) = 0$) (environ 25 % des états). Le système américain est donc plus proche de la proportionnelle que ne le suppose la loi du cube et son biais partisan est plutôt faible[448].

[448] $|\ln(\beta)| = 0.2$ pour environ 34 % des états.

2.2 La relation entre vote et sièges dans le cas français[449]

De la seule tentative d'application de la loi du cube aux élections françaises, il ressort que celle-ci n'est pas vérifiée, au moins pour les élections législatives de 2002 (Dolez, 2002). Dolez et Laurent (2005) ont alors proposé une loi du cube modifiée pour les six elections legislatives entre 1978 et 2002. Mais l'approche la plus développée est de loin celle des équations de sièges à la Tufte (1973).

Il faut remonter à Lewis-Beck (1985) pour trouver la trace de la première équation de sièges construite pour la France. Elle concerne les sièges obtenus par les partis de gauche à l'Assemblée Nationale lors des sept élections législatives entre 1958 et 1981 :

$$S = -588{,}06 + 16{,}44VL$$

(-108,91) (2,33)

S est le nombre total de sièges gagnés par les partis de gauche lors de l'élection législative et VL est le pourcentage des voix reçu par les partis de gauche au premier tour des élections législatives[450]. Même si la relation est de bonne qualité (R^2 égal à 0,91), on peut remarquer que la variable S n'est pas définie en part relative du total des sièges mais en niveau. Cela pose un problème d'homogénéité car le nombre total de sièges à pourvoir a varié depuis 1958[451]. Les performances du modèle ne sont pas détaillées. On sait seulement qu'en 1981, le modèle prévoyait en simulation historique 328 sièges pour la gauche (qui en a obtenu en fait 333)[452]. La prévision *ex ante* dynamique pour 1986, sur la base d'une prévision en voix de 46,9 %, était de 183 sièges. Le gauche a en fait obtenu 243 sièges soit une erreur de 60 sièges. Cette équation a ensuite fait l'objet de mises à jour (Lewis-Beck, 1991, Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck, 1997). Lors des élections législatives de 1997, compte tenu de la prévision en voix pour le premier tour (56,89 %), le nombre de sièges prévu pour les partis d'opposition (gauche + extrême droite) est de 392 qui ont en fait obtenu 308 sièges, soit une erreur considérable de 84 sièges. Cependant, le modèle prévoyait bien la victoire de la gauche et ce, contrairement à tous les instituts de sondages[453].

---

449 Nous mettons de côté les méthodes de projections utilisées par les instituts de sondages qui reposent en grande partie sur l'expertise.

450 Le terme "gagnés" est équivoque car il peut laisser penser qu'il s'agit d'une variation par rapport à la situation d'avant les élections mais il s'agit bien du nombre total de sièges remportés.

451 470 jusqu'en 1973, 474 pour 1978 et 1981 et 555 depuis 1986 (en métropole).

452 Comme pour le vote, les chiffres réalisés sont ceux avancés par les auteurs eux-mêmes.

453 Selon le dernier sondage publié par chaque institut avant le premier tour, le nombre de sièges prévu pour la droite entière était 326 (IFOP), 321 (SOFRES), 314 (IPSOS), 303 (BVA) et 301 (CSA). Ces prévisions concernent la métropole à l'exception de celle de l'IPSOS. La source est Jérôme *et al.* (1999).

En dehors de cette équation, on peut mentionner celle d'Auberger (2001) qui fait dépendre le pourcentage de sièges en faveur de la majorité sortante du pourcentage de voix qu'elle a reçu. Sur la période 1958-1997, le R^2 ajusté est de 0,77 et la MAE des prévisions en simulation historique est égale à 6,7 points. L'estimation est un peu meilleure lorsque les voix sont exprimées en pourcentage des seuls partis modérés. Le R^2 ajusté est alors de 0,83 et la MAE en simulation historique est égale à 6,2 points.

Mises à part ces équations de sièges au niveau agrégé, il existe des équations de sièges désagrégées sur lesquelles ne nous attarderons pas[454]. On notera cependant que, dans un modèle comportant une équation de vote et une équation de sièges, l'équation de sièges est le plus souvent d'une qualité inférieure à l'équation de vote, suggérant ainsi que la relation vote/sièges est plus difficile à modéliser. Certains auteurs ont contourné cette difficulté en estimant une équation de sièges directement à l'aide des déterminants du vote (voir Tufte, 1974, et Lowry *et al.*, 1998, pour les États-Unis ou Inoguchi, 1980, pour le Japon). Cependant, cette modélisation ne s'est pas généralisée, probablement à cause de la perte d'information qu'elle entraînait. En effet, cette modélisation ne permet pas de dire si la qualité médiocre d'une relation résulte d'une mauvaise spécification des déterminants (du vote) ou d'une mauvaise spécification du lien (implicite) vote / sièges.

2.3 L'équation de sièges dans MUPPET

Cette sous-section est organisée comme suit : spécification de notre équation de sièges, ses estimations et les simulations obtenues.

2.3.1 La spécification

Le tableau 57 donne la répartition des sièges en métropole entre la gauche et la droite depuis 1958[455].

[454] Voir la section précédente pour les explications. Nous renvoyons à Auberger et Dubois (2003, 2005) pour des exemples d'équations de sièges au niveau désagrégé.
[455] Sources : Lancelot (1998) pour 1958, 1962, 1967 et 1968, ministère de l'Intérieur après les élections de 1968.

TABLEAU 57

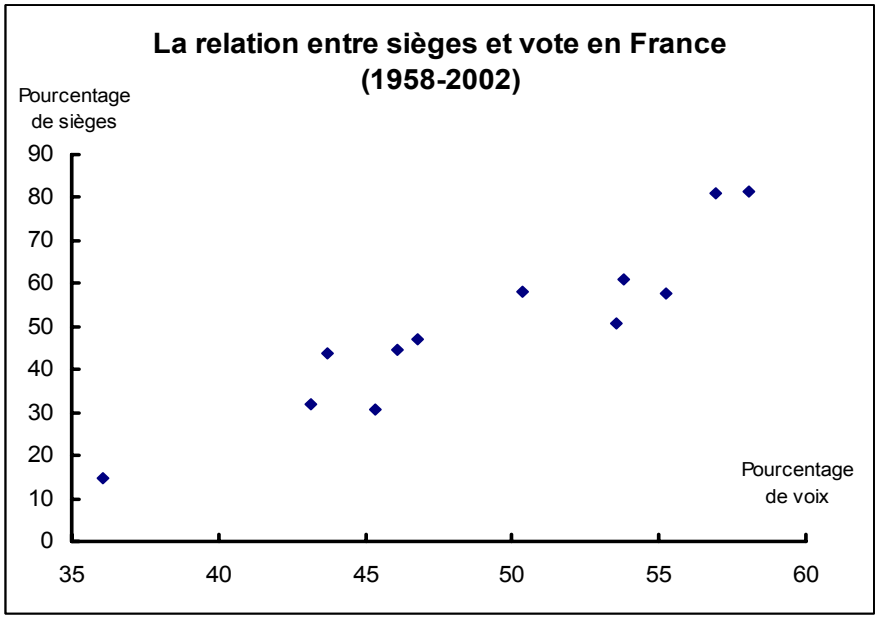
Répartition des sièges (métropole)

Election	Gauche entière	Droite entière	Total
1958	89	376	465
1962	197	268	465
1967	232	238	470
1968	87	383	470
1973	185	288	473
1978	199	275	474
1981	323	151	474
1986	243	312	555
1988	292	263	555
1993	82	473	555
1997	307	248	555
2002	171	384	555

Au cours de la cinquième République, l'extrême droite a obtenu trois fois des sièges à l'Assemblée Nationale : 35 en 1986, 1 en 1988 et 1 en 1997.

En comparant le vote et les sièges effectivement reçus par la gauche et la droite, on constate immédiatement l'absence d'une relation linéaire parfaite. Ainsi un pourcentage de voix d'environ 53,5 % permet d'obtenir 50,6 % comme 60,9 % des sièges (en 1967 et 1973, respectivement). Cependant, le graphique 27 suggère que la relation linéaire doit constituer une très bonne approximation[456].

GRAPHIQUE 27



[456] La série pour les voix est celle de la variable VOT utilisée dans la section précédente et la série pour les sièges est le pourcentage des sièges détenus par la majorité sortante (gauche modérée si la gauche est sortante, droite modérée si la droite est sortante). Cette variable sera notée SIE par la suite.

Rappelons que les élections de 1986 se sont déroulées à la proportionnelle. Cela se retrouve bien évidemment dans les chiffres : 43,74 % pour les voix et 43,78 pour les sièges.

La non-linéarité parfois observée provient peut-être du système électoral français et du découpage territorial associé. Par exemple, dans une circonscription, un siège peut être remporté avec 51 % des voix comme avec 65 % des voix. Au niveau agrégé, un nombre de sièges identique pourra donc être obtenu avec des pourcentages de voix différents.

En lieu et place d'une spécification unique, nous avons choisi d'explorer les trois approches présentées précédemment : loi du cube, équations de vote économétriques à la Tufte et équations de vote fondées sur des lois statistiques.

2.3.2 Les estimations

Commençons par l'équation de vote économétrique. L'équation à estimer est :

$$SIE = \alpha + \beta VOT + \varepsilon$$

Pour des raisons indiquées dans la section précédente, nous passons sur les résultats du test de racine unitaire et nous présentons directement le résultat des estimations (tableau 58)[457].

TABLEAU 58

Equation de siège : approche économétrique

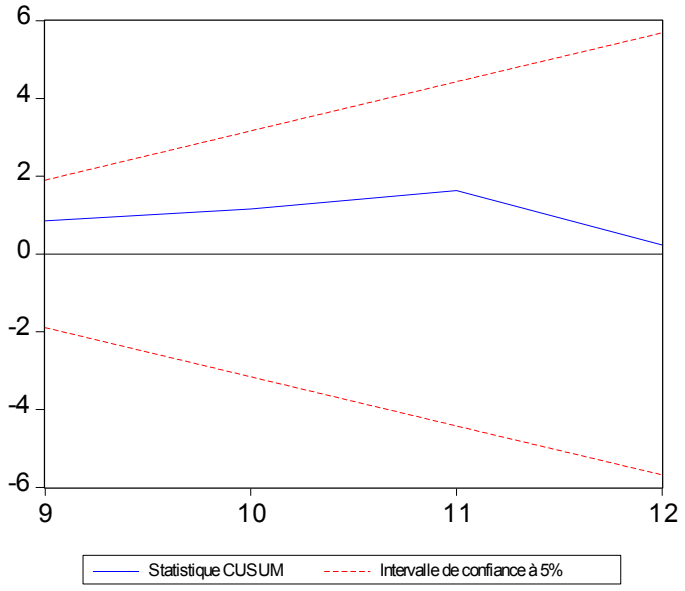
	(1)	(2)
Constante	-84,41***	-90,42***
	(9,18)	(9,65)
VOT	2,74***	2,85***
	(14,75)	(14,76)
PROP	-	9,61***
		(5,12)
N	12	12
R^2 ajusté	0,86	0,86
Q	0,67	0,71
Q^2	0,77	0,11
JB	0,63	0,62
SER	7,42	7,24

[457] A noter que contrairement au vote, la valeur minimale (14,77) et la valeur maximale (81,49) de la série SIE, ainsi que son écart type (17,81), indique que les moindres carrés ordinaires peuvent potentiellement générer des valeurs estimées inférieures à 0. Il faudra donc être vigilant à cette possibilité.

Nous avons vérifié que le fait que SIE et VOT soient exprimées en pourcentage et non en proportion d'une sensibilité par rapport à l'autre (comme dans la relation 4 ci-dessus) ne change rien par rapport aux estimations. De même, transformer les deux variables en logarithmes n'améliore pas la qualité de l'estimation. Comme on peut le constater, le vote est très significatif quelle que soit la relation[458]. Selon l'équation de la colonne 1, 1 point de vote en plus rapporte 2,7 points de siège supplémentaire soit environ 15 sièges (sur la base de 555 sièges à pourvoir). Cette relation permet en outre de bien voir le biais introduit par le système majoritaire : 50 % des voix rapportent 52,71 % des sièges. La colonne 2 présente le résultat de l'estimation de la relation comportant la variable indicatrice pour les élections de 1986. Celle-ci apparaît nettement significative et le signe de son coefficient est positif. Cela amène plusieurs réflexions. Tout d'abord, comme indiqué dans la section précédente, ceci confirme que le système proportionnel a favorisé la majorité sortante même si elle a été battue. Ensuite, comme suggéré par Lancelot (1998), cette modification de la règle électorale a joué sur les sièges et non sur les voix. En effet, rappelons que cette variable n'était pas significative dans notre équation de vote. Enfin, la pertinence de cette variable dans l'équation de sièges illustre bien les dangers d'expliquer les sièges directement à partir des déterminants du vote puisque cette variable constitue un déterminant des sièges mais pas du vote.

Comme pour l'équation de vote, nous avons testé la stabilité de la relation estimée en effectuant de test des moindres carrés récursifs. Le graphique obtenu est le suivant :

GRAPHIQUE 28

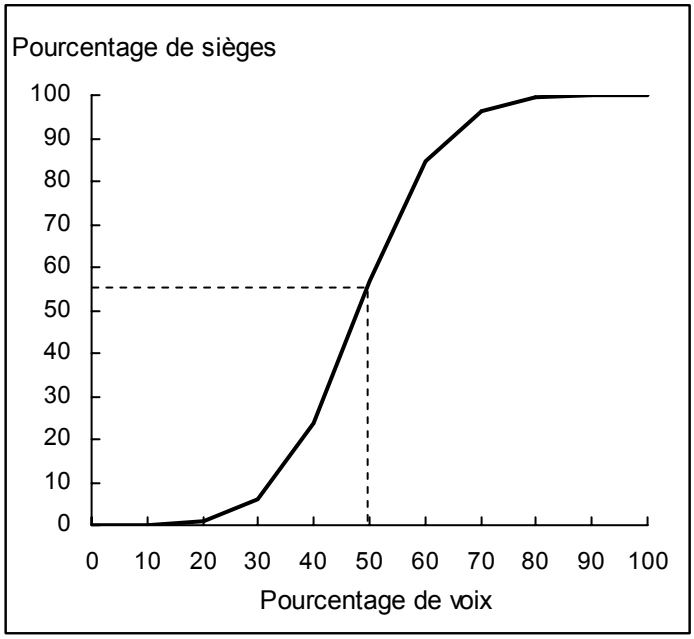


[458] Les données utilisées pour l'estimation de ces relations sont présentées dans l'annexe 6.

La statistique CUSUM ne sort jamais de la bande correspondant à l'intervalle de confiance à 5 %. La relation estimée est donc stable.

Intéressons-nous maintenant aux équations de sièges fondées sur des lois statistiques. Nous avons retenu la relation 6 ci-dessus. Cependant, contrairement à King et Browning (1987), nous n'avons pas choisi d'estimer ρ et β mais de déterminer leurs valeurs par tâtonnement. La combinaison retenue est celle donnant la MAE résiduelle la plus faible. Il s'agit de $\rho = 3{,}53$ et $\beta = 1{,}31$. ρ est nettement supérieur à 1 comme c'est le cas pour les systèmes majoritaires. Par ailleurs, $\ln(\beta)$ est positif indiquant un biais, non pas partisan comme chez King et Browning (1987), mais plutôt du type "prime au sortant". Le graphique 29 qui représente la courbe obtenue pour $\rho = 3{,}53$ et $\beta = 1{,}31$ indique qu'avec 50 % des voix, le sortant récupère un peu moins de 57 % des sièges.

GRAPHIQUE 29



On note par ailleurs que ce biais est supérieur à celui de l'équation de vote économétrique.

2.3.3 Les simulations

Le tableau 59 donne pour chacune des trois approches, les prévisions issues de la simulation historique pour la majorité sortante[459].

TABLEAU 59

Simulation historique des sièges pour la majorité sortante (1958-2002)

Election	Réalisation	Prévision		
		Loi du cube	Relation économétrique	Loi statistique
1958	80,86	69,81	71,77	77,84
1962	57,63	65,22	66,87	73,30
1967	50,64	60,45	62,06	68,34
1968	81,49	72,60	74,93	80,48
1973	60,89	61,26	62,86	69,19
1978	58,02	51,11	53,06	57,99
1981	31,86	30,41	32,48	33,10
1986	43,78	31,97	43,78	35,01
1988	47,21	40,50	42,88	45,44
1993	14,77	15,23	12,32	14,80
1997	44,68	38,48	40,89	42,99
2002	30,81	36,34	38,73	40,37
MAE		6,40	5,20	5,73
RMSE		7,41	6,27	8,23

La relation économétrique obtient les meilleures performances en matière de simulation historique[460]. Cependant, la MAE est importante. Pour fixer les idées, 5 points de la variable SIE équivalent à environ 28 sièges. Néanmoins, et c'est là le plus important, le sens de la majorité est correctement prévu dans 100 % des cas.

Pour les prévisions *ex post* statiques, on obtient avec la relation économétrique :

TABLEAU 60

Prévisions *ex post* statiques des sièges (1993-2002)

Election	Valeur prédite	Valeur réalisée	Erreur
1993	11,81	14,77	2,97
1997	41,59	44,68	3,09
2002	39,92	30,81	-9,11
	MAE		5,06
	RMSE		5,81

[459] Pour l'approche économétrique, nous avons retenu l'équation de la colonne (2) du tableau précédent.

[460] Comme l'indique la relation 6, le membre de gauche est le nombre de sièges remportés par la majorité sortante sur le nombre de sièges à pourvoir. Une fois les valeurs des paramètres déterminées, il faut donc multiplier par 100 pour retrouver la variable SIE. Ceci explique pourquoi la MAE calculée à partir des pourcentages de sièges est élevée malgré le fait que la MAE calculée à partir des proportions soit la plus faible possible. Par ailleurs, nous avons vérifié que la loi généralisée (relation 2 ci-dessus) n'est pas meilleure.

Les performances du modèle en simulations *ex post* statiques sont correctes avec une MAE et une RMSE légèrement plus élevées que pour les prévisions issues de la simulation historique des trois élections considérées (4,72 et 5,26 respectivement). Le plus important étant, une fois de plus, que le sens des majorités est correctement prévu.

Nous terminons ces simulations par le calcul des probabilités de défaite qui ont ici tout leur sens contrairement à ce nous avons vu dans la section précédente. En effet, obtenir moins de 50 % des sièges est inévitablement synonyme de défaite contrairement au vote où une extrême droite forte au second tour peut entraîner une victoire pour l'une ou l'autre des sensibilités avec moins de 50 % des voix (comme ce fut par exemple le cas de la gauche modérée en 1997). Le tableau 61 donne les probabilités obtenues.

TABLEAU 61

Probabilité de défaite de la majorité sortante (1993-2002)

1993	99%
1997	84%
2002	89%

Compte tenu de nos prévisions *ex post* statiques, la probabilité d'erreur pour le sens de la future majorité est inférieure à 10 %.

3 L'ÉQUATION DE POPULARITÉ

La popularité, comme le vote vu dans la première section, constitue une mesure du jugement de la politique du gouvernement par les citoyens. Equations de popularité et équations de vote sont d'ailleurs souvent regroupées sous l'appellation de "VP-functions" pour "Vote and popularity functions" (Paldam, 1981). Dans ce cadre-là, on peut légitimement se demander si étudier la popularité n'est pas redondant. En fait, popularité et vote se distinguent sur plusieurs points.

La différence la plus visible est sans doute le nombre d'observations. Alors qu'on ne possède généralement que dix à vingt observations pour construire une équation de vote agrégée, l'estimation d'une équation de popularité peut se faire à partir d'un échantillon composé de plusieurs centaines d'observations (dans le cas de données mensuelles). Les sondages de popularité apparaissent comme un "référendum permanent" (Williams, 1990, 767).

Ensuite, la littérature met en évidence des différences dans les déterminants. Equations de vote et équations de popularité ne comportent pas les mêmes variables explicatives. Certains

auteurs parlent de "big two" pour désigner les deux principales variables explicatives des "VP-functions" (l'inflation et le chômage) (Nannestad et Paldam, 1994, Lewis-Beck et Paldam, 2000). Mais, comme nous l'avons vu, la variable économique privilégiée dans les équations de vote est la croissance du PIB. Cette différence peut s'expliquer par le fait que la recherche sur les équations de popularité est souvent reliée à la théorie sur les cycles politiques qui repose sur la possibilité d'arbitrage pour le gouvernement entre inflation et chômage (Fox et Phillips, 2003). Par ailleurs, comme nous l'avons montré, la popularité est l'un des déterminants du vote, suggérant ainsi que vote et popularité ne sont pas substituables. Le tableau 62 indique le niveau de popularité du Premier ministre avant les élections et le résultat de celles-ci pour la majorité sortante[461].

TABLEAU 62

Popularité et vote (1967-2002)

Election	Popularité le trimestre avant le scrutin	Résultat de la majorité sortante
1967	1,10	réélue
1968	1,35	réélue
1973	1,52	réélue
1978	0,95	réélue
1981	0,47	battue
1986	0,86	battue
1988	1,23	battue
1993	0,66	battue
1997	0,72	battue
2002	0,92	battue

La majorité peut être reconduite alors que le Premier ministre a plus de mécontents que de satisfaits (1978) et qu'elle peut être battue alors que le Premier ministre a plus de satisfaits que de mécontents (1988)[462]. Il existe cependant deux règles empiriques liant popularité et vote : les "bornes de popularité". Selon la première, "la frontière entre le succès et l'échec des partis gouvernementaux semble se situer aux environs de l'indice de popularité de 44 %, 46 étant le succès assuré et 42 l'échec assuré" (Lafay, 1977, 4)[463]. Mais la droite a perdu les élections législatives de 1988 alors que le Premier ministre réunissait 45 % de satisfaits, modifiant ainsi la règle : "succès assuré au delà de 46 %, échec assuré en deçà". Selon la seconde règle, aucun gouvernement de la cinquième République n'a perdu des élections présidentielles ou législatives si le Président en exercice (ou le Premier ministre en période de cohabitation) jouissait d'un indice de popularité de plus de 53 % et aucun gouvernement de la cinquième République n'a gagné les

[461] Source : IFOP. La popularité est définie comme le ratio "pourcentage de personnes se déclarant satisfaites sur pourcentage de personnes se déclarant mécontentes du Premier ministre". Ce choix sera discuté ultérieurement.
[462] Nous avons vérifié que les conclusions tirées de ce tableau n'étaient pas modifiées si l'on retenait la popularité deux trimestres avant les élections ou si l'on utilisait des données de popularité mensuelles.
[463] Il s'agit de pourcentages de satisfaits.

élections présidentielles ou législatives si le Président en exercice (ou le Premier ministre en période de cohabitation) présentait un indice de popularité de moins de 45 % (Aubin et Lafay, 1995, Lafay, 1995b). Nous verrons ultérieurement comment ces règles, raisonnant sur des niveaux de satisfaits et négligeant les niveaux de mécontents, peuvent être sujettes à caution.

Deux autres arguments ont été avancés pour différencier vote et popularité. D'une part, si la campagne électorale révèle de l'information économique comme le suggère Paldam et Nannestad (2000), alors équation de popularité et équation de vote seront différentes puisque les agents ont plus d'informations économique au moment des élections qu'ils n'en ont au moment auquel est effectué le sondage. D'autre part, le vote correspond à des préférences révélées contrairement aux sondages de popularité pour lesquels les sondés peuvent masquer leurs véritables préférences (Goodhart et Bhansali, 1970).

Tout ceci suggère que la popularité n'est pas le vote et doit donc faire l'objet d'une modélisation particulière[464].

3.1 Spécification de l'équation de popularité de MUPPET

Les équations de popularité sont apparues simultanément en 1970 en Grande-Bretagne (Goodhart et Bhansali, 1970)[465] et aux États-Unis (Mueller, 1970). Ces études jettent les bases de la plupart des études futures sur la popularité politique en estimant une équation désormais classique :

Popularité = f (variables économiques, variables politiques)

Le niveau de popularité politique, que ce soit celui du premier ministre ou d'un parti britannique (parti seul ou écart avec son principal concurrent) chez Goodhart et Bhansali (1970) ou du Président américain chez Mueller (1970), est expliqué par des variables économiques et des

[464] A mi-chemin entre la popularité et le vote, il y les sondages d'intentions de vote. Il s'agit de sondages dont la question posée est généralement de la forme : "si les élections avaient lieu dimanche prochain, pour quel parti voteriez-vous ?". Les sondages d'intentions de vote rendent donc compte de la popularité avec une dimension électorale. Le nombre d'observations est plus important que pour le vote mais le problème de la révélation des préférences reste entier. Ajouter à cela les biais inhérents à tout sondage, force est de constater que les sondages d'intentions de vote ne sont pas non plus le vote. Les élections législatives de 1997 en constituent un bon exemple. Quoiqu'il en soit, des équations d'intentions de vote ont été construites à travers le monde (voir, entre autres, Kirchgässner (1991) pour l'Allemagne, Borooah et van der Ploeg (1982), Clarke *et al.* (1998) pour la Grande-Bretagne, Guérin et Nadeau (1995) pour le Canada, Veiga et Veiga (2000) pour le Portugal et Jérôme (1993) pour la France). Nous ne les reprendrons pas ici.

[465] Rajendra Bhansali et Charles Goodhart sont respectivement statisticien et économiste à la London School of Economics.

variables politiques[466]. Dans ces études, les variables économiques sont des variables objectives telles que l'inflation ou le chômage et les variables politiques sont pour la plupart des composantes cycliques (effet d'état de grâce, usure du pouvoir…). Contrairement à la section sur les équations de vote, nous avons choisi de ne pas de faire de bilan de la littérature ancienne mais d'indiquer les points importants qu'il en ressort lors de la présentation des différentes variables. En effet, l'équation de popularité a moins évolué au cours du temps que l'équation de vote que ce soit du point de vue des outils économétriques mobilisés ou de sa spécification. Par exemple, il n'y a pas pour les équations de popularité de clivage niveau national / niveau local et donc l'économétrie des données mélangées n'est pas utilisée. De même, alors que la popularité a fait irruption dans les équations de vote au début des années 1980, l'équation de popularité n'a pas connu de modifications profondes dans sa spécification de base.

Comme nous avons construit une équation de vote pour les seules élections législatives, nous avons choisi de laisser de côté la popularité du Président de la République et de nous concentrer sur la popularité du Premier ministre. D'une part, comme Goyeau (1985), nous pensons que c'est lui qui est jugé prioritairement pour la conduite de la politique économique et d'autre part, nous avons vu que sa cote de popularité déterminait le vote[467].

Après les États-Unis, la Grande-Bretagne et l'Allemagne, la France a été le quatrième pays au monde à avoir son équation de popularité (Lafay, 1973). A la suite de cette première étude, nous avons recensé quatorze contributions sur la popularité du Premier ministre français, publiée ou non, de 1973 à aujourd'hui[468]. Le tableau 63 donne pour chacune d'elles la référence, la périodicité, la période étudiée, le nombre de variables explicatives ainsi que le R^2 ou le R^2 ajusté[469].

---

[466] Nous laissons de côté dans cette partie les équations de popularité purement statistiques comme celles modélisées par un processus ARIMA. Nous renvoyons à Whiteley (1979, 1984, 1986), Norpoth et Yantek (1983), Norpoth (1986), Yantek (1985, 1988) pour des exemples.

[467] A notre connaissance, la popularité présidentielle a fait l'objet de dix-neuf études dans le cas français : Giraud (1980), Lewis-Beck (1980), Hibbs et Vasilatos (1981, 1983), Lecaillon (1980a,b, 1981a,b, 1984), Lafay (1984), Aubin *et al.* (1985), Goyeau (1985), Fontaine (1986), Capron (1987), Widmaier (1990), Anderson (1995a), Lewis-Beck et Nadeau (2000, 2004), Bernhard (2002) et Bélanger et Lewis-Beck (2004). Par ailleurs, des études se proposent d'étudier l'écart entre la popularité de la droite et la popularité de la gauche (Lafay et Servais, 2000), l'écart de popularité en faveur de la coalition au pouvoir (Lafay, 1995b) ou l'écart de popularité entre deux personnalités politiques (Lafay, 1995b). De même, Peel et Jones (1987) et Lafay (1989) estiment des équations de popularité par parti. Enfin, il existe également des études destinées à étudier le lien entre popularité du Premier ministre et popularité du Président (Lafay, 1980, Lafay et Lecaillon, 1990). Ces équations de popularité ne comportant pas de variables économiques, elles ne constituent pas des équations politico-économiques et ne seront donc pas étudiées ici. Toutes ces études sont des études agrégées. Pour des analyses sur données individuelles, on se reportera aux études citées dans la section sur le comportement micro-économique de l'électeur.

[468] Cette liste n'est pas exhaustive. En particulier, nous avons été informé de l'existence d'autres études non publiées dont il n'existe plus aujourd'hui de copie (notamment une contribution de Samuel Kernell datant de 1980 et une autre de Michael Lewis-Beck et Glenn Mitchell datant de 1993).

[469] Dans le cas où plusieurs équations sont présentées, il s'agit du meilleur R^2 obtenu. Par ailleurs, en l'absence de précision dans certaines études concernant le R^2 retenu (ajusté ou pas), nous indiquons le R^2 tel qu'il figure dans l'article d'origine.

TABLEAU 63

Les études de la popularité du Premier ministre français

Référence	Périodicité	Période étudiée	Nombre de variables explicatives	R² ou R² ajusté
Lafay (1973)	Trimestrielle	1961:3-1971:4	3	0,95
Lafay (1977, 1981a)	Trimestrielle	1961:3-1977:1	9	0,93
Lecaillon (1980a)	Trimestrielle	1973:?-1979:?	2	0,93
Lewis-Beck (1980)	Mensuelle	1966-1-1978-5	3	0,76
Lafay, Berdot, Giraud (1981)	Mensuelle	1977-6-1981-1	5	0,84
Lecaillon (1981a)	Trimestrielle	1974:3-1979:4	2	0,88
Lecaillon (1981b)	Trimestrielle	1969:4-1980:4	4	0,84
Lecaillon (1981b)	Annuelle	1960-1979	4	0,76
Lafay (1991)	Mensuelle	1978-12-1987-4	9	0,93
Guena (1993)	Trimestrielle	1971:3-1992:4	17	0,89
Courbis (1995)	Trimestrielle	1971:2-1994:3	15	0,91
Anderson (1995a)	Mensuelle	1965-6-1990-12	19	0,08
Auberger (2001)	Trimestrielle	1969:3-1998:4	20	0,82
Bernhard (2002)	Trimestrielle	1981:2-1992:4	13	0,94
Lewis-Beck et Nadeau (2004)	Annuelle	1967-1999	2	0,50

Nous présenterons la variable dépendante puis les variables explicatives.

3.1.1 La variable dépendante

La modélisation la plus simple consiste à exprimer la popularité en pourcentage de personnes satisfaites (S_t). Ce choix est celui de Lafay (1973, 1991), Lewis-Beck (1980), Courbis (1995) et Auberger (2001). Dans le même esprit, on trouve également des modèles log-linéraires. La variable dépendante est alors le logarithme du pourcentage de personnes satisfaites ($\log(S_t)$)[470]. Cette définition, retenue par Lafay (1977), présente l'avantage d'atténuer la volatilité de la série et donc de corriger au moins partiellement une éventuelle hétéroscédasticité des résidus. Cependant, ces deux modélisations posent un problème majeur : le niveau de satisfaits n'est pas toujours pertinent pour déterminer si une personne est populaire ou pas. Examinons l'exemple ci-dessous construit à partir de deux sondages de l'IFOP :

TABLEAU 64

Popularité du Premier ministre

Premier ministre	Date	Satisfaits	Mécontents	Solde
Raymond Barre	février 1978	45	48	-3
Jacques Chirac	avril 1988	45	40	+5

[470] A noter que le pourcentage de satisfaits ou son logarithme sont parfois utilisés en différences premières (Anderson, 1995a, Bernhard, 2002).

Nous observons qu'un même niveau de satisfaits peut exprimer un contentement ou un mécontentement[471]. Une manière de résoudre ce problème est d'exprimer la popularité de manière relative. Lecaillon (1980a, 1981a, 1981b) retient ainsi le ratio pourcentage des personnes satisfaites sur pourcentage des personnes mécontentes (S_t / M_t). Ainsi, dans notre exemple précédent, le ratio permet d'identifier clairement si le Premier ministre est populaire ou pas[472].

TABLEAU 65

Popularité du Premier ministre

Premier ministre	Date	Ratio
Raymond Barre	février 1978	0,94
Jacques Chirac	avril 1988	1,13

Cet exemple illustre en outre les limites des règles empiriques fondées sur les bornes de popularité que nous avons vues précédemment. Le ratio satisfaits sur mécontents permet également de mieux prendre en compte le fait que certains Premiers ministres sont inconnus du grand public au moment de leur nomination ce qui se traduit par un pourcentage de "sans opinion" élevé lors des premiers sondages de popularité d'un nouveau Premier ministre comme le montre le tableau 66[473].

TABLEAU 66

Les "sans opinions" (1966:2-2005:1)

Pourcentage moyen des "sans opinion" sur l'ensemble de la période	Pourcentage moyen des "sans opinion" lors du trimestre d'entrée en fonction d'un nouveau Premier ministre
19,33	37,28

[471] Pour éviter cette confusion, les anglo-saxons distinguent "approbation" (à rapprocher du niveau de satisfaits en France) et "popularité" (voir, entre autres, Hudson, 1985).

[472] D'autres modélisations sont possibles comme le solde pourcentage de satisfaits moins pourcentage de mécontents ou la transformation logistique (modèle logit). Dans ce dernier cas, la popularité est définie de la manière suivante : $\log(S_t / 100 - S_t)$. Cette modélisation a été utilisée par Hibbs et Vasilatos (1983) dans le cas de la France pour la popularité du Président. L'argument avancé est que cette modélisation est particulièrement appropriée pour des pourcentages compris entre 0 et 100. En effet, avec cette modélisation, $\hat{S}_t$ est obligatoirement compris entre 0 et 100 alors qu'avec une modélisation simple (S_t comme variable expliquée), il est plausible que l'on obtienne des $\hat{S}_t$ inférieurs à 0 ou supérieurs à 100. Cependant, ces cas ne sont, à notre connaissance, jamais arrivés dans la littérature, ce qui a conduit la plupart des auteurs à négliger cette possibilité.

[473] Les données sont trimestrielles et proviennent de l'IFOP.

Cette prédominance des "sans opinion" a pour conséquence des pourcentages de "satisfaits" et de "mécontents" faibles dans les sondages effectués après un changement de Premier ministre. Prenons un exemple : la nomination de Pierre Mesmer en septembre 1972. Si on retient le niveau de "satisfaits", Pierre Mesmer apparaît peu populaire avec un pourcentage de 30 %. Mais si on prend le ratio "satisfaits" sur "mécontents", égal à 2,20, il apparaît en fait très populaire (pour des raisons que nous verrons plus loin). Prendre le pourcentage de "satisfaits" ou son logarithme conduit donc à retenir une série marquée par des baisses qui ne correspondent pas à une dépréciation de la popularité.

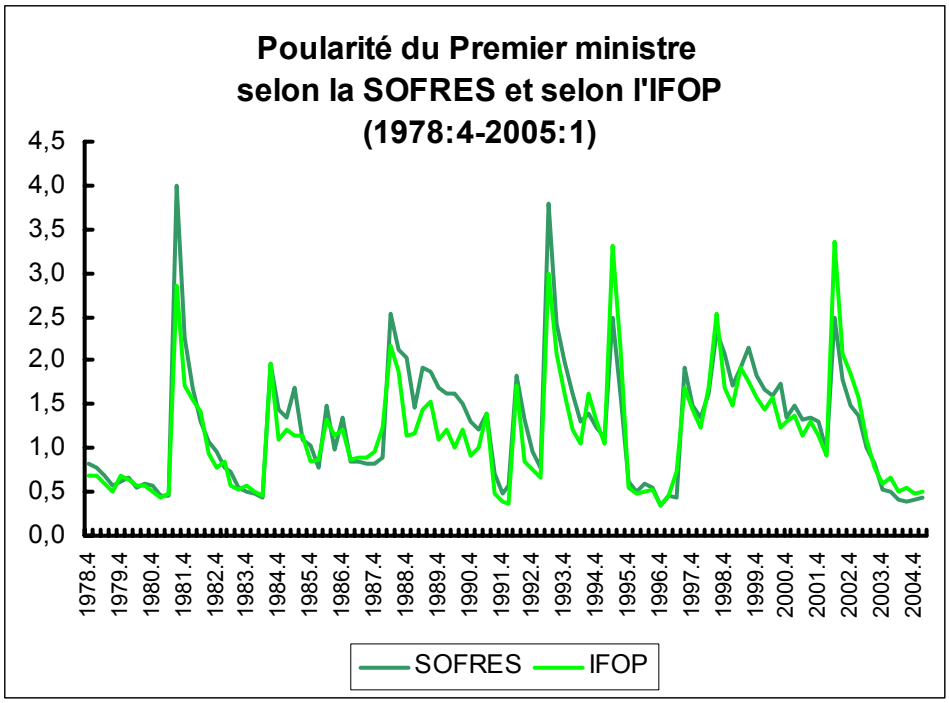
Enfin, toujours concernant la variable à expliquer, il faut nous attarder sur le choix de l'institut de sondage. Sous la cinquième République, six instituts ont publié des sondages de popularité du Premier ministre. Deux instituts offrent de réelles possibilités de modélisations sur le long terme : l'IFOP qui a démarré ses sondages en août 1958 (pour la cinquième République[474]) et la SOFRES qui a démarré ses sondages en novembre 1976. Rapporté au nombre d'années d'existence, l'IFOP donne la série la plus intéressante puisqu'elle couvre l'ensemble de la cinquième République. Le coefficient de corrélation entre la série de l'IFOP et la série de la SOFRES est, sur la période la plus étendue possible (1978:4 à 2005:1)[475], de 91 %[476]. Le graphique 30 présente les courbes obtenues pour les deux instituts.

[474] L'IFOP, créé en décembre 1938, publie des sondages de popularité depuis le début de la quatrième République.

[475] Exprimées en ratio *pourcentage de personnes se déclarant satisfaites du Premier ministre sur pourcentage de personnes se déclarant non satisfaites du Premier ministre* pour l'IFOP et *pourcentage de personnes déclarant faire confiance au Premier ministre sur pourcentage de personnes déclarant ne pas faire confiance au Premier ministre pour résoudre les problèmes qui se posent en France actuellement* pour la SOFRES. Sur la période étudiée, la question posée par l'IFOP est "Etes-vous satisfait ou mécontent de X comme Premier Ministre ?" et celle posée par la SOFRES est "Faites-vous tout à fait confiance, plutôt confiance, plutôt pas confiance ou pas du tout confiance à X pour résoudre les problèmes qui se posent en France actuellement ?". A noter qu'avant octobre 1978, la question posée par la SOFRES était un peu différente.

[476] Les sondages de l'IFOP, publiés dans la troisième semaine du mois t, sont réalisés dans la première quinzaine du mois t. Les sondages de la SOFRES sont quant à eux publiés la première semaine du mois t et réalisés durant la deuxième quinzaine du mois t-1. Par exemple, le sondage de juin 2004, qui a été publié le 5 juin par la SOFRES et le 20 juin par l'IFOP, a été réalisé le 26 et 27 mai par la SOFRES et du 10 au 18 juin par l'IFOP. Une étude sur données mensuelles nous aurait donc conduit à calculer le coefficient de corrélation entre IFOP(t) et SOFRES(t-1). Etant donné que nous avons raisonné sur des données trimestrielles et que la trimestrialisation des données atténue ce décalage, nous n'en avons pas tenu compte. A noter que pour les données manquantes de la SOFRES (mois d'août pour l'essentiel), nous avons pris les données du mois précédent.

GRAPHIQUE 30



Les deux séries étant très proches, nous avons retenu celle présentant la plus longue période de disponibilité des données, c'est-à-dire la série IFOP. Cependant, comme le montre le ratio de complétude dans le tableau précédent, la série comporte des trous. Ainsi, le caractère "impressionniste" de la fréquence des sondages concernant le Premier ministre avant 1966 nous a conduit à démarrer notre étude au deuxième trimestre 1966. En effet, avant cette date, il y a peu de sondages. A titre d'exemple, on en trouve à peine une vingtaine entre octobre 1960 et mars 1966 et, qui plus est, la question posée n'est pas la même d'un sondage à l'autre[477].

Afin d'assurer une certaine cohérence entre les équations de MUPPET, nous avons choisi d'estimer notre équation de popularité à partir de données trimestrielles. Pour obtenir ces données, nous avons calculé la moyenne des sondages mensuels. A ce stade, deux problèmes sont apparus. Le premier problème est que parfois l'IFOP a réalisé plusieurs sondages par mois. C'est le cas en juin, juillet, septembre, octobre, novembre, décembre 1966, janvier, février, mai, juin, août 1967, janvier, novembre 1968, avril, octobre 1969, février, mars 1972, septembre 1974, mai 1977 et mars 1986.

[477] Pour 1962 : "Etes-vous satisfait ou mécontent de l'action du gouvernement Pompidou ?" en avril, pas de sondage en mai, puis "Etes-vous satisfait ou mécontent de monsieur Pompidou comme Premier Ministre ?" en juin, pas de sondage en juillet et août, puis retour à la question d'avril en septembre, etc.

TABLEAU 67

Un exemple de mois à plusieurs sondages : février 1972

Date du sondage	Pourcentage de satisfaits	Pourcentage de mécontents
du 5 au 9	56	28
le 17	54	33
du 16 au 21	46	29

Pour les mois à plusieurs sondages, nous avons simplement fait la moyenne. Le second problème, proche du premier, est le traitement à réserver aux trimestres lors desquels a eu lieu une élection nationale et/ou un changement de Premier ministre. Pour les trimestres d'élections, cela pose un problème au premier trimestre 1967 (élections législatives) et au deuxième trimestre de l'année des trois dernières élections présidentielles (1988, 1995 et 2002). Par exemple, en 1988, il y a eu un sondage avant les élections présidentielles (avril) et deux sondages après (mai et juin). Dans ce cas-là, le sondage avant l'élection est compté comme "quatrième mois du trimestre" précédent. Dans notre exemple, la popularité du premier trimestre 1988 est la moyenne des sondages de janvier, février, mars *et* avril et la popularité du deuxième trimestre 1988 est la moyenne des sondages de mai et juin uniquement.

TABLEAU 68

Le cas particulier des trimestres d'élections : l'exemple de 1988:2

Mois	Popularité mensuelle	Trimestre	Popularité trimestrielle brute	Popularité trimestrielle modifiée
Janvier 1988	1,32			
Février 1988	1,21	1988(1)	1,26	1,23
Mars 1988	1,26			
Avril 1988	1,13			
Mai 1988	2,94	1988(2)	1,88	2,26
Juin 1988	1,58			

Concernant les changements de Premier ministre, notre période d'étude en comporte cinq (hors changements post-électoraux) : Pierre Mesmer en 1976, Raymond Barre en 1976, Laurent Fabius en 1984, Edith Cresson en 1991 et Pierre Bérégovoy en 1992. Seuls ceux de Laurent Fabius et Edith Cresson posent problème, les trois autres étant intervenus en fin de trimestre. Nous avons procédé comme précédemment : le dernier sondage du Premier ministre "remplacé" est compté avec le trimestre précédent.

TABLEAU 69

Le cas particulier des trimestres de changement de Premier ministre : l'exemple de 1991:2

Mois	Premier ministre	Popularité mensuelle	Trimestre	Popularité trimestrielle brute	Popularité trimestrielle modifiée
Avril 1991	Michel Rocard	1,08			
Mai 1991	Michel Rocard	0,86	1991(2)	1,11	0,97
Juin 1991	Edith Cresson	1,39			
Juillet 1991	Edith Cresson	0,49			
Août 1991	Edith Cresson	0,52	1991(3)	0,49	0,71
Septembre 1991	Edith Cresson	0,45			

La série de la variable de popularité (notée POP) comporte au final 153 données trimestrielles couvrant la période allant du deuxième trimestre 1966 au premier trimestre 2005. Le tableau 70 donne, pour chaque Premier ministre, le trimestre de nomination, sa popularité moyenne, minimale et maximale.

TABLEAU 70

La popularité des Premiers ministres français (1968-2005)

Premier ministre	Trimestre de nomination	Moyenne	Minimum	Maximum
Maurice Couve de Murville	1968-3	2,22	1,58	3,16
Jacques Chaban-Delmas	1969-3	2,40	1,70	4,60
Pierre Mesmer	1972-3	1,48	0,93	2,20
Jacques Chirac 1	1974-2	1,25	0,95	1,70
Raymond Barre	1976-3	0,70	0,44	1,11
Pierre Mauroy	1981-3	1,06	0,45	2,86
Laurent Fabius	1984-3	1,18	0,84	1,97
Jacques Chirac 2	1986-2	1,06	0,88	1,33
Michel Rocard	1988-2	1,31	0,92	2,17
Edith Cresson	1991-2	0,66	0,37	1,39
Pierre Beregovoy	1992-2	0,99	0,66	1,71
Edouard Balladur	1993-2	1,62	1,04	3,00
Alain Juppé	1995-2	1,00	0,34	3,32
Lionel Jospin	1997-3	1,50	0,92	2,54
Jean-Pierre Raffarin	2002-2	1,17	0,48	3,35

3.1.2 Les variables explicatives

Nous envisagerons successivement les variables économiques, les variables politiques et les autres déterminants possibles.

3.1.2.1 Les variables économiques

Dans sa thèse soutenue en 1943 à l'Université de Pennsylvanie, Wesley Clark est le premier à montrer l'impact des variables économiques sur la popularité du Président américain (Clark, 1943). En particulier, l'indice de revenu national est positivement corrélé à la popularité de F.D. Roosevelt d'août 1935 à avril 1940 (r = 0,57). A la suite de son étude, il faudra attendre près de trente ans pour que de nouvelles analyses quantitatives voient le jour.

Aujourd'hui, les variables économiques apparaissent comme les déterminants incontournables de la popularité. En effet, toutes les études que nous avons été amenées à lire les prennent en compte. Dans les premières études, on trouve exclusivement le chômage et l'inflation (Goodhart et Bhansali, 1970, Mueller, 1970) mais rapidement on a assisté à une diversification des indicateurs économiques retenus : revenu réel (Monroe, 1978), indice boursier (Monroe, 1978, Gubala et Dietz, 2002), taux de change (Hibbs, 1982c, Clarke *et al.*, 1986, Borooah et Borooah 1990, Sanders, 1991), dépenses publiques, dette publique (Frey et Schneider, 1980), impôts, balance des paiements (Frey et Schneider, 1980, Borooah et van der Ploeg, 1982), nouveaux logements construits, taux d'intérêt réel (Miller et MacKie, 1973, Borooah et Borooah, 1990, taux d'intérêt (Gubala et Dietz, 2002), dévaluations (Bernhard, 2002), indices de prix désagrégés comme ceux de la nourriture ou des vêtements (Gubala et Dietz, 2002), etc. En dehors de ces variables objectives, on trouve les évaluations subjectives dont nous avons déjà parlé : situation financière du ménage ou situation économique générale du pays, rétrospective et prospective. De telles variables sont utilisées dans de nombreux travaux de politistes anglais comme ceux de David Sanders ou ceux de Harold Clarke et ses divers co-auteurs dans des applications à la Grande-Bretagne ou au Canada.

Dans les équations de popularité françaises, on retrouve les variables économiques classiques : revenu, chômage et inflation. Les définitions retenues pour chacune des trois varient d'une étude à l'autre. Pour le chômage, on trouve le niveau des demandes d'emploi non satisfaites (Lafay, 1977, Lecaillon, 1981a), le ratio niveau des demandes d'emploi non satisfaites sur niveau des offres d'emploi non satisfaites (Lecaillon, 1980a) et le taux de chômage en niveau (Lecaillon, 1981b, Courbis, 1995) ou en variation (Auberger, 2001). Pour l'inflation, il s'agit toujours du taux de croissance ou de la variation du taux de croissance de l'indice des prix à la consommation, considéré à juste titre comme étant plus "proche" des agents que l'indice des prix à la production par exemple. Enfin, le revenu est la plupart du temps pris en compte par l'évolution du salaire réel (Lafay, 1977, Lecaillon, 1980a, Lecaillon 1981b). Seul Courbis (1995) retient le revenu disponible brut des ménages. A l'exception de Lafay (1977), ces variables ne sont jamais toutes

trois significatives au seuil de 5 % lorsqu'elles figurent toutes trois dans une même équation. Cela s'explique sans doute par la probable multicolinéarité entre les salaires et les prix à la consommation ou entre les salaires et le chômage. On peut cependant penser que cette multicolinéarité est atténuée entre prix à la consommation et chômage car ce dernier n'est pas déterminé directement par les prix à la consommation mais par l'évolution des salaires (qui sont eux déterminés par les prix à la consommation). En dehors de ces problèmes techniques, l'inflation soulève de nombreuses questions. Comme nous l'avons mentionné précédemment, elle peut être considérée aussi bien comme un coût que comme un gain (Hibbs, 1982d). Cette ambivalence de l'impact de l'inflation peut la rendre non significative, les effets positifs et les effets négatifs s'annulant. Par ailleurs, les individus ont généralement du mal à appréhender le phénomène d'inflation. Une période de forte inflation est souvent considérée comme une période de prix élevés et non comme une période de forte croissance des prix. Ainsi, après une période de forte inflation, les individus attendraient une baisse des prix (déflation) et un faible taux d'inflation les mécontenterait. Ensuite, introduire l'inflation dans l'équation de popularité (comme dans l'équation de vote) revient à supposer que les gouvernants en sont tenus pour responsables ce qui, là encore, est discutable, notamment de nos jours au regard de la conduite de la politique monétaire dans la Zone Euro[478]. Enfin, les individus souhaitent simultanément un faible chômage et une inflation basse, ce qui a pour conséquence un signe négatif pour le chômage et l'inflation dans les équations de popularité et ce, au mépris de la relation de Phillips. Cela ne veut pas dire que l'arbitrage inflation-chômage n'existe pas mais que soit les individus n'en ont pas connaissance, soit ils fixent deux objectifs à leurs gouvernants espérant voir l'un des deux réalisé.

La significativité des variables économiques telles que le chômage ou l'inflation a parfois été utilisée pour tester – et rejeter – la version forte de la rationalité (Kirchgässner, 1985, 1986, Nordhaus, 1989). Selon eux, si comme le postulent les nouveaux classiques, le gouvernement n'a aucune influence sur les variables économiques réelles, les électeurs ne devraient pas lui tenir rigueur d'une mauvaise conjoncture économique. Dans les équations de popularité, le chômage ou l'inflation ne devraient donc pas être significatifs. Dans le cas contraire cela voudrait donc dire que les agents ne sont pas rationnels. Si les individus étaient rationnels, seuls des chocs aléatoires pourraient modifier le niveau de popularité ; elle devrait suivre une marche aléatoire. Cette hypothèse a été rejetée par la plupart des études sur le sujet, parmi lesquelles Kirchgässner (1985, 1986) et Nordhaus (1989).

En lieu et place des variables objectives, des variables subjectives sont parfois utilisées (Lafay, 1991). En effet, plutôt que de retenir un taux de croissance du revenu, un taux de

[478] Dans le même esprit, les chocs pétroliers apparaissent parfois dans les équations de popularité suggérant ainsi que les électeurs en tiennent le gouvernement responsable.

chômage ou un taux d'inflation, le pourcentage de personnes pensant que les conditions vont s'améliorer dans le futur, le pourcentage de personnes qui trouvent que le gouvernement est efficace dans sa lutte contre le chômage et le pourcentage de personnes qui trouvent que le gouvernement est efficace dans sa lutte contre l'inflation peuvent être utilisés. Notre période d'étude ne nous permet pas de prendre en compte les variables subjectives. En effet, comme nous l'avons vu dans la première partie du présent travail, jusqu'en 1986, les enquêtes de l'INSEE étaient quadrimestrielles.

Nous avons retenu les deux variables économiques suivantes : le taux de chômage (noté CHO) et le taux d'inflation, en niveau ou en variation, et possiblement retardé. Pour ces deux séries, des données trimestrielles sont disponibles depuis 1960. Pour le taux d'inflation, nous avons considéré deux définitions différentes comme dans la section sur le vote : taux en glissement annuel (noté INF1) et taux trimestriel (noté INF2). A noter que le ratio demandes d'emploi non satisfaites sur offres d'emploi non satisfaites utilisé dans les années 1970-1980 comme variable de chômage n'est plus disponibles de nos jours[479].

Comme pour le vote, ces deux variables économiques peuvent entrer en interaction avec une variable indicatrice pour tester la théorie du support partisan[480]. Nous avons repris la variable PART définie précédemment : 1 si la gauche est au pouvoir, 0 sinon.

3.1.2.2 Les variables politiques

Nous allons examiner six variables politiques parmi les plus citées dans la littérature : la popularité retardée, l'état de grâce, l'usure du pouvoir, le ralliement autour du drapeau, la popularité personnelle et la cohabitation.

3.1.2.2.1 La popularité retardée

La popularité retardée d'une période fut employée pour la première fois par Goodhart et Bhansali (1970). Ils s'appuient sur la constatation empirique de la significativité de cette variable sans toutefois donner de fondement théorique à son utilisation. Le principal argument est donné par

[479] Cela fait suite à une redéfinition des catégories intervenue en avril 1995. Côté demande, la catégorie des Demandes d'Emploi en Fin de Mois (DEFM) de catégorie 1, c'est-à-dire les personnes recherchant un emploi à temps plein et à durée indéterminée a été légèrement modifiée pour exclure les personnes n'ayant exercé une activité réduite de plus de 78 heures dans le mois. Cependant, ces dernières sont comptabilisées dans une nouvelle catégorie (catégorie 6). Il est donc facile de reconstituer la série des DEFM ancienne définition en ajoutant le chiffre de la nouvelle série à celui de la catégorie 6. Coté offre, les Offres d'Emploi en Fin de Mois (OEFM) ne sont purement et simplement plus publiées.

[480] Pour des raisons évoquées précédemment, nous ne testerons pas la théorie de l'asymétrie des jugements.

Brody et Page (1975) et Kernell (1978) : la popularité serait frappée d'une certaine inertie traduisant une relative stabilité des comportements politiques. En effet, entre deux sondages de popularité, la majorité des sondés maintiendraient leur confiance (ou leur défiance) sans prendre en compte les événements intervenus dans ce laps de temps. Pour le vérifier, nous avons calculé le coefficient de corrélation entre la popularité et la popularité retardée sur des données mensuelles, trimestrielles et annuelles. On devrait observer une diminution de ce coefficient au fur et à mesure que la périodicité augmente. Sur la période 1967-2004, on obtient[481] :

TABLEAU 71

Corrélation entre POP_t et POP_{t-1} (1967-2004)

Périodicité	Coefficient
Mensuelle	0,772
Trimestrielle	0,537
Annuelle	0,525

Il semble donc bien qu'il y ait une inertie dans la popularité politique. Par ailleurs, cette inertie ne serait pas parfaite. En effet, dans toutes les études introduisant la popularité retardée, on observe que le coefficient associé est inférieur à l'unité : la popularité d'une période dépend en partie, et en partie seulement, de la popularité de la période précédente. Cela est interprété comme une mesure de la dépréciation de la popularité observée sur longue période (Lecaillon, 1981b) ou du degré de mémoire des sondés (Schneider et Pommerehne, 1980). L'inertie peut également être expliquée par des déterminants de long terme à la manière de ceux que nous avons présentés dans l'équation de vote. En effet, on peut penser que si la popularité ne descend jamais en dessous d'un certain seuil, c'est parce que des personnes soutiennent l'action du Premier ministre quels que soit la politique qu'il mène et les résultats de cette politique. Cet attachement est à rapprocher de l'identification partisane que nous avons déjà évoquée ; identification partisane qui s'explique notamment par des facteurs socio-démographiques. En France, la popularité retardée est employée par Lecaillon (1980a, 1981b), Lafay *et al.* (1981), Lafay (1991), Guéna (1993), Anderson (1995a) et Courbis (1995).

3.1.2.2.2 L'état de grâce

Après chaque changement de Premier ministre, la personne qui entre en fonction connaît une période de forte de popularité appelée "état de grâce"[482]. Les premiers à avoir mis cet effet en

[481] Pour la corrélation mensuelle, les chiffres du mois précédent ont été utilisés pour les mois sans sondages.
[482] Les anglo-saxons utilisent le mot "honeymoon", littéralement "lune de miel".

évidence sont Goodhart et Bhansali (1970). Toutefois, ils ne disent rien quant aux causes de cette "bulle de popularité" post-électorale[483]. La première explication avancée est que les sondés manifesteraient leur satisfaction suite au changement de dirigeants politiques (apparition de "nouvelles têtes"). Certains auteurs pensent qu'il s'agit plutôt d'un excès d'optimisme, d'une surestimation de la compétence du nouveau gouvernant (Mueller, 1970, Stimson, 1976). William Nordhaus dira même : "l'euphorie post-électorale, comme le mariage, est le triomphe de l'espoir sur l'expérience" (Nordhaus, 1989, 33)[484]. Selon lui, l'effet d'état de grâce constitue une violation de l'hypothèse de rationalité des électeurs car ceux-ci devraient se souvenir des désillusions passées et l'état de grâce devrait disparaître au fil du temps. Cet argument de la surestimation systématique est à rapprocher d'une troisième explication selon laquelle une large majorité de gens "prennent le train en marche" et donne une chance au nouveau gouvernant en lui accordant leur confiance même s'il n'est pas de leur bord politique[485]. Dans ces deux derniers cas, l'effet d'état de grâce s'atténue ensuite au fil du temps du fait de la désillusion des individus.

Dans le cas français, à la lecture du tableau 72, on constate que le niveau de départ de la popularité varie fortement d'un Premier ministre à l'autre[486].

TABLEAU 72

L'état de grâce des Premiers ministres français (1968-2002)

Premier ministre	Popularité lors du trimestre d'entre en fonction
Maurice Couve de Murville	3,16
Jacques Chaban-Delmas	4,60
Pierre Mesmer	2,20
Jacques Chirac 1	1,70
Raymond Barre	1,11
Pierre Mauroy	2,86
Laurent Fabius	1,97
Jacques Chirac 2	1,33
Michel Rocard	2,17
Edith Cresson	1,39
Pierre Beregovoy	1,71
Edouard Balladur	3,00
Alain Juppé	3,32
Lionel Jospin	1,69
Jean-Pierre Raffarin	3,35

483 L'expression est empruntée à Erikson *et al.* (2002, 29).

484 William Nordhaus paraphrasait ici le poète anglais du XVIIIème siècle Samuel Johnson qui déclarait en 1770 à son biographe après son deuxième mariage : "le remariage, c'est le triomphe de l'espoir sur l'expérience".

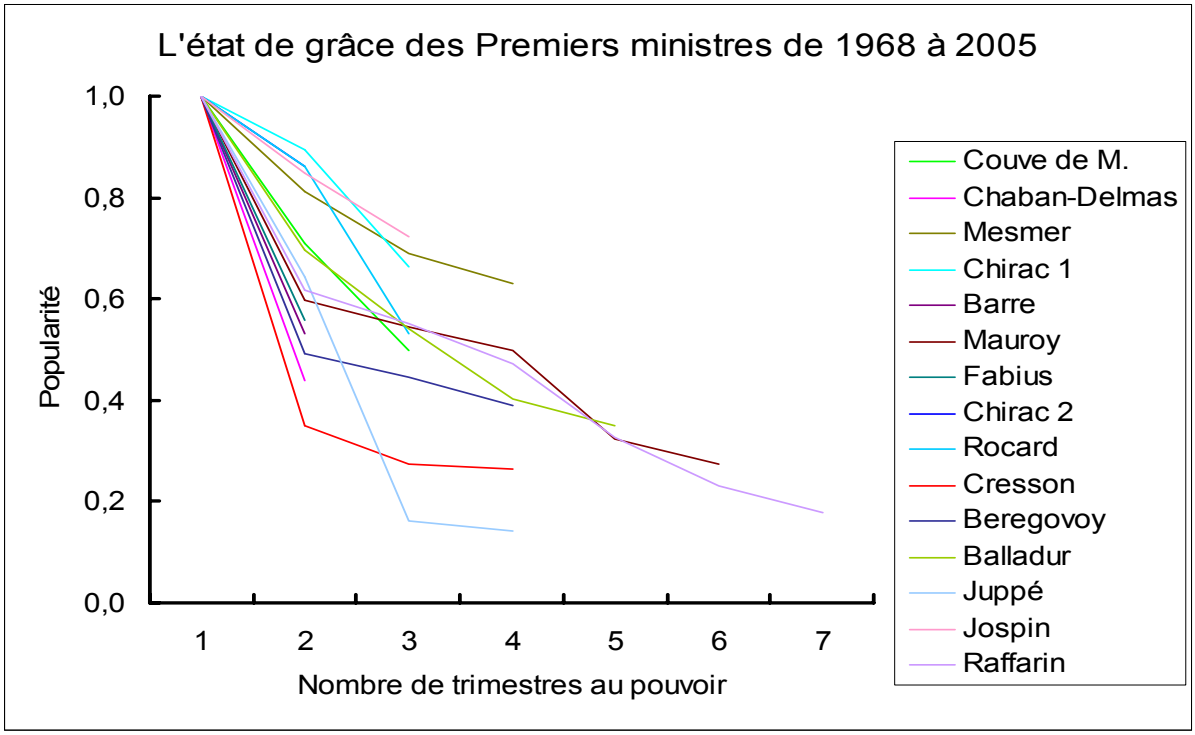
485 Cet effet est appelé "bandwagon" dans la littérature anglo-saxonne. La meilleure mise en évidence d'un tel effet, même si elle en dehors de notre champ d'étude, est sans doute la forte hausse de popularité qu'a connu François Mitterrand lorsqu'il a nommé Jacques Chirac en 1986 et Edouard Balladur en 1993. En effet, son indice de popularité trimestriel est passé de 0,88 à 1,51 et de 0,41 à 0,75 respectivement.

486 Nous nous intéressons ici exclusivement aux changements de Premier ministre et laissons de côté le cas, à notre connaissance non encore étudié, de l'évolution de la popularité d'un Premier ministre après un remaniement ministériel.

Un argument avancé est leur notoriété : certains d'entre eux, inconnus du grand public, aurait une popularité de départ plus faible. Cela est certainement vrai lorsqu'on définit la popularité comme le pourcentage de satisfaits mais pas lorsqu'on retient le ratio tel que nous l'avons défini. Pour nous en convaincre, nous avons calculé le coefficient de corrélation entre le pourcentage de personnes qui ne se prononcent pas sur le nouveau Premier ministre et son ratio de popularité le trimestre de leur entrée en fonction. Ce coefficient est certes négatif mais il est faible : -0,26. On pourra d'ailleurs remarquer que Jacques Chirac en 1986 et Jean-Pierre Raffarin en 2002 avait un pourcentage de "sans opinion" équivalent le trimestre de leur entrée en fonction (respectivement 27 et 26 %) alors que le premier avait déjà été Premier ministre et le second était inconnu du grand public. Par ailleurs, si on compare les données de ce tableau avec celles du tableau 70, on s'aperçoit que, pour chaque Premier ministre à l'exception de Lionel Jospin, la popularité du trimestre d'entrée en fonction correspond au maximum de popularité atteint pendant toute la durée du séjour à Matignon[487].

Le graphique 31 montre la popularité des Premiers ministres français nommés entre 1968 et 2002 dans les premiers trimestres suivant leur entrée en fonction. Pour tenir compte du capital de départ propre à chaque Premier ministre, nous avons transformé les données en base 1 au trimestre de nomination. Par ailleurs, nous nous sommes arrêté au trimestre précédant le trimestre de remontée de la popularité.

GRAPHIQUE 31



[487] Lionel Jospin a atteint son maximum de popularité (ratio de 2,54) au troisième trimestre 1998 ("effet coupe du Monde de football", voir plus loin).

Dans 100 % des cas, la popularité diminue entre le trimestre d'entrée en fonction et le trimestre suivant. La perte de popularité est de l'ordre de 34 % en moyenne. La durée de la chute de popularité varie de 1 trimestre (Jacques Chaban-Delmas, Raymond Barre, Laurent Fabius, Jacques Chirac 2) à 6 trimestres (Jean-Pierre Raffarin), la moyenne étant de 3,6 trimestres[488].

L'état de grâce tel que nous l'avons mis en évidence correspond à une conception étroite : l'effet d'état de grâce dure tant que la popularité ne diminue pas. Ici, il ne dure donc qu'un trimestre. On pourrait également envisager une conception plus large dans lequel l'état de grâce serait le maintien de la popularité à un niveau élevé avec des possibilités de baisses passagères[489]. Le problème qui surgit alors est le critère à retenir pour qualifier un niveau de popularité "d'élevé". Or, sans un tel critère, on ne peut plus identifier la fin de l'état de grâce[490]. Des critères possibles seraient : l'effet d'état de grâce dure tant que la popularité est supérieure à la popularité moyenne (durée moyenne : 2,0 trimestres) ou l'effet d'état de grâce dure tant que la popularité est supérieure à 1 (durée moyenne : 5,9 trimestres).

Dans les études économétriques de la popularité politique, la modélisation de l'effet d'état de grâce est souvent rudimentaire : il s'agit de définir une variable indicatrice qui vaut 1 après l'entrée en fonction d'un nouveau Premier ministre et 0 ailleurs. Une telle variable est utilisée dans le cas français par Auberger (2001) et Bernhard (2002). C'est cette option que nous avons retenue (variable notée EG).

Comme nous l'avons vu, l'ampleur de l'effet d'état de grâce varie considérablement d'un nouveau Premier ministre à l'autre. Il serait donc tentant de définir une variable indicatrice par nouveau Premier ministre. Cette modélisation est assez rare (voir Chappell, 1990, dans le cas des États-Unis et Lafay, 1991, dans le cas français). Outre la réduction du nombre de degrés de liberté que cela entraîne, l'inconvénient majeur est l'impossibilité de prévoir cette variable propre à chaque nouveau Premier ministre. Une solution envisageable serait d'isoler les déterminants susceptibles d'expliquer la variabilité de l'effet d'état de grâce et d'estimer ainsi une "équation d'état de grâce". On peut en effet penser que l'ampleur de l'effet d'état de grâce dépend de la performance du gouvernement passé. Plus le gouvernement précédent a obtenu de mauvais résultats économiques, plus la popularité initiale du nouveau gouvernement sera forte (Hibbs, 1982a). On peut aussi penser que la notoriété dont nous avons parlé précédemment peut jouer. Ainsi, un Premier ministre ayant un passé de ministre ou un long passé de député peut inspirer

[488] Bien entendu, ces chiffres sont fortement contingents à la durée de vie du cabinet.
[489] A noter que Edith Cresson et Pierre Bérégovoy n'ont pas connu de remontée de leur popularité sur toute la durée de leur exercice du pouvoir.
[490] On peut citer l'exemple de Jean-Pierre Raffarin dont la fin de l'état de grâce a été annoncée en septembre 2002 (baromètre politique SOFRES pour *Le Figaro Magazine* du 7 septembre) et en mai 2003 (Colette Ysmal dans *Le Figaro* du 6 mai).

plus de confiance. De même, une large victoire électorale précédant la nomination d'un nouveau premier ministre sera le signe de fortes attentes et sera donc précurseur d'un effet d'état de grâce important. Enfin, un Premier ministre nommé par un Président très impopulaire connaîtra sans doute une popularité inaugurale faible. Quoi qu'il en soit, une endogénéisation complète de ce phénomène reste à faire[491].

3.1.2.2.3 L'usure du pouvoir

Après l'état de grâce, un second effet temporel, mis en évidence par les premières études de la popularité que nous avons citées (Goodhart et Bhansali, 1970 et Mueller, 1970), serait l'usure du pouvoir : le soutien politique diminuerait au cours du temps. Plusieurs théories ont été avancées pour expliquer ce "coût de la gouvernance"[492] (Paldam, 1986, Nannestad et Paldam, 1994, 2002). Selon Mueller (1970) et sa théorie de la "coalition des minorités"[493], les décisions prises par l'exécutif génèrent des mécontents qui s'accumulent au cours du temps. Une autre explication, que nous avons déjà rencontrée, est celle de l'asymétrie entre punition et récompense ou "asymétrie des griefs" (Mueller, 1970, Bloom et Price, 1975). Selon cette théorie, les citoyens punissent plus qu'ils ne récompensent. Il s'agit d'une asymétrie qualitative et non quantitative : un mauvais résultat économique est plus puni qu'un bon résultat économique n'est récompensé. Donc, sur une période suffisamment longue, la popularité décroît même s'il y a eu autant de bonnes nouvelles que de mauvaises nouvelles. Enfin, selon la théorie de "l'écart médian", la dépréciation de la popularité reflèterait l'échec du gouvernement à atteindre le point idéal[494] de l'électeur médian (Paldam et Skott, 1995, Stevenson, 2002).

Ainsi, dans le cas de la France, chaque Premier ministre connaîtrait une baisse tendancielle de la popularité. Nous avons déjà vu qu'une baisse est amorcée à la fin de l'état de grâce, c'est-à-dire dès le deuxième trimestre d'exercice du pouvoir. Mais cette baisse perdure-t-elle ensuite ? Pour vérifier cela, nous avons calculé, pour chaque Premier ministre, la popularité moyenne sur les deux premiers trimestres, ensuite sur les trois premiers trimestres, etc. On doit alors observer une baisse de la moyenne. Sur les quatorze popularités étudiées, neuf ont bien un profil baissier : la popularité moyenne diminue à chaque trimestre sur tout le mandat[495]. On peut penser que cela

---

491 A notre connaissance, il n'existe qu'une seule étude ayant tenté d'y parvenir, celle de Nadeau et Mendelsohn (1994), mais les auteurs n'étudient pas un effet d'état de grâce post-électoral mais le surplus de popularité que connaît un leader politique lorsqu'il arrive à la tête de son parti.

492 Traduction libre de "cost of ruling".

493 L'idée originelle revient cependant à Downs (1957b, chapitre 4).

494 Du point de vue des préférences politiques.

495 Les exceptions sont Jacques Chaban-Delmas, Raymond Barre, Pierre Mauroy, Jacques Chirac 2 et Lionel Jospin. On remarquera que la durée de vie de leur gouvernement a été plutôt longue, en tout cas largement supérieure à celle

est dû en grande partie à la popularité élevée du trimestre d'entrée. Il eut été intéressant de calculer la moyenne mobile à partir du troisième ou du quatrième trimestre mais cela limitait la pertinence de l'analyse vu la durée de vie réduite de certains Premiers ministres[496]. Les études françaises qui prennent en compte l'usure du pouvoir sont celles de Lewis-Beck (1980), Guéna (1993) et Courbis (1995)[497]. Celle de Lewis-Beck (1980) offre une modélisation originale : un profil hyperbolique de la décroissance de la popularité au cours du temps. La variable d'usure du pouvoir est alors définie comme $1/L_t$ avec L_t égal à 1 le premier mois, 2 le deuxième mois, etc.

Certains auteurs ont avancé que la popularité remonterait en fin d'exercice du pouvoir ce qui, en y ajoutant l'effet d'état de grâce et l'usure du pouvoir, donnerait à la courbe de popularité de chaque Premier ministre une allure en U. Le tableau 73 indique pour les quinze Premiers ministres de notre échantillon leur répartition selon qu'ils aient connu une hausse de popularité avant leur démission (entre leur dernier trimestre à Matignon et le trimestre avant).

TABLEAU 73

Répartition des évolutions de fin d'exercice du pouvoir	
Tendance haussière	7
Tendance baissière	8

Les effectifs sont partagés. De plus, les évolutions moyennes sont proches : -13,1 % pour les Premiers ministres connaissant une baisse de popularité et +19,7 pour les Premiers ministres connaissant une hausse de popularité. Il n'y a donc pas de profil particulier dans la popularité en fin d'exercice du pouvoir. Consécutivement à toutes ces observations, nous considèrerons une variable de trend classique pour la variable d'usure du pouvoir : 1 le trimestre d'entrée en fonction, 2 le trimestre suivant, etc. (variable notée US1). Une modélisation non linéaire de ce trend sera en outre testée à l'instar de Lewis-Beck (1980) (variable notée US2).

3.1.2.2.4 Le ralliement autour du drapeau

L'effet "ralliement autour du drapeau" a été mis en évidence pour la première fois par Mueller (1970). Dans les périodes de crises internationales graves, l'exécutif obtiendrait le soutien de gens n'appartenant pas à son bord politique, ce qui provoquerait une hausse de la popularité de

des Premiers ministres dont la popularité a décru sans cesse depuis leur entrée en fonction (14,2 trimestres contre 7,1 trimestres). Cela veut dire que les Premiers ministres ayant réussi à endiguer la chute de popularité de début de mandat (*i.e.* ceux dont la moyenne mobile est remontée) sont restés plus longtemps au pouvoir.

496 Sur les 14 Premiers ministres de notre échantillon, 5 ont eu une durée de vie inférieure à deux ans.

497 On notera que dans cette dernière étude, la variable d'usure n'est pas utilisée pour tous les Premiers ministres.

l'exécutif. Cela s'est produit lors de trois des quatre conflits récents dans lesquels la France a été engagée directement ou indirectement[498].

TABLEAU 74

L'effet "ralliement autour du drapeau" en France

Conflit	Trimestre	Popularité trimestre t-1	Popularité trimestre t
Guerre du golfe	1991(1)	0,92	1,02
Intervention au Kosovo	1999(2)	1,49	1,91
Attentats EU	2001(3)	1,14	1,29
Différend ONU / EU	2003(1)	1,85	1,58

Cependant, on peut penser que cet effet est atténué en France en ce qui concerne le Premier ministre car c'est plutôt le Président qui est en charge de la politique en matière de défense et de la politique étrangère[499]. Par ailleurs, comme le note Mueller (1970), lorsque le conflit se prolonge, la popularité peut être affectée négativement (cas des États-Unis pendant la guerre de Corée et la guerre du Vietnam).

Dans toutes les études que nous avons été amenés à consulter, l'effet "ralliement autour du drapeau" est modélisé par une variable indicatrice qui prend 1 lors de l'événement en question, 0 sinon. Nous avons retenu cette modélisation (variable notée DRAP)[500].

3.1.2.2.5 La popularité personnelle

Lafay (1977), Courbis (1995) et Auberger (2001) introduisent des variables dites de "popularité propre"[501]. Ce sont des variables indicatrices qui valent 1 lorsqu'un Premier ministre particulier est en fonction et 0 sinon[502]. Cela permettrait d'isoler l'ensemble des influences non économiques (capital sympathie, personnalité, style…). Ces variables étant toutes très significatives, cela permet

[498] Les frappes de l'OTAN (25 et 26 mai 1995) en Bosnie n'ont pas été retenues pour deux raisons. D'une part, ces frappes ont été très ponctuelles et d'autre part, l'effet "ralliement autour du drapeau", s'il s'est manifesté, se confondait avec l'effet "lune de miel" qui suivait l'élection de Jacques Chirac comme Président de la République (7 mai 1995).

[499] Cela est assez net lors du différend entre l'ONU et les EU sur l'Iraq lors du printemps 2003. Alors que le Premier ministre a vu sa popularité diminuer (de 1,85 à 1,58), la cote du Président est passée de 1,55 à 1,94.

[500] A noter que, pour leur étude de la popularité du Président américain, Clarke et Elliott (1989) ont choisi de construire autant de variables indicatrices que d'événements afin de montrer que certains d'entre eux avait eu un impact négatif sur la popularité présidentielle.

[501] Voir également Mueller (1970), Frey et Schneider (1978a,b,c, 1980), Golden et Poterba (1980), Hibbs (1982c), Chappell (1983), Chappell (1990) et Erikson *et al.* (2002).

[502] Pour éviter la colinéarité parfaite avec la constante, soit on retire la variable d'un Premier ministre, soit on inclut toutes les variables de popularité personnelle et on retire la constante. Ce dernier choix, plutôt rare, est celui de Frey et Schneider (1978a). A noter que chez Courbis (1995), seul Edouard Balladur a une variable de popularité personnelle.

accessoirement d'augmenter le R^2. Maintenant, la question que l'on peut se poser est la suivante : cela ne revient-il pas à expliquer la popularité par la popularité ? En effet, un coefficient significativement négatif indiquera que la personne en question est impopulaire mais ce que l'on cherche à expliquer, c'est précisément pourquoi elle est impopulaire. Bien entendu, cette critique n'est pas pertinente si l'influence de ces variables indicatrices est contrôlée par tous les autres déterminants de la popularité. Quoiqu'il en soit, ces variables sont souvent dénigrées. Pour Paldam (1981, 1990), elles n'expliquent rien en elles-mêmes et ne sont que des "R^2-boosting variables" (Paldam, 1981, 19). Pour notre objectif, les constantes personnelles pose un autre problème, semblable à celui mentionné avec les effets d'état de grâce personnels, à savoir leur caractère imprévisible. Quelle sera la popularité intrinsèque du prochain Premier ministre ? Aucune réponse ne peut être apportée à cette question. En particulier, les coefficients estimés pour les variables indicatrices des Premiers ministres précédents ne seront d'aucune utilité. En conséquence, dans un premier temps, nous avons choisi de ne pas prendre en compte ces variables de popularité personnelle. Une fois notre spécification de base dégagée, nous vérifierons sa robustesse en incluant les variables de popularité personnelle notées POPPARTj avec j allant de 1 à 16 (seize Premiers ministres sur notre période d'étude).

3.1.2.2.6 La cohabitation

Nous avons déjà rencontré cette variable dans la section consacrée au vote et nous avons vu à cette occasion que la cohabitation jouait un rôle important dans la détermination du vote. On peut donc penser qu'elle puisse avoir quelque influence sur la popularité. Cependant, l'impact de la cohabitation sur la popularité politique n'a était que très rarement abordé dans le cas français.

Après voir estimé une équation de popularité sur la période 1978-1987 (donc englobant la première cohabitation), Lafay (1991) conclut : "la fonction de popularité du Premier ministre ne semble pas avoir beaucoup changé. Les variables économiques jouent toujours un rôle majeur" (Lafay, 1991, 137). L'auteur n'introduit cependant pas de variable spécifique à la cohabitation.

Courbis (1995) inclut quant à lui une variable indicatrice valant 1 les mois de cohabitation et 0 ailleurs. Le coefficient de cette variable est significativement positif et le pourcentage de satisfaits du Premier ministre s'élève de plus de trois points les mois de cohabitation. Cependant, rien n'est dit sur les fondements théoriques de cette relation. Un argument que l'on peut avancer est que les Français aimeraient la cohabitation (Lewis-Beck et Nadeau, 1999)[503]. Cependant, la

[503] Mais à fondement théorique, fondement théorique et demi : pourquoi les Français apprécient-ils autant la cohabitation ? On peut avancer que les Français sont sensibles à l'équilibre des pouvoirs. Cet argument est toutefois à relativiser car lorsque les élections législatives suivent les élections présidentielles (1981, 1988, 2002), les Français

cohabitation est peu à peu devenue impopulaire : avant l'élection présidentielle de 2002, 7 Français sur 10 ne souhaitaient pas une nouvelle cohabitation (Perrineau et Ysmal, 2003, 49). Lorsqu'on examine non plus le niveau de satisfaits comme Courbis (1995) mais notre ratio, la différence de popularité du Premier ministre entre les périodes de cohabitation et les périodes hors cohabitation est minime (tableau 75).

TABLEAU 75

Popularité des Premiers ministres et cohabitation (1966-2003)

Popularité moyenne des Premiers ministres hors cohabitation	Popularité moyenne des Premiers ministres en cohabitation
1,322	1,393

Avec une modélisation de la cohabitation semblable à celle de Courbis (1995), Anderson (1995a) trouve un coefficient significatif et négatif, avec il est vrai, une période d'étude, une périodicité des données et une définition de la variable dépendante différente. Bernhard (2002) introduit quant à lui ses variables économiques en interaction avec une variable indicatrice valant 1 en période de cohabitation et 0 ailleurs. Cette variable croisée a un impact significativement négatif sur le chômage et l'inflation, ce qui est en accord avec la théorie du partage des responsabilités que nous avons rencontrée à plusieurs reprises[504]. Avec la même méthode, Lewis-Beck et Nadeau (2004) aboutissent à un résultat opposé : la croissance du PIB a un impact plus fort sur la popularité du Premier ministre en période de cohabitation. Comme on peut le constater, l'influence de la cohabitation sur la popularité du Premier ministre n'est pas très nette. Afin de tenter d'y voir plus clair, nous avons retenu une modélisation analogue à celle utilisée pour le vote : l'introduction des variables économiques en interaction avec la variable COH définie précédemment.

Même si cela dépasse un peu le cadre de notre étude, nous nous sommes penché sur le lien pouvant exister entre la popularité du Président et celle du Premier ministre en période de cohabitation. En effet, il est souvent suggéré de panacher les deux séries de popularité en retenant celle du Président pour les périodes hors cohabitation et celle du Premier ministre pour les périodes de cohabitation.

n'hésitent pas à attribuer l'ensemble de l'exécutif au même bord politique. On peut également penser que les Français, champions de l'alternance politique (la majorité sortante a été battue à chacune des élections législatives depuis 1981), voient dans la cohabitation un moyen d'avoir un panachage idéologique.

504 Voir la section sur le comportement micro-économique de l'électeur dans la première partie et la section sur le vote dans la présente partie.

TABLEAU 76

Popularité du Président et popularité du Premier ministre (1966:2-2005:1)

Corrélation popularité du Président / popularité du Premier ministre, ensemble de la période	Corrélation popularité du Président / popularité du Premier ministre, hors cohabitation	Corrélation popularité du Président / popularité du Premier ministre, en cohabitation
0,57	0,64	0,05

Les deux séries apparaissent déconnectées l'une de l'autre en période de cohabitation. Cependant, la corrélation pour les périodes sans cohabitation est loin d'être parfaite suggérant qu'il est abusif de substituer la popularité présidentielle à la popularité du Premier ministre pour ces périodes.

Avant de refermer ce paragraphe, on peut noter que d'autres variables politiques sont parfois utilisées dans les équations de popularité française. On peut citer le pourcentage de personnes "sans opinion" vis-à-vis du Premier ministre (impact négatif) ou le bord politique du Président[505] (impact positif) utilisés chez Courbis (1995). Cependant, aucun fondement théorique n'est apporté[506].

3.1.2.3 Les autres déterminants possibles

Nous étudierons l'impact des mouvements sociaux puis celui de certains effets psychologiques.

3.1.2.3.1 Les mouvements sociaux

Dès les premières estimations d'équations de popularité, les grèves ont été introduites (Mueller, 1970). En France, seules deux études ont pris en compte l'impact des mouvements sociaux. La première est celle de Lafay *et al.* (1981). Les auteurs ont inclus parmi les déterminants de la popularité mensuelle une variable indicatrice valant 1 en mars 1979 et 0 ailleurs. Entre janvier et mars 1979, des manifestations parfois violentes se sont déroulées à Longwy (Lorraine) contre un plan de restructuration de la sidérurgie. Anderson (1995a) procède de même pour les événements de 1968 mais cette variable n'est pas significative.

Toutes les études *infra* annuelles sur la popularité du Premier ministre que nous avons recensées arrêtent leur période d'estimation avant 1995. Or, cette année-là a été le théâtre du

[505] Variable indicatrice valant 1 si le Président est de gauche, 0 sinon.
[506] Cela ne veut pas dire bien entendu qu'ils n'existent pas mais simplement qu'ils ne sont pas mentionnés dans les contributions que nous avons été amenées à lire.

mouvement social le plus important depuis celui de mai-juin 1968. Après deux grandes grèves en octobre (fonction publique et cheminots), le mécontentement se généralise dix jours après l'annonce, le 15 novembre, d'un plan de réforme de la Sécurité Sociale ("plan Juppé"). Les grèves et les manifestations se multiplieront pendant tout le mois de décembre et réuniront les fonctionnaires, les salariés des entreprises publiques, les étudiants, les routiers, les banques, les mineurs, etc. Le conflit prendra fin lors d'un "sommet social" organisé le 21 décembre[507]. Comme le montre le tableau 77, la popularité du Premier ministre s'en est considérablement ressentie:

TABLEAU 77

Popularité d'Alain Juppé (1995:2-1996-1)	
1995:2	3,32
1995:3	2,13
1995:4	0,54
1996:1	0,47

La baisse de popularité entre le troisième et le quatrième trimestre 1995 a été de près de 75 %, soit plus du double de la perte normale suivant l'effet d'état de grâce. Il s'agit de la plus forte chute de popularité entre deux trimestres observée sur notre période d'étude (donc depuis 1966). La non-prise en compte de ce phénomène entraînerait probablement un résidu très élevé et conduirait peut-être à une non normalité de la série des résidus. Nous avons décidé de construire une variable indicatrice, notée GREV, qui vaudra 1 au quatrième trimestre 1995 et 0 ailleurs. Son effet attendu est bien entendu négatif.

3.1.2.3.2 Les effets psychologiques

Il a parfois été fait mention dans les journaux d'un effet "coupe du Monde" sur la popularité politique lié à la victoire de la France lors de la coupe du Monde de football organisée chez elle en 1998. Effectivement, on a assisté à une forte hausse de la popularité du Premier ministre (et du Président) suite à cet événement (tableau 78)[508].

TABLEAU 78

Popularité de Lionel Jospin (1998:1-1998:4)	
1998:1	1,22
1998:2	1,69
1998:3	2,54
1998:4	1,70

[507] Source : dépêche AFP du 13 mai 2003.
[508] Nous rappelons que les sondages IFOP sont effectués en début du mois et que la finale a eu lieu le 12 juillet.

Ce choc positif sur la popularité a plusieurs explications comme la sur-médiatisation du comportement de l'exécutif ou l'euphorie populaire. Les variables détaillées précédemment ne pourront donc pas expliquer ce phénomène essentiellement psychologique. Comme pour les grèves, cela fait courir le risque d'un résidu très élevé et d'une série des résidus non normale. Nous avons donc procédé de la même manière en incluant une variable indicatrice, notée CM, qui vaut 1 le troisième trimestre 1998 et 0 ailleurs. Le signe attendu est positif. Une telle variable a été, à notre connaissance, pour la première fois, utilisée par Auberger (2001).

Dans le même esprit, Lafay *et al.* (1981) ont introduit une variable indicatrice pour prendre en compte le supplément de popularité octroyé à Raymond Barre en décembre 1979 suite à son hospitalisation. Or, pour les deux exemples semblables les plus récents, celui de la révélation du cancer de François Mitterrand en septembre 1992 et celui de l'intervention chirurgicale subie par Jean-Pierre Raffarin en mai 2005, on ne constate pas un tel supplément, suggérant ainsi qu'une telle relation, si elle existe, n'est pas automatique rendant par là-même toute modélisation délicate. Nous avons donc choisi de ne pas mettre de variable indicatrice "problèmes de santé". Cependant, nos données trimestrielles faisant apparaître une légère hausse de la popularité de Raymond Barre au quatrième trimestre 1979 (tableau 79), nous serons vigilants à un possible résidu élevé pour ce trimestre. Le cas échéant, une variable indicatrice sera introduite.

TABLEAU 79

Popularité de Raymond Barre (1979:1-1979:4)	
1979:1	0,68
1979:2	0,59
1979:3	0,51
1979:4	0,68

Toujours dans le domaine des effets psychologiques, on peut se demander si la popularité connaît des anomalies saisonnières à la manière des "effets week-end" et des "effets janvier" observé sur les marchés boursiers. Dans une dépêche AFP du 6 janvier 2004, un employé de l'IFOP, Jérôme Fourquet, parle en commentant le sondage de popularité de janvier 2004 "d'état de grâce de fin d'année, de trêve des confiseurs". En effet, on pourrait escompter une hausse de la popularité au moment des fêtes de fin d'année ou des vacances d'été. Douglas (1975) a montré dans le cas de l'Australie l'existence d'un "effet printemps" sur la popularité du gouvernement australien qui décroîtrait en avril, mai, juin. L'auteur n'apporte cependant pas d'explication théorique probante. En ce qui nous concerne, de tels effets, s'ils existent, étant impossibles à

détecter sur données trimestrielles compte tenu de leur durée limitée dans le temps, ne seront pas pris en compte[509].

A mi-chemin entre les facteurs politiques et les facteurs psychologiques affectant la popularité, on peut citer l'impact des scandales. Historiquement, celui-ci a été pris en compte dès l'une des deux premières études économétriques de la popularité (Mueller, 1970). En France, à notre connaissance, une seule étude sur le sujet a été menée, celle de Lafay et Servais (2000) que nous avons mentionnée dans la section sur le vote. Comme nous l'avons vu, la construction d'un "indice de scandales" tel que celui proposé par les auteurs n'est pas réalisable sur notre longue période d'étude. Reste la solution des variables indicatrices : 1 si scandale, 0 sinon. Mais, là encore, l'entreprise s'avère difficile. D'une part, on constate que les Premiers ministres ayant été touchés directement par un scandale lorsqu'ils étaient en exercice sont rares : Jacques Chaban-Delmas (la publication de sa feuille d'impôt dans *Le Canard Enchaîné* en janvier 1972 révèle qu'il est non imposable), Pierre Bérégovoy (révélation en février 1993 d'un prêt sans intérêt de un million de francs contracté en 1986 auprès d'un proche de François Mitterrand) et Alain Juppé (en juin et juillet 1995, on apprend que plusieurs membres de sa famille bénéficient d'un logement HLM de la Ville de Paris). Dans le premier cas, la popularité n'a subi aucun choc négatif, du moins au niveau de la popularité trimestrielle[510]. Dans le deuxième, l'exercice du pouvoir a été trop court pour en mesurer les effets. Dans le troisième, le Premier ministre, fraîchement nommé, connaissait son état de grâce[511]. D'autre part, on observe que la popularité du Premier ministre n'est pas significativement affectée lorsque l'un de ses ministres est touché par un scandale[512]. De toutes façons, une fois de plus, la modélisation en données trimestrielles aurait rendu l'utilisation de variables indicatrices peu pertinentes pour rendre compte de ces mouvements de popularité d'une durée souvent très brève.

---

509 A titre d'informations, des recherches entreprises par nos soins sur données mensuelles indiquent clairement une popularité systématiquement plus élevée en janvier qu'en décembre ou en février. En revanche, aucun effet saisonnier particulier n'a été détecté durant les mois d'été.

510 Anderson (1995a) trouve un effet significatif négatif sur des données mensuelles pour une variable expliquée définie comme la variation mensuelle dans le pourcentage de satisfaits.

511 D'autres Premiers ministres ont été impliqués dans un scandale mais postérieurement à l'exercice de leur charge : Georges Pompidou (en septembre 1968 dans "l'affaire Markovitz"), Laurent Fabius (en avril 1991 dans "l'affaire du sang contaminé") et Edith Cresson (en mars 1999 pour un emploi fictif financé par l'Union Européenne).

512 Sur notre période d'étude : suicide de Robert Boulin, alors ministre du Travail, en octobre 1978, après sa mise en cause dans une affaire immobilière, démission de Charles Hernu, alors ministre de la Défense, en septembre 1986 (suite à l'attentat contre le Rainbow Warrior le 10 juillet 1986), mise en cause d'Albin Chalandon, alors garde des Sceaux, en octobre 1987, dans une affaire d'escroquerie (joailliers Chaumet), démission de Bernard Tapie, alors ministre de la Ville, en mai 1992 (mise en cause dans une affaire d'abus de biens sociaux), démission d'Alain Carignon, ministre de la Communication en juillet 1994 (affaire de corruption dite du "Dauphiné-News"), démission de Gérard Longuet, ministre de l'Industrie, en octobre 1994 (financement du Parti Républicain), démission de Michel Roussin, alors ministre de la Coopération, en novembre 1994 (mise en cause dans une affaire de fausses factures) et démission de Dominique Strauss-Kahn, alors ministre de l'Économie et des Finances, en novembre 1999 (affaire dite de "la MNEF").

Avant de refermer ce long paragraphe consacré aux variables explicatives, il faut noter qu'en utilisant des variables indicatrices de type "coupe du Monde" ou "grèves", nous prêtons le flanc à certaines critiques. Paldam (1990, 11) qualifie de telles variables de "part de triche". En ce qui nous concerne, ces variables ne sont pas destinées à augmenter le R^2 ajusté et ainsi à améliorer la qualité des simulations historiques, mais simplement à permettre l'interprétation des résultats. En effet, sans ces variables indicatrices, on peut penser que les résidus eurent été très élevés pour les trimestres concernés ce qui aurait pu aboutir à des résidus non normaux. Or, on ne le répètera jamais assez, commenter les résultats d'une régression dont les résidus ne sont pas normaux n'a pas de sens. Nous ne nous sentons donc pas concernés par l'objection formulée par Goyeau (1985, 276) pour qui "un modèle qui se veut prévisionnel ne peut guère se fonder sur l'utilisation des dummies quand elle ne sert qu'à améliorer artificiellement l'explication *ex post*".

3.2 Les estimations

Le tableau 80 donne les résultats des tests de stationnarité[513].

TABLEAU 80

Test de stationnarité

Variable	Etape 1		Etape 2		Etape 3	Conclusion
	Tendance	Stat. de PP	Dérive	Stat. de PP	Stat. de PP	
POPt	-1,37	-6,92***	5,83***	-6,76***	-	stationnaire
CHOt	-1,59	-0,67	3,47***	-1,78	-	non stationnaire
CHOt-CHOt-1	-1,27	-5,28***	1,30	-5,10***	-4,90***	stationnaire
INF1t	-2,33**	-2,36	-	-	-	non stationnaire
INF1t-INF1t-1	-0,83	-7,30***	-0,10	-7,26***	-7,29***	stationnaire
INF2t	-2,84***	-3,76**	-	-	-	stationnaire
INF2t-INF2t-1	-0,64	-18,73***	-0,09	-18,67***	-18,74***	stationnaire
PIB_FRt	-0,05	-3,02	1,80*	-3,04**	-2,01**	stationnaire
PIB_FRt-PIB_FRt-1	-0,21	-9,36***	-0,51	-9,40***	-9,41***	stationnaire

Les variables de chômage et d'inflation définie en glissement annuel ne peuvent être introduites en niveau. D'autre part, la série POP étant stationnaire, on peut écarter tout phénomène de cointégration.

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 81.

[513] La période de test correspond à la période la plus étendue possible pour chaque variable : 1966:2-2005:1 pour l'inflation et le chômage et 1979:3-2003:2 pour le PIB. Les valeurs critiques à 5 % pour chacune des étapes sont respectivement de -3,44, -2,88 et -1,94 pour l'inflation et le chômage et -3,46, -2,89 et -1,94 pour le PIB. Le paramètre de troncature est égal à 4 pour la période la plus étendue et à 3 pour la période la plus courte. Nous avons vérifié que conclusions étaient identiques pour les séries retardées de chacune des variables. A noter qu'à la suite de Box-Steffensmeier et Smith (1996), il a été avancé que les séries de popularité pouvaient contenir une racine non plus entière mais fractionnaire. En l'absence de travaux sur le sujet en France, cette possibilité ne sera pas étudiée ici. Pour une tentative d'étude dans le cas français, on pourra se reporter à Dubois (2004).

TABLEAU 81

Equation de popularité (1966:2-2005:1)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0,31***	0,36***	0,32***	0,36***
	(4,75)	(3,99)	(4,80)	(5,23)
POP_{t-1}	0,64***	0,64***	0,64***	0,62***
	(11,65)	(11,42)	(11,72)	(10,96)
EG	1,43***	1,43***	1,44***	1,42***
	(6,31)	(6,32)	(6,26)	(6,28)
DRAP	0,27**	0,25**	0,27***	0,28***
	(2,39)	(2,20)	(2,31)	(2,98)
CM	1,14***	1,10***	1,13***	1,08***
	(23,19)	(18,30)	(21,29)	(25,26)
GREV	-1,14***	-1,16***	-1,14***	-1,08***
	(17,91)	(17,78)	(16,64)	(13,90)
$INF1_t$-$INF1_{t-1}$	-0,00	-	-	-
	(0,10)			
$INF2_t$	-	-0,03	-	-
		(1,09)		
$INF2_t$-$INF2_{t-1}$	-	-	-0,02	-
			(0,29)	
CHO_t-CHO_{t-1}	-	-	-	-0,33**
				(2,12)
N	155	155	155	155
R² ajusté	0,68	0,68	0,68	0,69
Q	0,94	0,96	0,94	0,88
Q²	0,62	0,56	0,60	0,62
JB	0,00	0,00	0,00	0,00
SER	0,39	0,39	0,39	0,39

La plupart des variables explicatives pressenties sont significatives. Parmi les variables temporelles, seule la variable d'usure du pouvoir n'est pas pertinente quelle que soit sa définition (US1 ou US2). Des variables économiques, seul le chômage est significatif. Notons que les résultats ne sont pas améliorés si des variables retardées pour le chômage et l'inflation sont introduites. Avant d'aller plus loin dans les commentaires, notons immédiatement que la statistique de Jarque-Bera indique que les résidus ne sont pas normaux quelle que soit l'estimation. Lorsqu'on examine les 155 résidus de notre meilleure estimation (celle avec $CHO_t - CHO_{t-1}$), on s'aperçoit que sur les dix valeurs les plus élevées, sept correspondent à

des trimestres d'entrée en fonction d'un nouveau Premier ministre. Parmi ces sept résidus, trois sont négatifs et quatre sont positifs. Tout ceci suggère que notre variable EG ne capte pas correctement les sauts de popularité au moment des changements de Premier ministre ; tantôt elle les surestime, tantôt elle les sous-estime. Nous avons donc opté pour des variables d'état de grâce personnel et introduit autant de variables indicatrices de que changements de Premier ministre, soit quinze sur notre période étude. Ces variables, notée EGi valent 1 le trimestre d'entrée en fonction du Premier ministre i et 0 ailleurs. Malgré cette modification dans la variable EG, des résidus élevés étaient encore observés en début d'échantillon, c'est-à-dire dans les années 1960 et le début des années 1970. On peut penser que cela est dû à une fiabilité toute relative des sondages qui apparaissent très volatils à l'époque. Nous avons donc décidé de réduire notre échantillon et de (re)démarrer notre étude au premier trimestre 1972. A partir de cette date, les résidus de notre estimation sont en effet normaux. Les nouveaux résultats obtenus figurent dans le tableau 82[514].

TABLEAU 82

Equation de popularité (1972:1-2005:1)

	(4a)		(4a) suite		(4a) suite
Constante	0,35***	EG4	0,74***	EG11	1,23***
	(8,14)		(29,17)		(34,38)
POP_{t-1}	0,59***	EG5	0,15***	EG12	2,44***
	(18,81)		(6,03)		(46,93)
DRAP	0,33***	EG6	2,35***	EG13	2,24***
	(3,72)		(60,04)		(68,18)
CM	1,12***	EG7	1,44***	EG14	0,86***
	(46,87)		(42,17)		(28,59)
GREV	-1,00***	EG8	0,54***	EG15	2,50***
	(21,11)		(19,00)		(103,84)
CHO_t-CHO_{t-1}	-0,44***	EG9	1,03***		
	(3,73)		(44,74)		
EG3	0,83***	EG10	0,55***		
	(34,71)		(14,59)		
		N	133		
		R² ajusté	0,89		
		Q	0,35		
		Q²	0,57		
		JB	0,09		
		SER	0,20		

514 Les données utilisées pour cette estimation sont présentées dans l'annexe 6.

La variable de chômage en interaction avec la variable indicatrice partisane ou la variable indicatrice de cohabitation n'améliore pas les estimations[515]. Même chose pour les variables de popularité personnelle. Celles-ci sont significatives avec le signe (attendu) positif. Le R^2 ajusté augmente à 0,91. Cependant, leur introduction rend les résidus non normaux et ce, quel que soit le sous-échantillon[516]. Nous avons donc choisi de ne pas inclure ces variables. Par ailleurs, l'inspection du résidu de 1979:4 n'a rien révélé de particulier (le résidu est même deux moins élevé que la moyenne des résidus de l'ensemble de l'échantillon), rejetant ainsi l'hypothèse d'un surplus de popularité pour Raymond Barre suite à son hospitalisation. Toutes les variables d'état de grâce sont significatives à 1 %[517]. En moyenne, l'effet d'état de grâce est de 1,30[518]. On constate en outre que l'inertie n'est pas très forte : environ 60 % de la popularité est reportée d'un trimestre à l'autre. Lorsque la France est impliquée dans une crise politique internationale, le Premier ministre reçoit un supplément de popularité de 0,33. Après la victoire de la France lors de la coupe du Monde de Football en 1998, le Premier ministre a connu une augmentation de sa popularité de 1,12. Enfin, la popularité d'Alain Juppé a chuté de 1,00 lors des grèves de décembre 1995. Pour le chômage, essayons de donner une interprétation plus précise. Supposons qu'au trimestre t-1, le taux de chômage s'élève à 10,5 % et que le ratio "satisfaits sur mécontents" soit de 40/40 (soit une popularité de 1). Si entre le trimestre t-1 et le trimestre t, le taux de chômage diminue de 0,3 point, alors la popularité passe de 1 à 1,13 et, pour un niveau de mécontents constant, le niveau de satisfaits augmente d'environ 5 points.

L'estimation du tableau 82 apparaît maintenant suffisamment robuste pour pouvoir tester l'impact des variables économiques. Nous avons procédé à plusieurs régressions en remplaçant à chaque fois la variable économique et en modifiant la période d'estimation. Le tableau 83 donne les résultats[519].

---

515 Pour les effets partisans, Veiga (1999) aboutit à la même conclusion pour un panel de pays européens.

516 Nous avons réduit l'échantillon en enlevant les dix premières observations, puis effectué le test de Jarque-Bera. Si le test aboutissait au rejet de la normalité des résidus, nous avons enlevé dix autres observations, et ainsi de suite.

517 Notre période d'étude ayant été réduite, les variables EG1 et EG2, modélisant respectivement l'effet d'état de grâce de Maurice Couve de Murville et de Jacques Chaban-Delmas, ont été sorties de l'analyse.

518 La popularité étant le ratio "pourcentage de satisfaits sur pourcentage de mécontents", il n'y a pas d'unité pour ces grandeurs.

519 "ns" indique que la variable est non significative et/ou n'a pas le signe attendu. Le chiffre entre parenthèse est le R^2 ajusté de la régression. Nous avons arrêté la période d'étude au premier trimestre 2002 pour avoir des périodes de vingt ou trente ans. Par ailleurs, sur la période 1972-1982, la relation apparaît instable avec, notamment, une variable de chômage qui n'est pas significative. Les résultats de cette période ne sont donc pas présentés.

TABLEAU 83

Influence des variables économiques

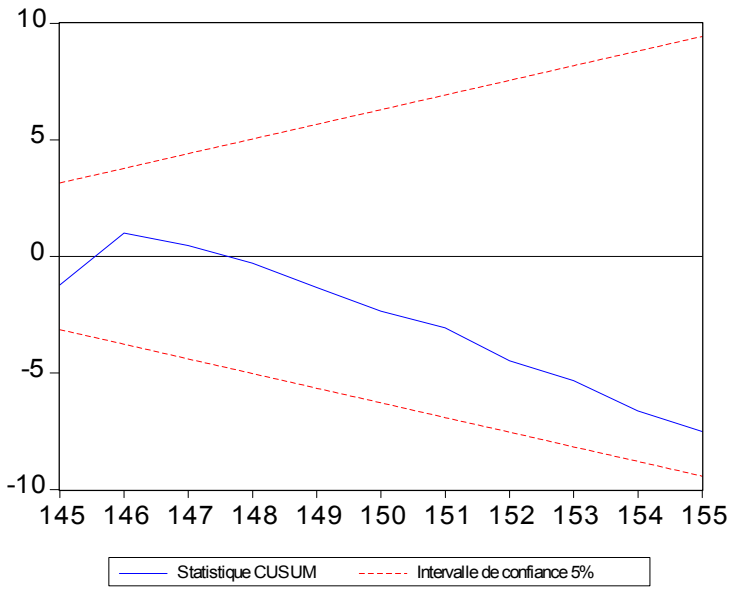
Variable	Période		
	1972:1 1992:1	1972:1 2002:1	1982:1 2002:1
$INF1_t$-$INF1_{t-1}$	ns	ns	ns
	(0,805)	(0,844)	(0,824)
$INF2_t$	ns	ns	ns
	(0,808)	(0,846)	(0,822)
$INF2_t$-$INF2_{t-1}$	ns	ns	ns
	(0,805)	(0,844)	(0,822)
CHO_t-CHO_{t-1}	-0,32**	-0,45***	-0,65***
	(0,821)	(0,872)	(0,879)
PIB_t-PIB_{t-1}	-	-	ns
	-	-	(0,826)
PIB_{t-1}-PIB_{t-2}	-	-	ns
	-	-	(0,826)
PIB_t	-	-	0,08***
	-	-	(0,862)
PIB_{t-1}	-	-	0,07***
	-	-	(0,850)
PIB_{t-2}	-	-	0,05***
	-	-	(0,837)

L'inflation n'est donc jamais significative quelle que soit sa définition et quelle que soit la période et ce, contrairement au chômage. On constate en outre que la croissance du PIB est parfois significative mais qu'elle ne domine pas, en termes de pouvoir explicatif, le chômage[520].

La littérature insiste souvent sur le fait que les équations de popularité sont instables (Paldam, 1991a, Nannestad et Paldam, 1994, Lewis-Beck et Paldam, 2000). Afin de vérifier cela, nous avons réalisé le test des moindres carrés récursifs présenté dans la section sur le vote (graphique 32).

[520] Dans chaque colonne, les R^2 ajustés peuvent être comparés les uns aux autres car la variable dépendante est définie de la même manière et le nombre d'observations est identique.

GRAPHIQUE 32



La conclusion est que notre relation n'est pas instable. On peut penser que cette stabilité résulte des multiples précautions prises pour garantir une estimation de qualité : séries stationnaires, correction de l'hétéroscédasticité, résidus normaux, non auto-corrélés et non conditionnellement hétéroscédastiques. Par ailleurs, si, pour le chômage par exemple, les estimations réalisées sur des sous-périodes font apparaître de légères modifications dans la valeur du coefficient estimé, le chômage reste une variables pertinente quel que soit l'échantillon. C'est peut-être plutôt ce type de stabilité là qui est à rechercher. Maintenant, pourquoi observe-t-on ces légères différences dans les coefficients estimés ? Deux raisons principales peuvent être invoquées. D'une part, le poids accordé aux variables économiques par les agents peut évoluer au cours du temps. Par exemple, un faible chômage sera moins pénalisé qu'un fort chômage (voir, entre autre, Paldam et Nannestad, 2000)[521]. D'autre part, selon une explication à notre connaissance ignorée dans la littérature, on peut penser que les coefficients reflètent la force de certains groupes sociaux. En effet, en estimant des équations de popularité par groupe socio-économique, Schneider (1978a) a été le premier à mettre en évidence des coefficients associés aux variables économiques différents d'une équation à l'autre. Notamment, le chômage a un impact (négatif) plus fort et l'inflation un impact (négatif) plus faible parmi les classes à bas revenus que parmi les classes à revenus élevés[522]. De même, Schneider (1978b)[523] montre qu'aux États-Unis les électeurs Républicains

[521] Cette intensité variable au cours du temps a motivé une ligne de recherche sur des "équations de popularité avec seuils" (voir, entre autres, Kernell et Hibbs, 1981).

[522] Plus précisément, le coefficient du taux d'inflation augmente continuellement de -1,0 (non significatif) à -2,6 (significatif à 99 %) lorsqu'on passe à des groupes de revenu de plus en plus élevés. De même, le coefficient du taux de chômage augmente continuellement en valeur absolue de 1,8 (non significatif) à 4,4 (significatif à 99 %) lorsqu'on

sont plus sensibles à l'inflation que les électeurs Démocrates (coefficient de -1,4 pour les Républicains contre -0,6 pour les Démocrates) et les électeurs Démocrates sont plus sensibles au chômage que les électeurs Républicains (coefficient de -3,0 pour les Démocrates contre -2,7 pour les Républicains)[524]. Une des implications de ceci est que, selon qu'un groupe social est dominant ou pas, l'équation de popularité agrégée n'aura pas la même allure dans le temps. En France, on peut penser que le poids négatif croissant du chômage est associé à la montée de l'électorat de gauche. On voit bien que nos deux explications sont complémentaires : selon un effet direct, le chômage ayant augmenté dans les années 1970, son coefficient est devenu plus élevé et selon un effet indirect, le chômage ayant augmenté dans les années 1970, l'électorat de gauche a pris plus d'importance et le coefficient associé au chômage est devenu plus élevé.

Enfin, comme nous l'avons fait pour le vote, examinons l'éventualité d'un problème de multicolinéarité dans notre régression. Tous les R^2 des régressions auxiliaires ayant une variable indicatrice comme variable dépendante sont nuls. Pour les autres, la statistique de Fisher associée n'est jamais significative au seuil de 5 %. Il n'y a donc pas de problème de multicolinéarité dans notre équation de popularité (tableau 84).

TABLEAU 84

Détection de la multicolinéarité

Variable dépendante	R^2	Statistique de Fisher
POP_{t-1}	0,12	0,96
CHO_t-CHO_{t-1}	0,14	1,08

3.3 Les simulations

Les utilisations d'équations de popularité à des fins de prévision sont rarissimes. Pissarides (1980), Borooah et van der Ploeg (1983) et Ursprung (1984) génèrent des simulations historiques pour juger de la qualité de leur équation. Frey et Schneider (1981a, 1982a) et Sanders (1991, 1996, 2005b) construisent quant à eux des prévisions *ex post* dynamiques, les premiers afin de comparer plusieurs modèles de prévisions et le second pour prévoir le vote.

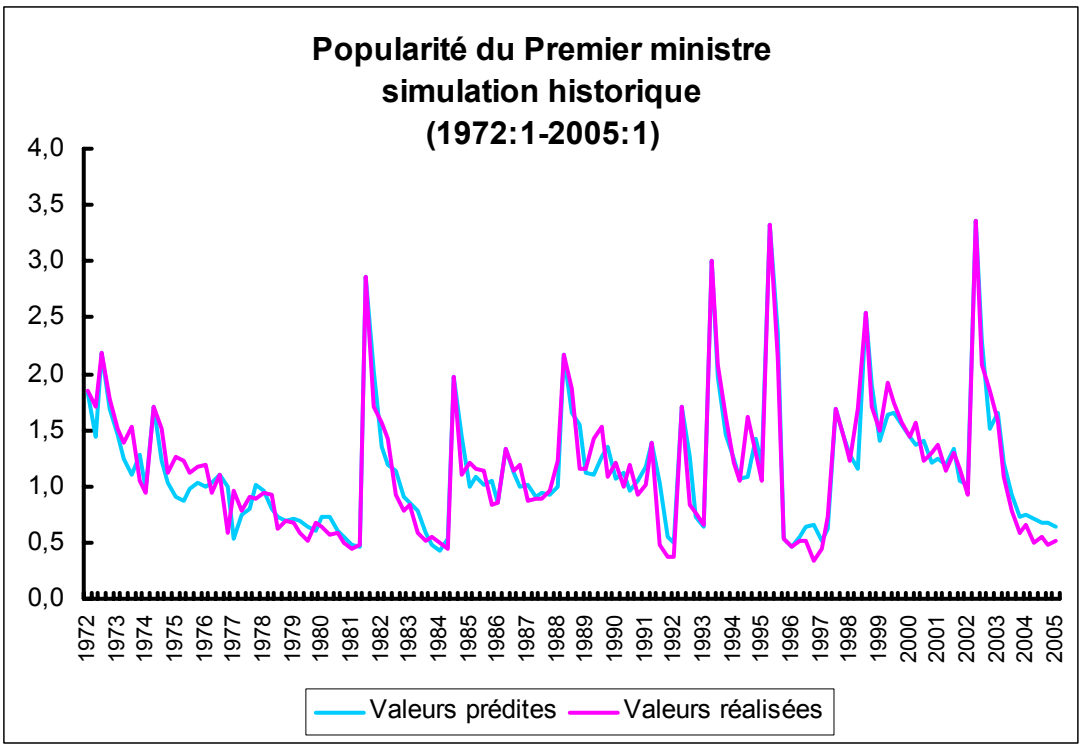
passe à des groupes de revenu de plus en plus faibles. L'étude de Schneider (1978a) concerne la popularité présidentielle américaine de 1969 et 1976.

[523] Cet article a été publié en Allemand. Nous nous en remettons au résumé en Français qui en est fait par Pommerehne *et al.* (1981). L'étude de Schneider (1978b) concerne la popularité présidentielle américaine de 1969 à 1976.

[524] A noter que cette dernière étude valide donc la théorie partisane de Hibbs (1977).

Pour notre modèle, le graphique représentant la simulation historique et les valeurs réalisées fait apparaître des écarts minimes entre les deux séries (graphique 33).

GRAPHIQUE 33



Cette grande proximité entre les deux séries se retrouve dans la faiblesse de la MAE et de la RMSE.

TABLEAU 85

Simulation historique de la popularité (1972:1-2005:1)	
MAE	0,13
RMSE	0,18

L'intervalle de confiance tel à 95 % est de [0,65;1,35] pour une prévision de popularité de 1,00.

Contrairement à l'équation de vote et à l'équation de sièges, la taille de l'échantillon permet ici de faire un test directionnel tel qu'indiqué dans le chapitre 1 et présenté dans le chapitre 3.

TABLEAU 86

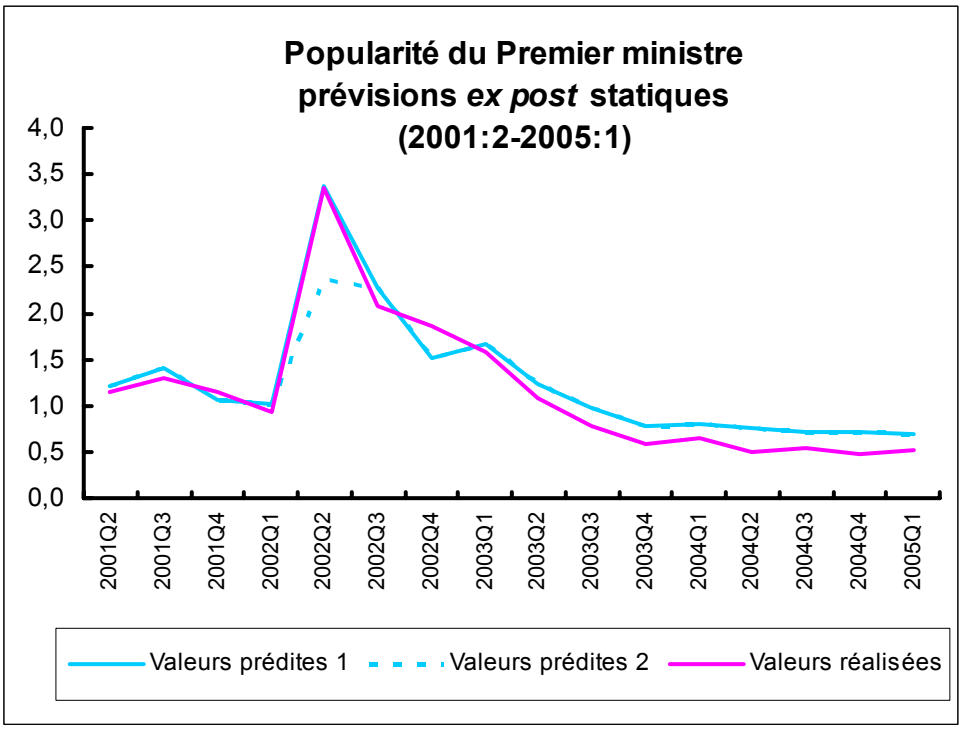
Test directionnel : simulation historique de la popularité

		Prévisions	
		ΔP>0	ΔP≤0
Réalisations	ΔR>0	27	26
	ΔR≤0	21	58

La statistique obtenue, égale à 8,07, est largement supérieure à la valeur du Chi-deux à un degré de liberté donné par la table pour un niveau de confiance de 95 % (3,84). On rejette donc l'hypothèse nulle d'indépendance du sens des prévisions et du sens des réalisations.

Pour les simulations *ex post* statiques, nous avons choisi de nous placer un peu avant les élections législatives de 2002, élections qui ont donné lieu à un changement de Premier ministre. L'utilisation d'une variable d'état de grâce personnel nous oblige à bâtir deux scénarios pour la valeur future de EG15. Selon le premier, l'effet d'état de grâce est important, comparable à celui qu'a connu Alain Juppé en 1995. La valeur retenue pour EG15 est 3,0. Selon le second scénario, le futur Premier ministre connaît un effet d'état de grâce modéré comme l'a connu son prédécesseur (Lionel Jospin). Dans ce cas, la valeur fixée pour EG15 est 1,5.

GRAPHIQUE 34



Trois enseignements peuvent être tirées du graphique 34 : (1) le scénario 1 donne les meilleurs résultats (ce qui est logique puisque l'effet d'état de grâce a finalement été fort), (2) la tendance est

relativement bien retranscrite, (3) on note cependant une légère surestimation lors des neuf derniers trimestres. Le calcul des MAE et des RMSE ne fait rien apparaître de plus (tableau 87).

TABLEAU 87

Prévisions *ex post* statiques de la popularité (2001:2-2005:1)

	Scénario 1	Scénario 2
MAE	0,15	0,22
RMSE	0,17	0,30

Conclusion du chapitre 4

Ce quatrième chapitre nous a permis de mettre à profit la large revue de la littérature effectuée dans la première partie et notamment les développements concernant le comportement de l'électeur.

L'équation de vote a montré que l'électeur français adopte clairement un comportement rétrospectif lorsqu'il juge la majorité sortante lors des élections législatives, ce qui est en accord avec les faits stylisés présentés dans le chapitre 2. Nous avons vu en outre qu'il se déterminait selon deux variables principales : la popularité du Premier ministre et la croissance du PIB. L'impact de cette variable est cependant atténué en période de cohabitation, ce qui atteste d'une diffusion des responsabilités et va là aussi dans le sens des études citées dans la partie précédente. Nous avons également montré l'absence de rôle joué par certains facteurs (vote lors des élections précédentes, variables économiques subjectives…). La non-prise en compte de certaines variables comme la campagne électorale a par ailleurs fait l'objet de justifications précises, ce qui rarement le cas dans la littérature des équations de vote. Conformément à d'autres études, la variable de PIB supplante par son pouvoir explicatif les deux autres grandes variables économiques que sont le chômage et l'inflation. Cela tient sans doute au fait que tous les électeurs ont globalement la même opinion sur la croissance alors que l'inflation ou le chômage sont jugés de manière plus ambiguë. L'équation de MUPPET présente en outre la nouveauté dans le cas français d'expliquer le vote lors du second tour des élections législatives. Il a en effet été montré que c'est au second tour que se jouait véritablement l'élection. Par ailleurs, le clivage gauche/droite et la présence de partis extrémistes ne posent pas de problème particulier.

Cette relation apparaît robuste et stable sur le plan économétrique et ce, malgré le faible nombre d'observations disponibles pour réaliser les estimations. Même si cela empêche d'obtenir des résultats fiables pour certains tests (stationnarité), cela ne doit pas nous effrayer car les échantillons réduits sont plus exigeants en matière de niveau de significativité.

Sur le plan des capacités prédictives, on constate une très bonne tenue du modèle notamment depuis le milieu des années 1980. Comparée à la pratique de la science politique en France, qui néglige largement l'économie comme facteur explicatif du vote, notre relation ouvre des perspectives intéressantes. Elle supplante les sondages d'intentions de vote et apparaît donc comme un substitut de choix. En effet, il est connu que les sondages de manière générale et les sondages d'intentions de vote en particulier présentent toutes sortes de biais (échantillonnage, problème de révélation des préférences…). La relation économétrique, non concernée par ces limites (même si elle en possède d'autres), peut donc générer des prévisions plus fiables.

Cependant, le pourcentage de voix reçu par la majorité sortante ne dit rien quant à sa reconduction. Avec 44,6 % des voix, la droite modérée a remporté les élections législatives de 1986 mais a perdu celles de 1997 avec un pourcentage plus élevé (46,1 %). Il était donc nécessaire de caractériser une relation permettant de passer des voix aux sièges. La deuxième section était consacrée à cette relation. A notre connaissance, pour la première fois dans le cas français, trois voies distinctes ont été explorées : celle d'une règle empirique (loi du cube), d'une loi statistique et d'une équation économétrique. Cette dernière apparaît comme la meilleure même si son pouvoir explicatif est limité. Cela suggère que des améliorations sont encore possibles. Nous avons toutefois complété la simple relation entre voix et sièges en incluant une variable indicatrice censée prendre en compte un possible effet perturbateur lié au changement de règle électorale lors du scrutin de 1986. Nous avons pu noter que cette variable n'était significative que dans l'équation de sièges et non dans l'équation de vote. Ceci confirme bien que les déterminants du vote et des sièges ne sont pas les mêmes et montre le danger d'expliquer directement le pourcentage de sièges reçu par les facteurs utilisés dans l'équation de vote.

Du point de vue des prévisions, l'équation de sièges remplit son objectif en prédisant *ex post* systématiquement le sens correct de la future majorité même si on note cependant des erreurs élevées.

La section sur le vote et la section sur les sièges présentait en outre une nouveauté dans le cas français : le calcul de probabilité de défaite pour la majorité sortante. Une autre caractéristique commune est le recours à une fonction agrégée au niveau national. S'il est vrai qu'en France il existe d'autres modèles utilisant notamment les données mélangées, les équations agrégées restent privilégiées aux États-Unis ou en Grande-Bretagne par exemple. Notre choix, dicté principalement par la finalité de MUPPET, ne doit donc pas être vu comme un retour en arrière.

Nous avons ouvert la troisième et dernière section de ce chapitre en mettant en avant les différences pouvant exister entre le vote et la popularité politique et en justifiant ainsi la construction d'une équation de popularité en plus d'une équation de vote. Nous avons vu que les

équations de popularité offraient certes un échantillon plus large mais que les préférences révélées dans les sondages pouvaient être faussées contrairement à celles exprimées dans les urnes. A cela s'ajoutait le fait que le vote et la popularité n'ont généralement pas les mêmes facteurs explicatifs et que la popularité ne suffit pas à déterminer seule le vainqueur d'une consultation électorale.

Par rapport à la littérature existante, notre équation de popularité a marqué plusieurs évolutions. La première est celle du choix d'une variable dépendante exprimée en ratio "satisfaits sur mécontents". Certes, ceci ne constitue pas une nouveauté mais pour la première fois à notre connaissance, il a été montré que les mesures alternatives pouvaient conduire à des interprétations erronées. L'exemple le plus frappant étant celui où un même pourcentage de satisfaits peut traduire une satisfaction ou un mécontentement à l'égard du Premier ministre. Le ratio "satisfaits sur mécontents" permet également de mieux prendre en compte le fait que certains Premiers ministres sont inconnus du grand public au moment de leur nomination. Si l'on retient juste le pourcentage de satisfaits, celui-ci apparaît artificiellement faible en raison du pourcentage de "sans opinion" très élevé lors des premiers sondages de popularité d'un nouveau Premier ministre. Si maintenant, on regarde le pourcentage de mécontents, on s'aperçoit qu'il est encore plus faible que le pourcentage de satisfaits. Le ratio "satisfaits sur mécontents" fait donc apparaître une popularité forte, ce qui est le cas en vertu de l'effet d'état de grâce. Un autre résultat est l'absence de rôle joué par l'inflation. La principale raison avancée est que celle-ci représente un coût et un bénéfice à la fois et qu'au total son impact est nul. Les variables explicatives pertinentes sont la popularité retardée, les effets d'état de grâce personnels, le chômage, le ralliement autour du drapeau, l'effet coupe du Monde de football en 1998 et les grèves de 1995. Notre réticence à employer ces deux dernières variables, par ailleurs très décriées dans la littérature, a été vaincue par la nécessité de rendre les résidus normaux et donc de modéliser certains résidus très élevés. Sans ces deux variables, les résidus ne sont pas normaux et nos résultats ne peuvent tout simplement pas être interprétés.

Parmi les autres évolutions, on peut noter que la relation estimée apparaît stable ce qui contredit la littérature sur les équations de popularité. Enfin, si les équations de vote ou de sièges sont fréquemment utilisées à des fins de prévision, il en est tout autre des équations de popularité. En effet, les études ayant procédé à des prévisions de popularité sont rarissimes. Dans notre cas, les prévisions sont de très bonne qualité tant pour la simulation historique que pour les prévisions *ex post* statiques. Concernant la simulation historique, mentionnons que la mise en œuvre d'un test directionnel pour évaluer la qualité de prédiction des points de retournement constitue, à notre connaissance, une première dans le cas d'une équation de popularité.

Avant de refermer ce chapitre, nous souhaiterions apporter quelques commentaires généraux.

Le premier concerne l'équation de vote pour laquelle nous avons vu que la cohabitation jouait un grand rôle. On peut se demander si ce n'est pas préjudiciable pour la prévision de ne pas avoir d'équation de vote présidentiel et donc d'être incapable de prédire une situation future de cohabitation. La réponse est négative. MUPPET est un modèle de court terme. Il ne génère donc des prévisions qu'à un ou deux ans maximum. En tous cas, il ne prévoit pas plus loin qu'une législature. Donc au moment où l'on fait une prévision de vote, on sait obligatoirement si on est en cohabitation ou pas.

Le deuxième point concerne également la prévision et la difficulté à gérer certaines variables. Comme nous l'avons vu dans le cas de la popularité, la prise en compte d'un effet d'état de grâce personnalisé nous oblige à bâtir un ou plusieurs scénarios pour faire une prévision. De même, MUPPET est incapable de prévoir les changements de Premier ministre en cours de législature ou les résultats d'élections anticipées (en tous cas, pas avant qu'elles ne soient annoncées). Dans le premier cas, des modélisations existent mais elles ont surtout pour objet une explication *ex post* des changements intervenus et ne peuvent être utilisées à des fins de prévision (Lafay, 1981b). Pour les élections anticipées, on peut utiliser un modèle probit à la manière de ceux estimés pour les pays à élections endogènes. Cependant, de telles modélisations nécessitent une "tradition d'élections anticipées", c'est-à-dire un nombre d'élections anticipés suffisant pour permettre une estimation, ce qui n'est pas le cas de la France. Il faut également pouvoir identifier des facteurs récurrents expliquant ces changements de dates d'élections. Là encore, dans le cas français, cela paraît difficile, des motivations diverses ayant été à l'origine des différentes élections anticipées.

L'avant dernier point que nous souhaiterions aborder concerne les possibilités de ces équations. Chacune d'entre elles repose sur le fait que l'économie détermine plus ou moins le soutien politique. Cependant, le vote économique, même complété par des facteurs politiques, a ses limites. Le cas des élections présidentielles aux États-Unis en 2000 que nous avons développé mais aussi et surtout celui des élections parlementaires en Espagne en 2004 en sont de bons exemples. Dans ce dernier cas, la mauvaise communication du gouvernement après les attentas de Madrid intervenus trois jours avant le scrutin (11 mars) ainsi que l'impopularité de l'engagement de l'armée espagnole en Irak, perçu comme la cause principale des attentats, est venu effacer un bilan économique plus que satisfaisant. Nos équations, aussi théoriquement fondées et empiriquement robustes soient-elles, ne seront jamais capables de prévoir les résultats d'une échéance se déroulant dans un contexte si particulier.

Enfin, la littérature considère généralement que l'économie explique un tiers de la variation du soutien politique. On parle de "e-fraction" (Paldam, 1990, 3, Nannestad et Paldam, 1994, 237, Lewis-Beck et Paldam, 2000, 114). Il ne s'agit pas là d'une règle empirique qui découle d'un calcul quelconque mais d'une observation de la littérature effectuée par un chercheur danois, Martin Paldam (Paldam, 1990, 13). Notre observation des équations de MUPPET nous laisse à penser que le poids de l'économie est nettement plus fort.

Chapitre 5 : Les équations de performance économique

Le chapitre précédent a montré combien les variables économiques étaient, dans le cas français, des déterminants importants du soutien politique. On peut donc légitimement penser que si les Français sont sensibles aux résultats des politiques économiques mises en place par leurs gouvernants, alors ces derniers vont tenter de les satisfaire en menant des politiques opportunistes ou partisanes, politiques dont nous avons vu les caractéristiques dans le chapitre 2.

Sous le vocable "d'équations de performance économique" nous avons regroupé les équations ayant pour variable expliquée une variable économique, cette dernière pouvant être une variable de résultats ou une variable d'instrument.

Plus précisément, nous avons retenu cinq variables. D'une part, notre modèle comporte quatre variables domestiques : la croissance du PIB, les prix, le chômage, les finances publiques, et d'autre part, une variable décrivant la conjoncture économique internationale. Notre choix a été guidé par l'importance qu'ont ces variables aux yeux des Français et par la place qu'elles occupent dans les médias[525]. Bien entendu, cette liste de variables importantes est loin d'être exhaustive. On pourra regretter l'absence de grandeurs macroéconomiques comme la consommation des ménages ou l'investissement des entreprises. Il a fallu nous limiter tant pour éviter que le modèle ne devienne une "boîte noire" et en garder ainsi le contrôle que pour faire face aux contraintes matérielles et immatérielles qui s'imposaient à nous.

Contrairement au précédent, ce chapitre ne comporte pas autant de sections que d'équations. En effet, nous avons inclus la présentation de l'équation d'environnement international dans la section consacrée à l'équation de croissance du PIB. Nous verrons en effet que, dans notre modèle, l'environnement international n'a un impact que sur cette seule variable.

Nous présenterons successivement l'équation de croissance du PIB, l'équation de prix, l'équation de chômage et l'équation de finances publiques. Comme nous le verrons, ces équations sont fortement dépendantes les unes des autres et, en conséquence, il n'y a pas d'ordre particulier qui se soit imposé à nous.

[525] Bien entendu, les deux sont liés : ces variables sont médiatisées parce qu'elles intéressent les Français et intéressent les Français parce qu'elles sont médiatisées.

1 UNE ÉQUATION DE CROISSANCE DU PIB FONDÉE SUR LA THÉORIE RATIONNELLE PARTISANE

Nous avons choisi une modélisation atypique consistant à expliquer la croissance du PIB par une équation économétrique. En effet, dans la plupart des modèles macroéconométriques, le PIB, le plus souvent en niveau, n'est pas expliqué par une équation de comportement mais par une équation de définition, le PIB étant la somme de ses composantes[526], elles-mêmes déterminées pour la plupart par une équation de comportement. Il en va de même pour les modèles politico-économiques existants comme celui de Aubin *et al.* (1985) par exemple. On trouve cependant des exceptions. Parmi elles, on peut citer la modélisation du PIB dans le premier modèle macroéconométrique construit à la Banque de France (David, 1972). On peut également mentionner les travaux de Harvey (1991) et de Dubois et Janci (1994) sur le lien entre la croissance du PIB et la courbe des taux d'intérêt même si ceux-ci ne se situent pas dans le cadre d'un modèle macroéconométrique. Pour justifier l'absence de relation comptable pour le PIB dans notre modèle, nous citerons ce qui est, selon nous, le principal inconvénient d'une telle relation : la compensation des erreurs. Le petit exemple ci-dessous illustre ce point. Nous avons généré deux variables aléatoires[527], X et Y, et supposé que leur somme en définissait une troisième :

TABLEAU 89

Un exemple de compensation d'erreurs de prévisions

Période	Y	X	Y+X
5	0,471	0,997	1,468
4	0,846	0,653	1,499
3	0,372	0,193	0,564
2	0,995	0,528	1,523
1	0,501	0,932	1,433

Supposons que l'on se place à la période 4 pour faire une prévision pour la période 5 et que, sur la base d'un processus naïf, on utilise comme prévision la valeur la plus récente. La prévision pour Y sera 0,846 et la prévision pour X, 0,653. Soit une prévision pour la somme de 1,499. On constate que, comparée à la valeur réalisée, la prévision est d'excellente qualité (1,499 contre 1,468). Mais ce fait masque une autre réalité : les erreurs de prévision commises sur Y et X sont

[526] Le produit intérieur brut est la somme des consommations intermédiaires, des dépenses de consommation finale, de la formation brute de capital fixe, des exportations et des acquisitions nettes d'objets de valeur à laquelle on retranche les importations.
[527] Sous Excel.

très importantes. Expliquer l'évolution du PIB par une relation économétrique permet d'éviter ces compensations d'erreurs. Cependant, ce principal avantage constitue aussi le principal inconvénient. En effet, en définissant une variable de PIB comme la somme de deux composantes expliquées par une équation de comportement, on peut identifier plus aisément la source des erreurs commises. Encore faut-il que les prévisions des composantes soient elles-mêmes diffusées. Force est de constater que c'est actuellement rarement le cas. Par ailleurs, comme nous le verrons, le choix d'une modélisation économétrique du PIB peut recevoir une justification supplémentaire si l'équation estimée est la forme réduite d'un modèle analytique.

En parcourant la littérature, on trouve de nombreux travaux, pour l'essentiel empiriques, ayant pour objet d'expliquer la croissance économique à la fois par des facteurs économiques et par des facteurs politiques[528]. La plupart des déterminants politiques ont trait au niveau de développement démocratique et à l'instabilité et à la violence politique[529]. Cependant, ces études ont surtout vocation à expliquer les différences observées entre les pays dans les performances en matière de croissance. Elles permettent en outre d'identifier quelques uns des déterminants de long terme de la croissance. Or, MUPPET est un modèle mono-pays et, qui plus est, de court terme. Sa philosophie nécessite de donc s'appuyer sur un modèle adapté et, dans ce cadre-là, les facteurs politiques mentionnés précédemment ne nous seront donc d'aucune utilité. Le modèle retenu pour la modélisation de la croissance du PIB dans MUPPET fait l'objet de la première sous-section. La deuxième est quant à elle consacrée à la spécification de l'équation de PIB déduite de la sous-section précédente, ainsi qu'aux estimations et aux simulations relatives à cette équation. Ces paragraphes sont complétés par l'endogénéisation d'une des variables explicatives de la croissance du PIB.

1.1 La base théorique de l'équation de croissance du PIB de MUPPET : le modèle d'Alesina (1987)

Nous avons déjà présenté le modèle d'Alesina (1987) dans ses grands lignes lors de l'exposé de la théorie des cycles partisans (paragraphe 2.1.2.2.1, chapitre 2). Compte tenu des faits stylisés présentés pour le cas français, ce modèle nous semble tout à fait pertinent pour expliquer l'évolution du PIB à court terme depuis la fin des années 1970. C'est pour cela que nous avons

[528] C'est ici ce qui nous intéresse tout particulièrement. Nous laisserons donc de côté les approches purement économiques comme, par exemple, l'estimation de fonctions de production de type Cobb-Douglas. Nous renvoyons à Sturm *et al.* (1996) pour un bilan de la littérature récent sur ce sujet.

[529] Przeworski et Limongi (1993) et Brunetti (1997) constituent les bilans de la littérature les plus complets. Les études les plus célèbres sont celles de Barro (1991, 1996). Pour une application récente aux pays de l'Europe de l'Est en transition, on pourra se reporter à Dubois (2005).

choisi de détailler le modèle dans cette sous-section. Nous avons toutefois introduit la possibilité d'une banque centrale indépendante pour tenir compte des critiques formulées dans la section 3 du chapitre 2.

Le gouvernement exploite une relation de Phillips de court terme. Celle-ci est incorporée dans une fonction d'offre agrégée qui s'écrit :

$$y_t = \bar{y} + \gamma(\pi_t - w_t) \tag{1}$$

où y_t est le taux de croissance de la production, π_t est le taux d'inflation, w_t est le taux de croissance des salaires nominaux et $\bar{y}$ le taux de croissance de la production compatible avec le taux naturel de chômage[530]. γ est un paramètre positif.

Le modèle comporte deux périodes, t et t+1, les élections ayant lieu au début de la période t. Les salaires sont négociés à la fin de chaque période pour la période suivante. Les salariés voulant garder leur pouvoir d'achat constant, le taux de croissance des salaires nominaux est égal au taux d'inflation anticipé :

$$w_t = \pi_t^e \tag{2}$$

On suppose qu'il y a trois agents : un parti de gauche, noté G, un parti de droite, noté D, et une banque centrale, notée BC). Chaque agent i est caractérisé par une fonction de perte qui s'écrit :

$$L_t^i = \frac{1}{2}\left[(y^* - y_t)^2 + m_i \pi_t^2\right] \tag{3}$$

avec i = G, D, BC. y^* est le niveau de production cible qui peut être associé au niveau de production de plein-emploi. On pose $a = y^* - \bar{y} > 0$. Donc au niveau de production d'équilibre, il y a du chômage naturel (situation de sous-emploi). On suppose en outre que :

$$m_i > 0, \forall\, i$$

et $$m_G < m_D < m_{BC}$$

[530] On parle également de "niveau de production d'équilibre" ou de "niveau de production de long terme".

Cela signifie que la pénalisation de l'inflation est plus forte pour le parti de droite que pour le parti de gauche[531] et que la banque centrale est supposée être plus conservatrice que le parti de droite.

Les proportions des électeurs ayant des préférences pour l'un ou l'autre des partis sont aléatoires si bien qu'on ne connaît pas, à l'avance, le résultat des élections. On peut cependant calculer des probabilités suivant des sondages. Soit p la probabilité, définie à la période qui précède l'élection, que le parti de gauche gagne en t (symétriquement, (1 - p) est la probabilité que ce soit le parti de droite).

La variable d'action est le taux d'inflation. La politique monétaire est menée par banque centrale qui est caractérisée par un degré d'indépendance θ avec $0 \leq \theta \leq 1$. Pour $\theta = 1$, la banque centrale est totalement indépendante et pour $\theta = 0$, la banque centrale met en œuvre sans restriction la politique souhaitée par le gouvernement. Le parti nouvellement élu signale à la banque centrale son taux d'inflation souhaité et, selon son degré d'indépendance, la banque centrale répond favorablement ou non.

En combinant la fonction d'offre agrégée et la relation liant la production de plein-emploi à la production d'équilibre, on obtient :

$$y^* - y_t = a - \gamma\pi_t + \gamma\pi_t^e \qquad (4)$$

La minimisation de la fonction de perte nous donne le taux d'inflation souhaité par chaque agent pour la période t :

$$\pi_t^i = \frac{\gamma a + \gamma^2 \pi_t^e}{\gamma^2 + m_i} \qquad i = G, D, BC. \qquad (5)$$

[531] A noter que dans cette version simplifiée du modèle d'Alesina (1987), la pénalisation du chômage est la même pour la gauche et pour la droite alors que dans la version originale, seul le parti de gauche est pénalisé par le chômage. Par ailleurs, toujours dans la version originale, il n'y a pas de paramètre m mais une cible d'inflation positive pour le parti de gauche et nulle pour le parti de droite. Enfin, cette spécification semble aller à l'encontre du fait sytilisé mis en évidence dans le paragraphe 1.3.1 du chapitre 2 (pas de différence partisane en France en ce qui concerne la lutte contre l'inflation). En fait, il faut garder à l'esprit que la première préoccupation des électeurs de gauche comme de droite est le chômage et qu'il y a bien des différences partisanes marquées le concernant. Les gouvernants voulant satisfaire les électeurs, ils augmentent l'inflation quel que soit le taux souhaité par les agents. Ceci est vrai pour la gauche comme pour la droite. Mais comme les électeurs de droite accordent une priorité moindre à la lutte contre le chômage, leur satisfaction passe par la pratique d'un taux d'inflation plus faible.

Comme $m_{BC} > m_D > m_G$, on a $\pi_t^G > \pi_t^D > \pi_t^{BC}$: le taux d'inflation préféré par la gauche est plus élevé que le taux d'inflation préféré par la droite qui est lui-même supérieur au taux préféré par la banque centrale.

Soit $(\pi_t^j)^*$ le taux d'inflation effectivement réalisé par la banque centrale pour la période t lorsque le parti j a été élu. On suppose :

$$(\pi_t^j)^* = \theta\,\pi_t^{BC} + (1-\theta)\,\pi_t^j \qquad j = G, D. \qquad (6)$$

où π_t^j est le taux d'inflation souhaité pour la période t par le parti j lorsqu'il a gagné les élections[532]. Pour les années d'élections, les anticipations d'inflation sont formées de la manière suivante :

$$E\left[(\pi_t^j)^*\right] = \theta\,\pi_t^{BC} + (1-\theta)\left[p\cdot\pi_t^G + (1-p)\cdot\pi_t^D\right] \qquad j = G, D. \qquad (7)$$

Les anticipations sont rationnelles mais comme les agents ne connaissent pas le résultat des élections au moment où ils forment leurs anticipations, ils ne savent quel parti sera au pouvoir et quel taux d'inflation sera pratiqué. L'équation 7 traduit cette incertitude. En combinant les relations 1, 2 et 7, on obtient les niveaux de production selon le parti au pouvoir après les élections :

$$y_t^G = \bar{y} + \gamma(1-\theta)(1-p)\left(\pi_t^G - \pi_t^D\right) \quad \text{(parti de gauche élu)} \qquad (8)$$

$$y_t^D = \bar{y} + \gamma(1-\theta)p\left(\pi_t^D - \pi_t^G\right) \quad \text{(parti de droite élu)} \qquad (9)$$

Pour $\theta = 1$, $y_t^G = \bar{y}$ lorsqu'un parti de gauche est élu et $y_t^D = \bar{y}$ lorsqu'un parti de droite est élu. Donc, lorsque la banque centrale est totalement indépendante, il n'y a pas de différence partisane dans le niveau de production et donc pas de cycle partisan.

Pour $\theta \neq 1$, on trouve les résultats classiques d'Alesina (1987) :

- Comme $\pi_t^G > \pi_t^D$, on a $y_t^G > \bar{y}$: lorsqu'un gouvernement de gauche arrive au pouvoir, on a une expansion économique en première période.

---

[532] Nous avons introduit la notation j pour distinguer les partis de la banque centrale. On a donc $\pi_t^i = \pi_t^j$ pour i = G, D. De même, la relation 1 combinée avec la relation 2 peut s'écrire $y_t = \bar{y} + \gamma\left[(\pi_t^j)^* - E\left[(\pi_t^j)^*\right]\right]$.

- Comme $\pi_t^G > \pi_t^D$, on a $y_t^D < \bar{y}$: lorsqu'un gouvernement de droite arrive au pouvoir, on a une contraction de l'économie en première période[533].

Pour la seconde période, c'est-à-dire la période sans élection, on a :

$$y_{t+1} = \bar{y} + \gamma\left[\left(\pi_{t+1}^j\right)^* - E\left[\left(\pi_{t+1}^j\right)^*\right]\right] \tag{10}$$

Comme il n'y a plus d'incertitude liée aux élections, les anticipations sont simplement $E\left[\left(\pi_{t+1}^j\right)^*\right] = \left(\pi_{t+1}^j\right)^*$ et donc $y_{t+1} = \bar{y}$; il n'y a plus de choc inflationniste.

En introduisant (7) dans (5), on obtient :

$$\pi_t^G = \frac{\gamma a + \gamma^2\theta\pi_t^{BC} + \gamma^2(1-\theta)(1-p)\pi_t^D}{\gamma^2 + m_G - \gamma^2(1-\theta)p} \tag{11}$$

$$\pi_t^D = \frac{\gamma a + \gamma^2\theta\pi_t^{BC} + \gamma^2(1-\theta)p\pi_t^G}{\gamma^2 + m_D - \gamma^2(1-\theta)(1-p)} \tag{12}$$

$$\pi_t^{BC} = \frac{\gamma a + \gamma^2(1-\theta)p\pi_t^G + \gamma^2(1-\theta)(1-p)\pi_t^D}{\gamma^2(1-\theta) + m_{BC}} \tag{13}$$

En posant $\gamma = 2$, $A = m_{BC} + 4$, $B = m_D + 4$ et $C = m_G + 4$ et en combinant les relations 11, 12 et 13, on obtient finalement :

$$\pi^G = \frac{2aAB(A-4\theta)}{ABC(A-8\theta) + 16\theta^2 BC - 4A(1-\theta)\left[pB + (1-p)C\right](A-4\theta)} \tag{14}$$

$$\pi^D = \frac{2aAC(A-4\theta)}{ABC(A-8\theta) + 16\theta^2 BC - 4A(1-\theta)\left[pB + (1-p)C\right](A-4\theta)} \tag{15}$$

On peut montrer que, pour les années d'élections, on a :

$$\frac{\partial\pi^G}{\partial\theta} < 0, \frac{\partial\pi^D}{\partial\theta} < 0, \frac{\partial\pi^{BC}}{\partial\theta} < 0, \frac{\partial(\pi^G)^*}{\partial\theta} < 0, \frac{\partial(\pi^D)^*}{\partial\theta} < 0, \frac{\partial Y^G}{\partial\theta} < 0, \frac{\partial Y^D}{\partial\theta} > 0, \forall p.$$

533 Remarquons que normalement $\left(\pi_t^D\right)^*$ devrait être suffisant pour diminuer le salaire réel et donc permettre une augmentation du niveau de l'emploi. Mais ce n'est pas le cas car les salaires augmentent au taux $E\left[\left(\pi_t^j\right)^*\right]$, les prix au taux $\left(\pi_t^D\right)^*$ et $E\left[\left(\pi_t^j\right)^*\right] > \left(\pi_t^D\right)^*$.

Ici, le cycle ne provient pas de l'ignorance des électeurs mais du manque d'informations concernant le résultat des élections (voir également Blanchard, 1985, sur ce point). Le cycle ne résulte donc pas d'une volonté politique quelconque mais de l'asymétrie d'information des électeurs qui, ne sachant pas quel parti va être élu, anticipent l'inflation en fonction de la probabilité des résultats. Donc tout dépend de la distribution des probabilités et de l'écart entre celles-ci et le résultat effectif des élections. En dehors des élections, il y a toujours de l'inflation mais celle-ci est anticipée par les agents, ce qui rend toute inflation surprise impossible.

Concernant les conséquences de l'introduction d'une banque centrale dans le modèle d'Alesina (1987), la principale conclusion est que seule une banque centrale *totalement* indépendante permet d'éliminer le cycle partisan. On retrouve ainsi les résultats de certaines études mentionnées précédemment comme Lossani *et al.* (2000) par exemple.

1.2 L'équation de croissance du PIB de MUPPET

Nous verrons successivement la spécification, les estimations et les simulations de l'équation de croissance du PIB français dans MUPPET puis nous nous pencherons sur l'endogénéisation de l'une des variables explicatives.

1.2.1 La spécification

Selon le test classique du modèle d'Alesina (1987), déjà décrit par ailleurs[534], l'équation à estimer est de la forme suivante :

Croissance du PIB = f (environnement économique, facteurs politiques)

Les conditions de transposition du modèle d'Alesina (1987) à la France, notamment la validité de la séparation gauche / droite comme approximation de la séparation entre deux grands partis ont déjà été discutés. Nous ne les reprendrons pas ici. Nous examinerons la variable dépendante ainsi que les variables explicatives retenues.

[534] Paragraphe 2.1.2..2.2, chapitre 2.

1.2.1.1 La variable dépendante

Deux questions principales se posent : quelle périodicité des données retenir et quelle définition du taux de croissance retenir ? En effet, faut-il estimer l'équation de croissance sur données trimestrielles, semestrielles ou annuelles ? De même, doit-on utiliser des taux de croissance bruts, annualisés ou en glissement ?

Concernant la première question, le choix naturel est celui des données trimestrielles. Celles-ci ont bien sûr l'avantage d'offrir un échantillon plus large mais aussi de permettre des calculs semestriels et annuels, ce qui est intéressant dans l'optique de comparaison de nos prévisions de croissance avec celles de l'OCDE et de l'INSEE.

Pour le second point, la réponse est moins évidente. Rappelons les trois définitions :

Taux de croissance bruts : $Y_t = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} \times 100$

Taux de croissance annualisés : $Y_t = \left[\left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^4 - 1 \right] \times 100$

Taux de croissance en glissement : $Y_t = \frac{y_t - y_{t-4}}{y_{t-4}} \times 100$

où y est le niveau du PIB. Les premiers sont les taux calculés par l'INSEE que nous avons vus au début du présent travail. Les seconds sont peu utilisés mais se rapprochent des prévisions fournies par l'OCDE (taux de croissance semestriels annualisés). Enfin, les derniers sont ceux retenus par la littérature sur les cycles politico-économiques (Alesina et Roubini, 1992, 1997, entre autres).

Pour trancher, il nous faut donc un critère. Comme nous l'avons mentionné auparavant, nous avons postulé que la croissance française suivait celle de l'étranger. Il est donc naturel de sélectionner une définition du taux de croissance qui donne une série de taux de croissance français proche d'une ou plusieurs séries de taux de croissance étrangers. Le tableau 90 présente pour nos trois définitions du taux de croissance les coefficients de corrélation entre le taux de croissance français et les taux de croissance étrangers[535].

[535] La liste des pays composant les différentes zones n'est pas reprise ici. On renvoie au site de l'OCDE pour tout complément. A noter que l'OCDE propose également des agrégats pour l'OCDE Total et l'OCDE Europe avec tous les pays actuellement membres de l'OCDE (et pas seulement les pays fondateurs) mais les séries des données pour ces deux zones ne débutent qu'au premier trimestre 1995. A noter que la série de l'Union Européenne concerne 15

TABLEAU 90

Corrélation de la croissance française avec la croissance étrangère (1979:1-2003:2)

Définition du taux de croissance	OCDE Total (pays fondateurs)	OCDE Europe (pays fondateurs)	Europe des 15	Zone Euro	G7
Bruts	0,45	0,68	0,70	0,70	0,41
Annualisés	0,45	0,68	0,70	0,70	0,41
En glissement	0,51	0,78	0,82	0,82	0,48

Comme on peut le constater, une définition se distingue nettement des autres : celle des taux de croissance en glissement. Comme, de plus, c'est celle que la littérature retient généralement, nous avons opté pour elle.

Le dernier point à traiter concerne l'année de base à retenir pour nos variables de croissance. Depuis le début 2005, l'OCDE propose des séries en base 2000. Néanmoins, nous avons choisi de conserver les données en base 1995 car c'est dans cette base que sont exprimées les prévisions de l'INSEE et de l'OCDE sur la période récente. La base 1995 permettra donc des comparaisons avec ces prévisions contrairement à la base 2000.

1.2.1.2 Les variables explicatives

Compte tenu de la spécification de base indiquée dans l'introduction de la présente sous-section, nous examinerons successivement les variables d'environnement économique et les facteurs politiques.

1.2.1.2.1 L'environnement économique international

Le tableau 90 nous donne une indication précieuse sur la zone pertinente à retenir pour notre variable d'environnement international. Sans grande surprise, les économies les plus proches de l'économie française sont celles des pays européens.

On peut s'interroger sur un possible biais d'endogénéité car si la croissance des zones européennes détermine la croissance française, la croissance française influence certainement grandement celle des autres pays européens. Pour remédier à ce problème potentiel, plusieurs solutions peuvent être mise en œuvre. La première consiste non pas à prendre la croissance d'une zone mais la croissance moyenne des pays (éventuellement pondérée) constituant cette zone *sans*

pays. En effet, sur notre période d'étude, les données en base 1995 ne sont disponibles que pour l'Union Européenne à 15 membres.

la France. La seconde consiste simplement à retirer le montant de l'agrégat français du montant de l'agrégat de la zone avant de calculer la croissance de la zone. Enfin, une troisième possibilité est de laisser provisoirement ce biais d'engogénéité de côté et de ne le traiter qu'en cas de nécessité, c'est-à-dire qu'en cas de problèmes économétriques dans l'équation estimée. C'est cette dernière option que nous avons retenue. En effet, d'une part, pour la première solution, l'OCDE ne fournissait pas les données pour tous les pays sur toute la période[536] et d'autre part, pour la seconde, le calcul des agrégats de zone par l'OCDE impliquant des pondérations, celui-ci s'est avéré trop complexe pour reconstituer l'agrégat d'une zone hors France. De plus, pour cette dernière solution, les agrégats français et étrangers n'étaient pas exprimés dans la même unité, enlevant par là-même tout sens à une simple soustraction.

Ce problème nous amène à nous interroger sur la comparabilité des données. Pour être précis, les données trimestrielles des zones sont exprimées en niveau annuel, en millions de dollars ou d'euros 1995 selon la zone et corrigées par les parités du pouvoir d'achat. Les données françaises sont quant à elles exprimées en niveau trimestriel et en millions d'euros 1995. Les données trimestrielles en niveau annuel sont équivalentes à quatre fois les données trimestrielles en niveau trimestriel. La comparaison de taux de croissance ne pose donc pas de problème. En revanche, l'hétérogénéité des unités est plus problématique. Il n'était bien entendu pas dans notre propos de construire ici deux séries homogènes. Nous avons donc conservé les séries en l'état en considérant que les taux de croissance atténuaient les différences éventuelles et que, de toutes façons, nous voulions simplement un indicateur de tendance internationale[537].

Enfin, comme nous l'avons vu, la croissance des zones et la croissance française sont très corrélées. Cela empêche tout traitement exogène de la croissance des zones et nous amène à nous interroger sur l'endogénéisation de celle-ci. La construction d'un modèle structurel expliquant l'évolution de la croissance des zones dépassant largement le cadre du présent travail, nous avons opté pour une modélisation parcimonieuse de type ARIMA.

1.2.1.2.2 Les effets politiques

Les effets des politiques économiques partisanes posent généralement deux types de problèmes qui se résument en deux interrogations : avec quel retard s'observent-ils et combien de temps durent-ils ? Sur ces deux problèmes, les modèles de cycles politico-économiques sont peu bavards. La modélisation retient généralement deux périodes : avant les élections et après les

536 Par exemple, pour l'Autriche, les données en base 1995 ne sont disponibles que depuis le premier trimestre 1988.
537 A noter que, depuis 2005, l'OCDE publie une série de PIB constant en base 2000, en données trimestrielles en niveau annuel et corrigée par les parités du pouvoir d'achat. Cette série est donc directement comparable à celle des zones.

élections. Il est alors tentant de diviser le mandat électoral en deux. Par exemple, aux États-Unis où le mandat est de quatre ans, les effets pré-électoraux devront être étudiés sur les deux ans précédant les élections et les effets post-électoraux sur les deux ans suivant les élections. Cependant, d'une part tous les pays n'ont pas la même durée de mandat et d'autre part, même aux États-Unis, ce découpage "en deux" peut être réducteur. L'option retenue est donc généralement celle du tâtonnement. Typiquement, la variable indicatrice de cycle politico-économique est définie par une variable $ELECTi_j$ où i est le décalage par rapport aux élections et j la durée des effets électoraux. Dans le cadre d'études trimestrielles, i prend généralement la valeur 0, 1 ou 2 et j des valeurs comprises la plupart du temps entre 1 et 8. Donc, $ELECTi_j$ prend 1 pendant j périodes après les élections avec un décalage de i périodes par rapport aux élections et 0 ailleurs.

Lorsqu'on teste la théorie rationnelle partisane, une autre question se pose concernant les variables indicatrices des cycles politico-économiques. Cette question a trait à la définition même de la variable pour laquelle deux grandes orientations sont généralement proposées. Elles sont présentées dans le tableau 91.

TABLEAU 91

Définitions de la variable partisane

	Nombre de variables	Définition	Signe attendu
Option 1	1	1 pendant j périodes suivant l'arrivée d'un gouvernement de gauche au pouvoir -1 pendant j périodes suivant l'arrivée d'un gouvernement de droite au pouvoir 0 ailleurs	Positif
Option 2	2	1 pendant j périodes suivant l'arrivée d'un gouvernement de gauche au pouvoir 0 ailleurs	Positif
		1 pendant j périodes suivant l'arrivée d'un gouvernement de droite au pouvoir 0 ailleurs	Négatif

Chacune possède son avantage immédiat : l'option 1 est parcimonieuse et économise un degré de liberté et l'option 2 permet de mettre en évidence une éventuelle asymétrie comme c'est par exemple le cas aux États-Unis. En effet, en termes de croissance, les mandats Républicains

"coûtent" plus que les mandats Démocrates ne "rapportent". Cependant, l'option 1 a un inconvénient majeur : elle présente un "biais englobant" qui peut conduire à une relation fallacieuse. Si par exemple selon l'option 2, la variable "gauche" est très significative et si la variable "droite" n'est pas significative, alors la variable de l'option 1 peut être significative. Si on en interprète le coefficient, on sera conduit à mentionner un effet partisan "droite" qui, en fait, n'existe pas. Ce problème a été effleuré dans une problématique un peu différente par Alesina et Roubini (1997). En effet, d'une part les auteurs mettent en évidence des effets partisans à la Hibbs (donc sur tout le mandat) et d'autre part, ils montrent que les effets à la Alesina (donc sur la moitié du mandat) sont aussi pertinents mais pas les effets sur la seconde partie du mandat. Ils concluent donc que la significativité des effets à la Hibbs n'est due qu'à une très forte significativité des effets à la Alesina. Quoiqu'il en soit, on trouve les deux écoles dans la littérature. Par exemple, l'option 1 est retenue par Alesina et Roubini (1992, 1997) alors que l'option 2 a été utilisée par Alesina (1988) et Alesina et Sachs (1988). En ce qui nous concerne, nous présenterons les résultats obtenus avec les deux options tout en étant vigilant aux limites que nous venons de voir.

Concernant les élections à retenir pour tester les effets partisans, nous avons choisi d'inclure à la fois les élections législatives et les élections présidentielles. Lorsque les agents forment leurs anticipations dans la période précédant des élections présidentielles, ils ne savent pas quel parti va les remporter. Notamment, si le candidat de la majorité sortante sort vainqueur, alors il n'y a pas de dissolution de l'Assemblée Nationale et donc pas d'élections législatives (cas des élections présidentielles de 1995). En revanche, si le candidat de la majorité sortante est battu, alors de nouvelles élections législatives sont organisées et elles donnent généralement lieu à un changement de majorité (cas des élections présidentielles de 1981 et 1988). Face à cette incertitude, les agents forment leurs anticipations en conséquence et le cycle partisan rationnel a lieu. Toujours concernant les élections, il faut s'interroger sur le traitement à réserver aux élections législatives de 1997. Celles-ci faisaient suite à une dissolution de l'Assemblée Nationale et n'étaient donc pas prévisibles. Les agents ne pouvaient donc pas les avoir prises en compte dans la formation des anticipations. Avant l'annonce de la dissolution, les agents ont formé leurs anticipations en pensant que la droite serait toujours au pouvoir. La victoire de la gauche les a donc surpris et il y a tout lieu de penser que le cycle rationnel partisan s'est produit. Nous les avons donc incluses dans la construction de nos variables indicatrices partisanes.

Enfin, deux autres points doivent être précisés. D'une part, nous avons choisi de rechercher les effets partisans après chaque élections et non pas après les seules élections ayant donné lieu à un changement de majorité. Ce point a été discuté dans la partie sur les cycles politico-

économiques. L'argument qui plaide en faveur de notre choix est qu'avant chaque élection, les individus se trouvent en incertitude au moment de former leurs anticipations d'inflation. Ils se tromperont donc toujours en anticipant un taux à mi-chemin entre celui souhaité par la droite et celui souhaité par la gauche et le cycle partisan aura donc toujours lieu. D'autre part, nous avons choisi de ne pas corriger la variable indicatrice par les probabilités d'élections car selon un argument lui aussi développé dans la partie sur les cycles politico-économiques, ces probabilités sont impossibles à calculer dans le cas français sauf à faire des hypothèses très fortes sur le comportement des agents. En effet, la méthode consistant à estimer les probabilités à partir d'une fonction de vote revient à supposer que les individus, lorsqu'ils forment leurs anticipations, utilisent la même équation de vote, ce qui semble douteux[538]. Quant à la méthode utilisant des sondages d'intentions de vote, nous ne possédons pas, en France, de séries suffisamment longues et suffisamment complètes pour la mettre en œuvre.

1.2.2 Les estimations

Conformément à ce que nous avons dit précédemment, les équations à estimer sont les suivantes:

$$PIB_FR_t = \alpha_1 + \alpha_2 PIB_ZONE_t + \alpha_3 PART_Di_j + \alpha_4 PART_Gi_j + \varepsilon_t$$
$$PIB_FR_t = \beta_1 + \beta_2 PIB_ZONE_t + \beta_3 PART_DGi_j + \upsilon_t$$

PIB_FR_t est le taux de croissance en glissement du PIB français en base 1995 pour le trimestre t. PIB_ZONE_t est le taux de croissance en glissement du PIB d'une zone en base 1995 pour le trimestre t. La zone pourra être alternativement les pays fondateurs de l'OCDE Europe (notée PIB_OE_t), les pays de l'Union Européenne (notée PIB_UE_t) et les pays de la Zone Euro (notée PIB_ZE_t).

$PART_Di_j$ est une variable indicatrice qui vaut 1 les j trimestres suivant la victoire de la droite aux élections présidentielles et législatives, avec un décalage de i trimestres par rapport au trimestre des élections, et 0 ailleurs.

$PART_Gi_j$ est une variable indicatrice qui vaut 1 les j trimestres suivant la victoire de la gauche aux élections présidentielles et législatives, avec un décalage de i trimestres par rapport au trimestre des élections, et 0 ailleurs.

538 Voir cependant l'effort d'Auberger (2004).

PART _ DGi _ j est une variable indicatrice qui vaut 1 les j trimestres suivant la victoire de la gauche aux élections présidentielles et législatives, -1 les j trimestres suivant la victoire de la droite aux élections présidentielles et législatives, avec un décalage de i trimestres par rapport au trimestre des élections, et 0 ailleurs.

Dans les trois cas, le trimestre des élections est neutralisé ; les variables indicatrices valent 0 pour ce trimestre.

Les signes attendus sont indiqués dans le tableau 92.

TABLEAU 92

Signes attendus	
PIB_ZONE_t	+
$PART_Di_j_t$	–
$PART_Gi_j_t$	+
$PART_DGi_j_t$	+

La période d'étude va du premier semestre 1979 au troisième semestre 2003. En effet, l'OCDE fournit des données en base 1995 depuis le premier semestre 1978 pour la France. Compte tenu de la définition de la variable dépendante (en glissement), les quatre premières observations ont été exclues de l'échantillon.

Nous pouvons nous tourner à présent vers l'étude des propriétés statistiques des séries utilisées. Le tableau 93 présente les résultats du test de racine unitaire[539].

TABLEAU 93

Test de stationnarité

		PIB_FR	PIB_OE	PIB_UE	PIB_ZE
Etape 1	Tendance	-0,11	-0,10	-0,08	-0,23
	Statistique de PP	-3,01	-3,04	-2,93	-2,82
Etape 2	Dérive	1,80*	2,06**	1,89*	1,68*
	Statistique de PP	-3,02**	-3,06**	-2,94**	-2,83*
Etape 3	Statistique de PP	-1,99**	-	-1,70*	-1,79*
Conclusion		stationnaire	stationnaire	non stationnaire	non stationnaire

La série française et la série pour l'OCDE Europe sont stationnaires. Nous avons donc choisi de privilégier la croissance de l'OCDE Europe comme déterminant de la croissance française. Bien

[539] Les valeurs critiques à 5 % sont -3,46, -2,89, -1,94. Le paramètre de troncature est égal à 3. A noter qu'en l'absence d'étude sur le sujet dans le cas français, la possibilité d'une racine fractionnaire dans la croissance du PIB ne sera pas étudiée ici. Pour un exemple dans le cas américain, on pourra se reporter à Diebold et Rudebusch (1989).

entendu, il eut été possible de stationnariser les deux autres séries de zone. Nous avons cependant penser que prendre la zone la plus large "diluerait" l'éventuel biais d'endogénéité mentionné précédemment.

Le tableau 94 donne le résultat des estimations[540].

TABLEAU 94

Croissance du PIB (1979:1-2003:2)

	(1)	(2)
PIB_OE_t	0,87***	0,89***
	(18,59)	(19,55)
$PART_D1_6_t$	-0,29**	-
	(2,49)	
$PART_G1_6_t$	0,52***	-
	(2,77)	
$PART_DG1_6_t$	-	0,37***
		(3,39)
Résidus	ARMA(4,0)	ARMA(4,0)
N	94	94
R^2 ajusté	0,90	0,90
Q	0,27	0,20
Q^2	0,06	0,13
JB	0,52	0,60
SER	0,45	0,45

Les variables ont toutes le signe attendu et sont toutes significatives au seuil de 5 % au moins[541]. Les six trimestres suivant le trimestre d'élections remportées par la droite, la croissance du PIB en glissement est amputée d'environ 0,3 point et les six trimestres suivant le trimestre d'élections remportées par la gauche, la croissance du PIB en glissement connaît un supplément d'environ 0,5 point (colonne 1). La théorie du cycle rationnel partisan est donc vérifiée pour la France sur la

[540] Pour corriger l'auto-corrélation, nous avons entré un à un les termes AR jusqu'à blanchir les résidus. L'usage veut que la structure des retards soient déterminés sur la base des critères d'information (AIC, SIC,…) mais l'application de ces critères à notre estimation faisait apparaître une modélisation relativement complexe des résidus (retards élevés, structure à écarts). Une explication que l'on peut avancer est que le taux de croissance trimestriel en glissement annuel d'un trimestre particulier renferme de l'information concernant les trimestres précédents (Goyeau, 1985, 276). Par exemple, le taux du trimestre t étant défini comme (yt-yt-4)/yt-4 et le taux du trimestre t-1 comme (yt-1-yt-5)/yt-5, ces deux observations renferment partiellement la même information (sur les trimestres t-2, t-3 et t-4). Il faut par ailleurs se méfier des critères d'informations lorsque ceux-ci (et notamment le AIC) sont utilisés pour déterminer l'ordre p et q des modèles ARMA ou ARIMA (Lardic et Mignon, 2002, 50).

[541] La constante, dont le t de Student était inférieur à 1, a été retirée car son inclusion fait baisser le R^2 ajusté. De plus, rappelons que toute variable non significative incluse créé un problème de sur-ajustement. Les coefficients estimés sont toujours sans biais et convergents mais ils ne sont plus efficaces (les variances sont plus grandes que celles estimées avec le modèle sans la variable non significative). Cependant, les tests d'hypothèse restent valides. A noter que les données utilisées pour les estimations sont présentées dans l'annexe 6.

période considérée et l'effet partisan est plus fort pour la gauche que pour la droite. Des résultats équivalents sont trouvés en utilisant une seule variable partisane (colonne 2).

Par souci de transparence, nous présentons dans le tableau 95 les réponses à la question suivante avec toutes les combinaisons possibles de variables partisanes : les variables partisanes sont-elles simultanément significatives avec le bon signe ? Par exemple, le "non" figurant dans la deuxième colonne à la deuxième ligne signifie que la variable $PART_D0_1$ et / ou la variable $PART_G0_1$ ne sont pas significatives au seuil de 5 %.

TABLEAU 95

Combinaisons des variables partisanes

i \ j	1	2	3	4	5	6	7	8
0	non	non	non	non	non	non	oui	oui
1	non	non	non	non	non	oui	non	non
2	non	non	non	non	non	non	non	non

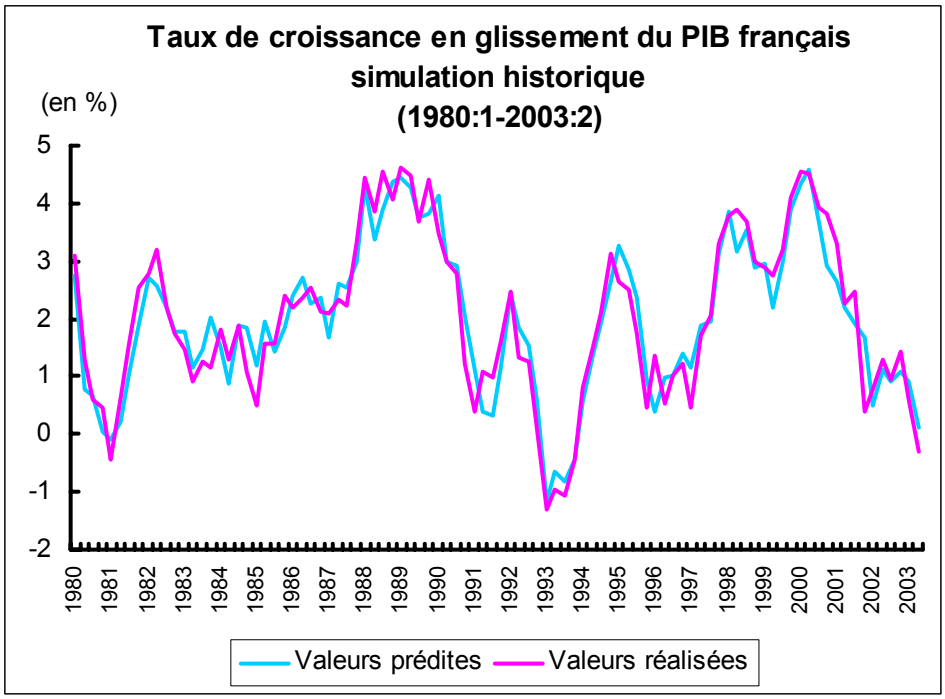
Trois combinaisons différentes validaient la théorie d'Alesina (1987) pour la France. On observe une certaine cohérence entre elles : des effets plutôt longs (de six à huit trimestres) avec un décalage plutôt court (jusqu'à un trimestre). Afin d'illustrer un point soulevé plus haut, notons que, pour la combinaison i=1 et j=5, les variables partisanes gauche et droite ne sont pas simultanément significatives mais que la variable partisane unique l'est. Toujours concernant cette variable partisane, il faut préciser qu'elle est endogène dans MUPPET puisqu'elle est déterminée à partir de l'équation de sièges présentée plus haut. En effet, la variable partisane de la gauche vaut 1 lorsque la gauche est sortante et qu'elle obtient plus de 50 % des sièges ou lorsque la droite est sortante et qu'elle obtient moins de 50 % des sièges[542], et 0 ailleurs. De même, la variable partisane de la droite vaut 1 lorsque la droite est sortante et qu'elle obtient plus de 50 % des sièges ou lorsque la gauche est sortante et qu'elle obtient moins de 50 % des sièges[543], et 0 ailleurs.

1.2.3 Les simulations

Intéressons-nous tout d'abord à la simulation historique. Le graphique 35 représente les valeurs réalisées et les valeurs prédites par l'équation de la colonne 1[544].

[542] Sur le nombre de trimestres spécifié avec le décalage spécifié.
[543] Sur le nombre de trimestres spécifié avec le décalage spécifié.
[544] Le graphique démarre au premier trimestre 1980 en raison de la présence de quatre termes AR dans l'équation.

GRAPHIQUE 35



Les écarts entre valeurs prédites et valeurs réalisées sont minimes. Ce constat visuel se retrouve dans l'évaluation des erreurs de prévision (tableau 96).

TABLEAU 96

Taux de croissance trimestriel du PIB simulation historique (1980:1-2003:2)	
MAE	0,36
RMSE	0,44

La MAE est faible : un peu moins de 0,4 point pour des taux fluctuant entre -2 % et +5%. L'intervalle de confiance tel que suggéré par Makridakis *et al.* (1998) à 95 % est, pour une prévision de croissance de 1 %, [0,13 ; 1,87].

Comme nous l'avons fait pour la popularité dans le chapitre précédent, nous pouvons mener un test directionnel pour vérifier que le sens des prévisions et le sens des réalisations sont significativement reliés (tableau 97).

TABLEAU 97

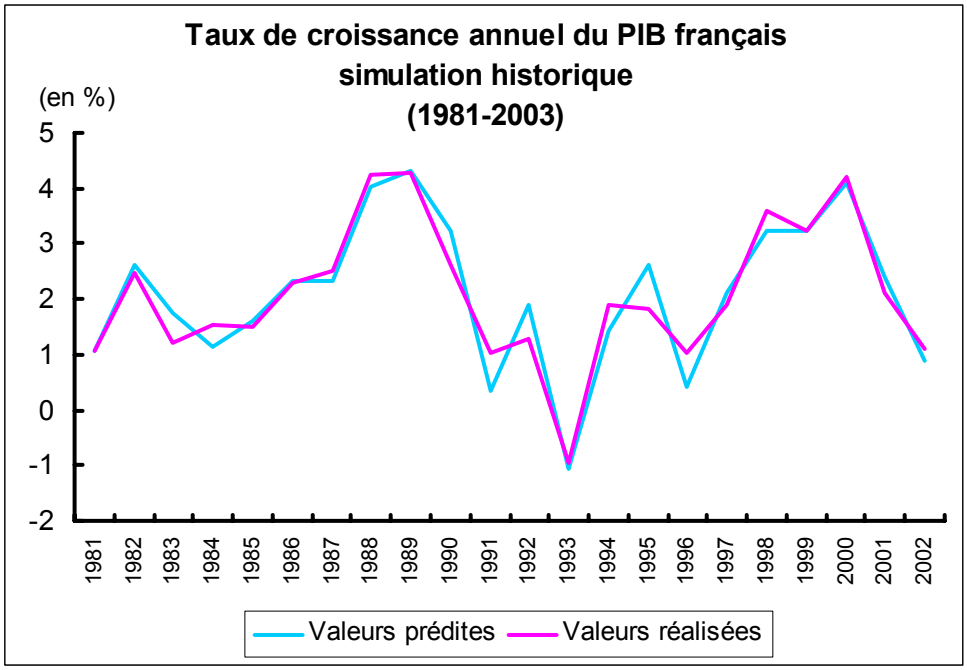
Test directionnel : simulation historique du PIB

		Prévisions	
		ΔP>0	ΔP≤0
Réalisations	ΔR>0	34	8
	ΔR≤0	10	44

La statistique obtenue, égale à 34,40, est très largement supérieure à la valeur du Chi-deux à un degré de liberté donné par la table pour un niveau de confiance de 95 % (3,84). On rejette donc l'hypothèse nulle d'indépendance du sens des prévisions et du sens des réalisations.

Grâce à la simulation historique des valeurs trimestrielles, on peut déduire les valeurs annuelles. Il suffit pour cela de connaître les valeurs des quatre premiers trimestres de l'échantillon, c'est-à-dire ceux de 1979. A ces données sont appliqués les taux trimestriels prédits. Pour finir, la somme des quatre trimestres d'une année ainsi reconstitués est effectuée puis enfin les taux de croissance annuels sont calculés.

GRAPHIQUE 36



L'examen du graphique 36 révèle une très bonne tenue du modèle lors du passage en données annuelles. On peut regretter cependant des erreurs sensibles dans les années 1990. Le tableau 98 reprend le précédent pour les prévisions annuelles.

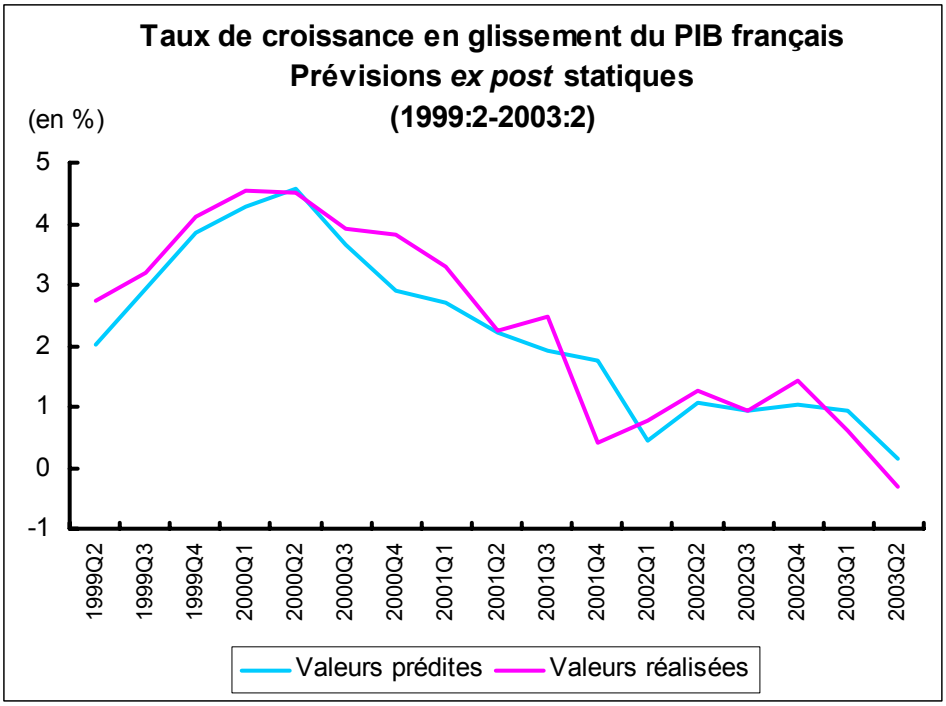
TABLEAU 98

Taux de croissance annuel du PIB simulation historique (1981-2003)	
MAE	0,30
RMSE	0,39

Le comportement du modèle en simulation historique apparaît relativement satisfaisant avec une MAE de seulement 0,3 point.

Tournons-nous maintenant vers les prévisions *ex post* statiques. Le graphique 37 donne les prévisions trimestrielles *ex post* statiques générées par le modèle depuis le deuxième trimestre 1999. Rappelons que ce trimestre a marqué le passage à la base 1995.

GRAPHIQUE 37



Le graphique 37 fait apparaître des prévisions tout à fait satisfaisantes. On peut toutefois noter une forte surestimation pour le quatrième trimestre 2001 qui a connu un ralentissement brutal suite aux attentats survenus aux États-Unis le 11 septembre 2001. De même, le modèle n'a pas prévu correctement le seul trimestre en récession de la période considérée (-0,3 % en 2003:2). Cependant, le taux de croissance prévu était bien le plus faible sur cette période (+0,1 %). Le tableau 99 confirme les conclusions tirées du graphique précédant.

TABLEAU 99

Taux de croissance trimestriel du PIB, prévisions *ex post* statiques (1999:2-2003:2)

MAE	0,41
RMSE	0,53

A ce stade de notre étude, la construction de prévision annuelle *ex post* statiques n'a pas de sens car elle reposerait sur la seule prévision *ex post* statiques du quatrième trimestre de chaque année (les valeurs des trois premiers trimestres sont connus lors du calcul des prévisions *ex post*

statiques). En conséquences, les prévisions annuelles seront présentées lors de l'utilisation du modèle en simulation *ex post* dynamique.

En revanche, nos prévisions sont, au prix de quelques calculs, comparables à celles de l'INSEE et de l'OCDE. Comme nous l'avons vu tout au début du présent travail, l'INSEE propose des prévisions trimestrielles à la fois en niveau et en taux de croissance trimestriel. Pour avoir deux séries de prévisions comparables, on peut donc soit calculer les taux de croissance trimestriels à partir de nos prévisions, soit calculer les taux de croissance en glissement à partir des prévisions en niveau de l'INSEE.

Pour la première méthode, il suffit, comme nous l'avons vu, d'avoir les niveaux trimestriels pour les quatre trimestres précédant le premier trimestre pour lequel on a une prévision. Dans notre cas, les niveaux de 1998:2, 1998:3, 1998:4 et 1999:1 sont donc nécessaires puisque nous possédons les prévisions *ex post* statiques à partir de 1999:2. Une fois les niveaux trimestriels reconstitués, il ne reste plus qu'à calculer les taux de croissance trimestriels. Les prévisions ainsi obtenues sont directement comparables à celles de l'INSEE. On peut remarquer que pour calculer les niveaux de PIB prédits à partir de 2000:2 deux options s'offrent à nous. Supposons que nous souhaitions calculer le niveau prédit du PIB pour 2000:2. On peut appliquer notre prévision en glissement pour ce trimestre soit au vrai niveau de 1999:2, soit au niveau obtenu pour 1999:2 en appliquant notre prévision en glissement au niveau de 1998:2. Prenons un exemple chiffré. Le niveau du PIB connu pour 1998:2 est égal à 314918 millions d'euros. Notre prévision de croissance en glissement pour 1999:2 est de 2,03 %. Cela nous donne un niveau prédit pour 1999:2 de 321307 millions d'euros. La prévision de croissance en glissement pour 2000:2 étant de 4,27 %, on obtient un niveau prédit pour 2000:2 de 335972 millions d'euros si on applique ce taux au niveau prédit pour 1999:2 (321307 millions d'euros) ou 338320 millions d'euros si on applique le taux de 4,27 % au niveau réalisé pour 1999:2 (323560 millions d'euros). Nous avons retenu la seconde option car elle génère des prévisions proches des prévisions *ex post* dynamiques[545].

Pour la seconde méthode, l'INSEE présentant des prévisions en niveau, il suffit de calculer les taux en glissement à partir de ces prévisions en niveau. Le tableau 100 donne la MAE et la RMSE pour les prévisions de MUPPET et de l'INSEE obtenues par l'une et l'autre des méthodes sur la période 1999:2-2003:2.

[545] Nous procéderons de manière identique dans la suite du présent travail à chaque fois qu'il faudra reconstituer une série.

TABLEAU 100

Taux de croissance du PIB, prévisions *ex post* statiques (1999:2-2003:2)

	Taux en glissement		Taux trimestriel	
	MUPPET	INSEE	MUPPET	INSEE
MAE	0,41	0,77	0,48	0,53
RMSE	0,53	0,93	0,62	0,63

L'INSEE et notre modèle obtiennent des performances similaires. On note toutefois un avantage assez net pour MUPPET dans la prévision des taux en glissement.

L'OCDE propose, rappelons-le, des prévisions semestrielles annualisées. Comme dans le cas de l'INSEE, deux méthodes s'offrent à nous : reconstituer les niveaux trimestriels à partir des prévisions de MUPPET, calculer les niveaux semestriels puis les taux de croissance annualisés ou reconstituer les niveaux semestriels à partir des prévisions de l'OCDE puis calculer les taux de croissance semestriels annualisés.

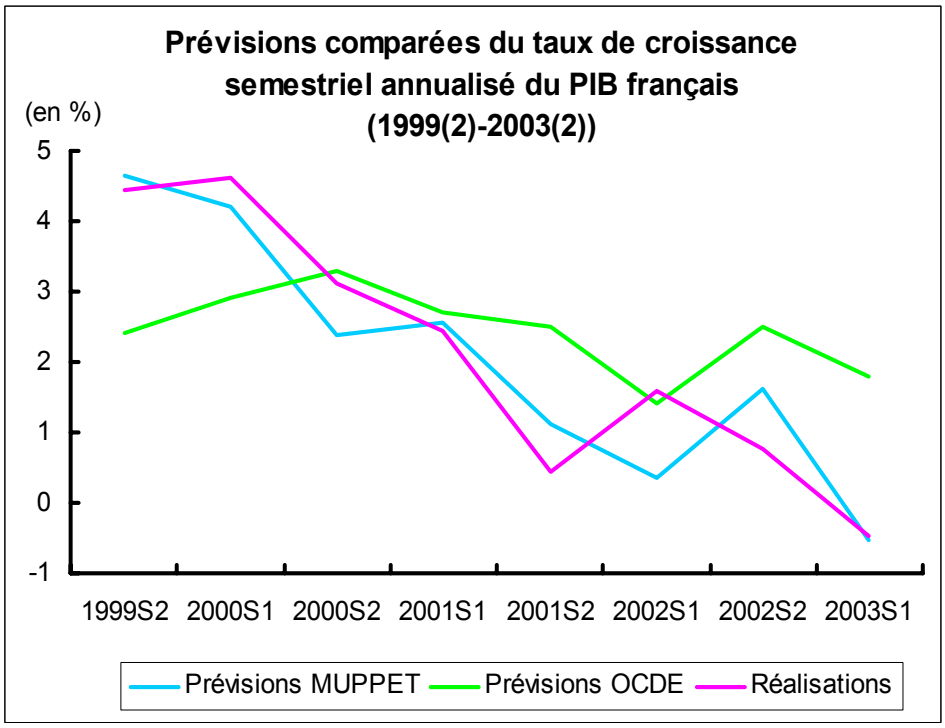
TABLEAU 101

Taux de croissance semestriel du PIB, prévisions *ex post* statiques (1999(2)-2003(1))

	Taux en glissement		Taux annualisés	
	MUPPET	OCDE	MUPPET	OCDE
MAE	0,32	1,09	0,54	1,31
RMSE	0,35	1,23	0,66	1,57

Le tableau 101 fait apparaître une supériorité assez nette de MUPPET sur l'OCDE quelle que soit la définition du taux de croissance utilisée. La MAE de MUPPET est environ égale au tiers de celle de l'OCDE. Le graphique des prévisions en glissement (graphique 38) met en évidence un fait stylisé assez intéressant.

GRAPHIQUE 38



En effet, s'il apparaît que MUPPET comme l'OCDE ont surestimé le second semestre de 2001 et de 2002, seul MUPPET a en revanche prédit correctement la récession du premier semestre 2003.

Avant de refermer cette section consacrée à la croissance du PIB, il faut revenir sur la modélisation de la croissance de la zone que nous avons laissée de côté.

1.2.4 Estimations et simulations pour la croissance de la zone

Comme nous l'avons vu, la croissance internationale, et notamment la croissance de la zone OCDE Europe, joue un rôle déterminant dans la croissance du PIB française. Par ailleurs, toutes les simulations que nous avons faites jusqu'à présent sont des simulations historiques ou *ex post* statiques. Dans un cas comme dans l'autre, la croissance de l'OCDE Europe est supposée connue ou, ce qui revient au même, supposée parfaitement prédite. Dans les développements futurs relatifs aux simulations *ex post* dynamiques, cette hypothèse devra être levée et des prévisions de la croissance de l'OCDE Europe devront être établies. Afin de construire ces prévisions, un modèle est nécessaire. Nous avons choisi une approche parcimonieuse : la modélisation ARIMA.

Un modèle ARIMA est caractérisé par trois paramètres : p, d et q. p est l'ordre des termes auto-régressifs (partie AR du modèle), q est l'ordre des termes de moyenne mobile (partie MA du

modèle) et d est l'ordre d'intégration. Le test de racine unitaire réalisé précédemment nous a permis de déterminer déjà un paramètre. En effet, la série PIB_OE étant stationnaire, son ordre d'intégration est nul. On a donc d = 0. Reste à déterminer la partie AR et la partie MA. Comme il est l'usage, nous avons introduit des termes AR et MA dans un modèle régressant PIB_OE sur une constante. Nous avons considéré un ordre maximal de 4 pour p et q[546] et nous avons retenu la combinaison qui donnait la valeur du critère de Schwarz minimale.

Le modèle sélectionné est finalement un modèle ARIMA(4,0,4) avec écarts[547].

TABLEAU 102

Croissance du PIB (1979:1-2003:2)	
Constante	2,39***
	(32,65)
AR(1)	1,11***
	(26,73)
AR(4)	-0,19***
	(5,66)
MA(4)	-0,95***
	(56,48)
N	94
R² ajusté	0,88
Q	0,45
Q²	0,10
JB	0,09
SER	0,41

La représentation générale d'un modèle ARIMA(p,0,q) est :

$$x_t = a + u_t$$

$$\text{avec } \left(1-\phi_1 L^1\right)\times\ldots\times\left(1-\phi_p L^p\right)\times u_t = \left(1+\theta_1 L^1\right)\times\ldots\times\left(1+\theta_q L^q\right)\times\varepsilon_t$$

Notre modèle peut donc s'écrire :

$$PIB_OE_t = 2.39 + u_t$$

$$\text{avec } \left(1-1.11L^1\right)\times\left(1+0.19L^4\right)\times u_t = \left(1-0.95L^4\right)\times\varepsilon_t$$

546 L'usage est de retenir un ordre maximal de trois mais il apparaissait qu'aucune combinaison ARMA(p,q) ne permettait de blanchir les résidus.

547 Traduction de l'expression anglo-saxonne "with gaps". Les données utilisées pour ces estimations sont présentées dans l'annexe 6.

ou encore :

$$PIB_OE_t = 0.20 + 1.11 \times PIB_OE_{t-1} - 0.19 \times PIB_OE_{t-4} - 0.95 \times e_{t-4}$$

Le tableau 103 présente les résultats de la simulation historique[548].

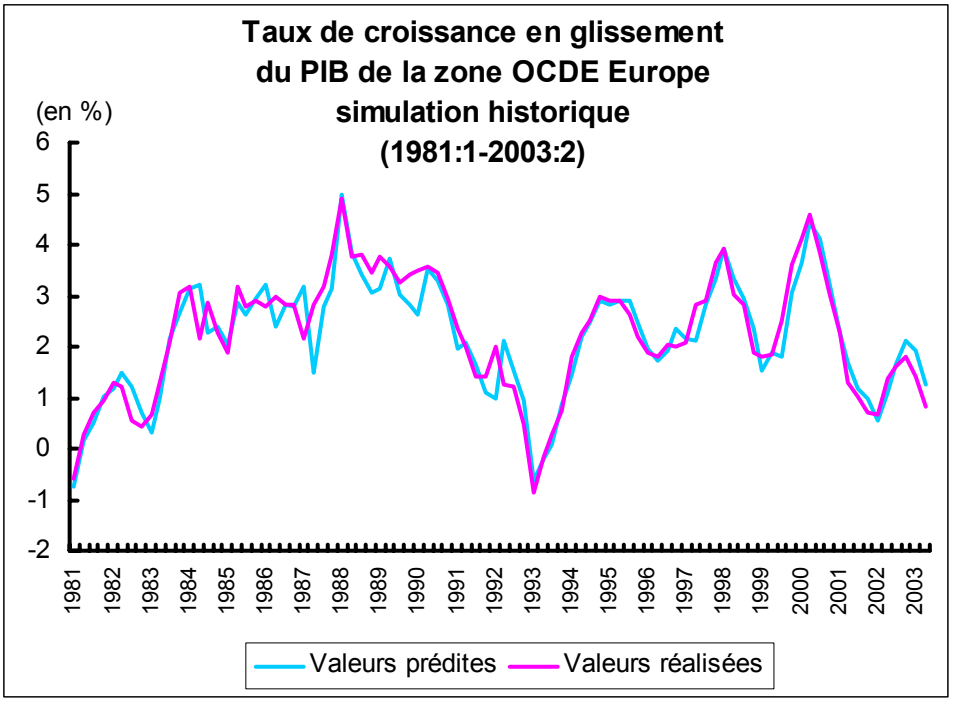
TABLEAU 103

Taux de croissance trimestriel du PIB de l'OCDE Europe, simulation historique (1981:1-2003:2)

MAE	0,30
RMSE	0,40

Les performances sont équivalentes à celles obtenues avec l'équation pour la croissance du PIB français. Le graphique 39 confirme une qualité de la simulation historique relativement satisfaisante.

GRAPHIQUE 39



Enfin, examinons les prévisions *ex post* statiques issues du modèle. Il apparaît qu'elles sont d'une qualité légèrement supérieure à celles obtenues pour le PIB français.

548 La période d'étude pour les prévisions démarre au premier trimestre 1981 car le logiciel que nous avons utilisé ne donne pas la valeur du terme MA(4) pour les quatre premières observations de notre échantillon.

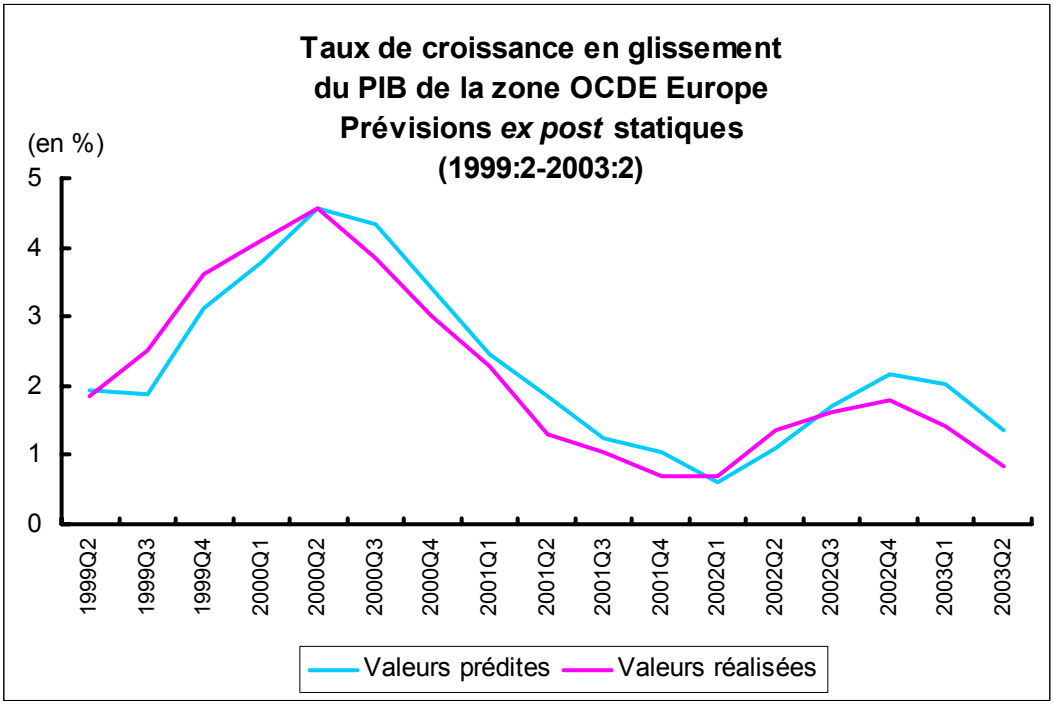
TABLEAU 104

Taux de croissance trimestriel du PIB de l'OCDE Europe prévisions *ex post* statiques (1999:2-2003:2)

MAE	0,33
RMSE	0,39

Ces statistiques faibles sont confortées par l'inspection graphique qui ne révèle rien de particulier si ce n'est la bonne adéquation entre prévisions et réalisations (graphique 40).

GRAPHIQUE 40



Avant de clore cette section, il nous reste à examiner le possible problème de l'endogénéité entre les deux séries de croissance du PIB utilisées. Pour ce faire, nous avons mis en œuvre la procédure des variables instrumentales (voir, entre autres, Davidson et MacKinnon, 1993). Notre équation était :

$$PIB_FR_t = \alpha_1 + \alpha_2 PIB_OE_t + \alpha_3 PART_D1_6 + \alpha_4 PART_G1_6 + \varepsilon_t$$

La première étape de la procédure consiste à estimer l'équation suivante :

$$PIB_OE_t = \beta_1 + \beta_2 PART_D1_6 + \beta_3 PART_G1_6 + \beta_4 INSTR + \upsilon_t$$

où INSTR est une variable instrumentale corrélée avec PIB_OE_t mais pas avec ε_t. La seconde étape consiste à estimer la relation suivante :

$$PIB_FR_t = \lambda_1 + \lambda_2 PIB_OE_t + \lambda_3 PART_D1_6 + \lambda_4 PART_G1_6 + \lambda_5 \hat{\upsilon}_t + \nu_t$$

où $\hat{\upsilon}_t$ sont les résidus de l'équation estimée à l'étape 1. Si le coefficient λ_5 n'est pas significatif, alors les moindres carrés ordinaires sont convergents ; il n'y a pas de biais d'endogénéïté.

Comme instrument, nous avons choisi, comme la plupart des études utilisant ce test (voir, entre autres, Sugolov *et al.*, 2003), de retenir la série retardée de la variable suspectée d'endogénéité. Le tableau 105 donne le résultat de l'estimation du modèle avec les résidus du modèle estimé à l'étape 1 ci-dessus (notés RES_INSTR).

TABLEAU 105

Test d'endogénéité, croissance du PIB (1979:1-2003:2)

PIB_OE_t	0,89***
	(15,64)
$PART_D1_6_t$	-0,40**
	(2,34)
$PART_G1_6_t$	0,48***
	(2,77)
RES_INSTR_t	-0,08
	(1,23)
Résidus	ARMA(4,0)
N	88
R^2 ajusté	0,89
Q	0,18
Q^2	0,01
JB	0,61
SER	0,46

Le terme des résidus n'est pas significatif[549]. On peut donc conclure à l'absence de biais d'endogénéité[550]. Cela ne veut pas dire que la croissance française n'influence pas la croissance de

[549] Le nombre d'observations est égal à 88 et non 98 comme dans la régression d'origine car il y a une observation en moins à cause de la série retardée, cinq observations en moins en raison de la structure des résidus de l'équation estimée à l'étape 1 et quatre observations en moins en raison de la structure des résidus de l'équation estimée à l'étape 2. A noter que l'inclusion du terme des résidus, non significatif, détériore la régression qui aurait besoin dans une étude plus poussée d'un traitement ARCH.

la zone OCDE Europe mais simplement que cette influence n'est pas assez importante pour justifier un traitement statistique particulier.

2 UNE ÉQUATION DE PRIX FONDÉE SUR LA DYNAMIQUE INFLATION-CHÔMAGE

Comme le sous-marin que l'on ne voit pas mais qui laisse une trace à la surface de l'eau, la relation inflation-chômage, difficile à saisir sur le plan théorique, laisse une trace dans les données. C'est précisément un ancien ingénieur hydraulique spécialisé dans les sous-marins[551], Alban Phillips qui, le premier, va mettre en évidence empiriquement une relation entre inflation et chômage. La première sous-section se propose de résumer les cinquante années de controverses autour de cette relation baptisée "relation de Phillips". Elle n'a pas la prétention d'expliquer dans le détail tous les mécanismes mais simplement de présenter les formes de la relation de Phillips qui se sont succédé depuis la fin des années 1950[552]. La deuxième sous-section est quant à elle consacrée aux estimations qui ont été faites pour la France. Une attention toute particulière est portée à la modélisation de la dynamique inflation-chômage dans le cadre de modèle politico-économique. Enfin, une troisième et dernière sous-section présente l'équation de prix de MUPPET. Après la présentation de quelques faits stylisés pour le cas français, la spécification de l'équation retenue est détaillée puis estimée et enfin utilisée à des fins de prévision.

2.1 La relation de Phillips : évolution de sa spécification

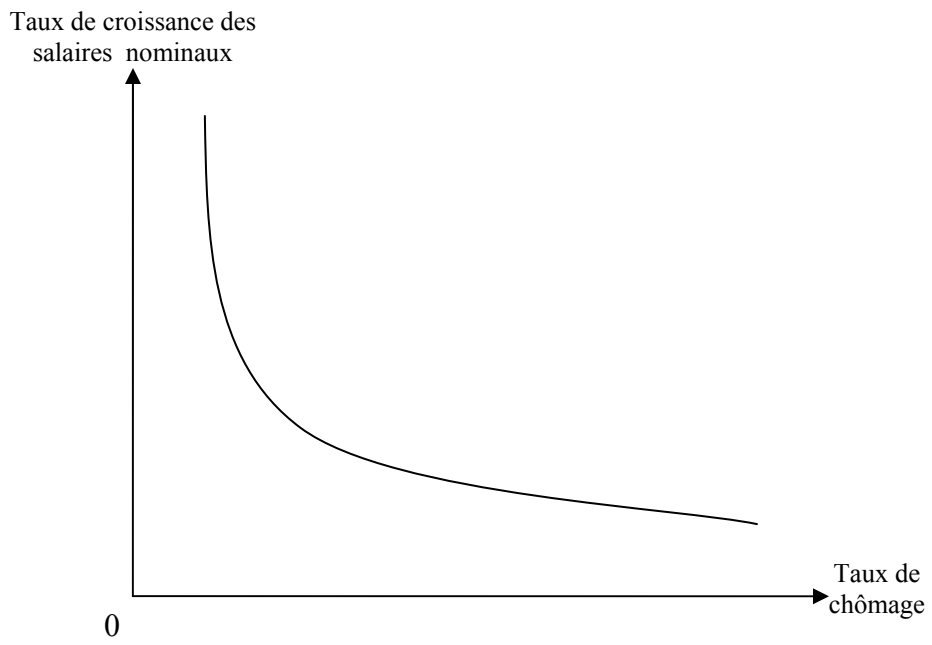
A l'origine, la relation de Phillips est une relation négative entre le taux de croissance des salaires nominaux et le taux de chômage[553] :

$$w_t = a - bu_t \qquad (1)$$

[550] Le test effectué avec d'autres variables comme la croissance américaine aboutit à la même conclusion.
[551] Information reprise de Heyer et Timbeau (2002, 124).
[552] Pour une présentation plus détaillée, on pourra se reporter à Sterdyniak *et al.* (1997).
[553] Mise en évidence pour la première fois par l'économiste néo-zélandais Alban Phillips en 1958, elle concerne à l'origine le Royaume-Uni sur la période 1861-1957. Sa paternité lui est toutefois contestée. En effet, Fisher (1926) avait mis en évidence une relation positive entre le volume de l'emploi et le taux d'inflation aux États-Unis entre 1903 et 1925. A noter que, sous sa forme originelle, la relation de Phillips est non linéaire, le taux de croissance des salaires nominaux étant l'inverse du taux de chômage (ce dernier pouvant éventuellement être élevé à la puissance 2, 3, etc. ou à une puissance estimée économétriquement).

En période de faible chômage, les salariés, en position de force, réclament des hausses de salaires. Inversement, en période de fort chômage, les entrepreneurs tirent les salaires vers le bas.

GRAPHIQUE 41



Cette relation, représentée sur le graphique 41, est très vite baptisée "courbe de Phillips" par Samuelson et Solow (1960). Ces derniers sont par ailleurs les premiers à envisager cette relation comme un menu, un arbitrage, qui autorise à choisir un couple taux de croissance des salaires / taux de chômage précis. Lipsey (1960) suggère d'ajouter à cette relation un autre facteur pesant sur les négociations salariales : l'indice du coût de la vie. Une augmentation de ce dernier pousse en effet les syndicats à demander des hausses de salaires en conséquence. L'indice du coût de la vie est ensuite remplacé par les anticipations de prix (Phelps, 1967). C'est la version "augmentée" de la relation de Phillips :

$$w_t = a - bu_t + cp_t^e \qquad (2)$$

ou directement en liant prix et chômage (Phelps, 1967) :

$$p_t = a - bu_t + cp_t^e \qquad (3)$$

Le passage d'une relation en termes de salaires à une relation en termes de prix provient du système d'équations suivant appelé "boucle prix-salaires" :

$$w_t = a - bu_t + cp_t^e + z_t \qquad (4a)$$

$$p_t = w_t - z_t \qquad (4b)$$

L'équation 4a n'est autre que la relation 2 complétée par la variation de la productivité du travail (z_t). On suppose donc que les gains associés sont reversés en partie au salarié. L'équation 4b est quant à elle la relation classique liant le taux d'inflation au taux de croissance des salaires nominaux et au taux de croissance de la productivité du travail. La combinaison des relations 4a et 4b permet de retrouver sans peine la relation 3.

La relation de Phillips fut par la suite modifiée pour rendre compte du fait que les travailleurs négocient leurs salaires sur la base du taux d'inflation observé à la période précédente $(p_t^e = p_{t-1})$. Les anticipations sont alors "extrapolatives "ou "naïves"[554] et on a :

$$p_t = a - bu_t + cp_{t-1} \qquad (5)$$

Dans une présentation plus générale, l'inflation anticipée peut être fonction de plusieurs termes retardés.

A la fin des années 1960, Friedman (1968) critique cette vision des choses. Selon lui, il existe un taux de chômage fixe non inflationniste déterminé par les conditions sociales et techniques. C'est le taux de chômage naturel (droite U sur le graphique 42)[555]. Toute inflation est coûteuse donc seul un taux d'inflation nul est acceptable. Supposons que le taux de chômage soit u_0 (point A). En vertu des prescriptions keynésiennes, si le gouvernement veut diminuer ce niveau de chômage (par des politiques budgétaires expansionnistes notamment), il va augmenter l'inflation et ainsi se déplacer sur la courbe de Phillips (courbe CP_1)[556]. Il va atteindre un niveau de chômage u_1 mais cela va se faire au prix d'un taux d'inflation plus élevé p_1 (point B). En

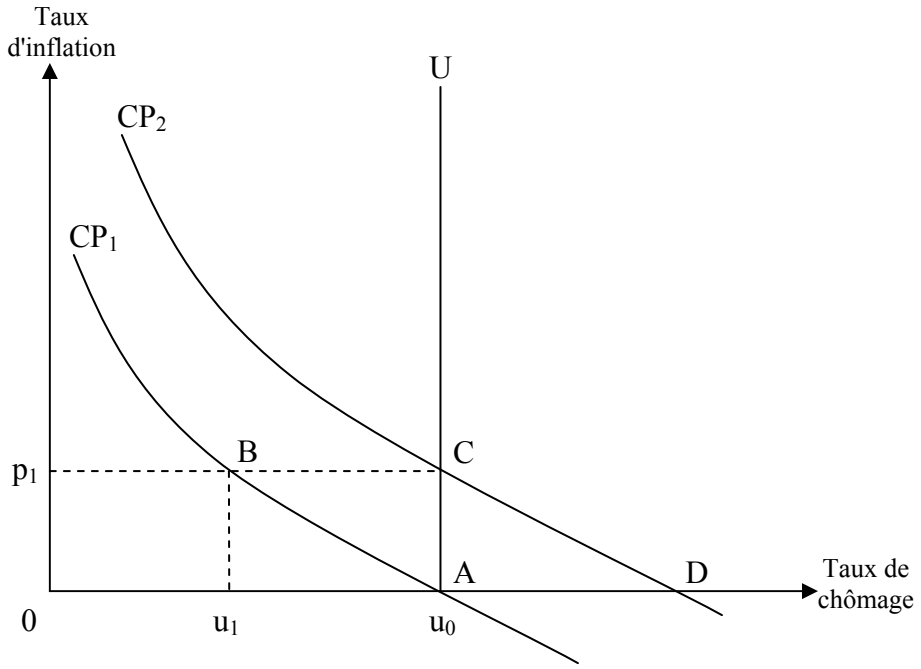
[554] Ces anticipations consistant à "prendre la situation existante et à la projeter dans le futur" ont été formulées pour la première fois par Keynes (1936, 148). Selon un schéma plus élaboré, les anticipations peuvent être formées à partir des valeurs passées et des erreurs d'anticipations passées. On parle alors d'anticipations "adaptatives" (Cagan, 1956, et Nerlove, 1958). Enfin, si les anticipations incorporent toute l'information disponible (passée et présente), elles sont dites "rationnelles" (Muth, 1961).

[555] Pour une synthèse sur le taux de chômage naturel dans la pensée friedmanienne, on pourra se reporter à Cahuc et Kempf (1994).

[556] Curieux retour de l'Histoire… On rappelle qu'il fut un temps où les responsables de l'inflation étaient punis de la peine de mort ("édit du maximum" de l'empereur romain Dioclétien en 301).

effet, suite à la baisse du chômage, les travailleurs vont demander des augmentations de salaires que les employeurs vont leur accorder. Mais cela va entraîner un fléchissement de l'emploi et l'économie va se retrouver en C.

GRAPHIQUE 42



L'implication principale que l'on peut déduire de ce graphique est que toute politique monétaire visant à réduire le chômage en dessous de son niveau naturel génère de l'inflation. Il y a donc un arbitrage à court terme mais pas à long terme (Friedman, 1968, 11). Nos relations ci-dessus permettent de bien voir cela. En effet, si on considère qu'à long terme, les anticipations sont rationnelles ($p_t^e = p_t$), alors la relation 3 devient :

$$(1-c)p_t = a - bu_t \qquad (6)$$

Si, de plus, l'indexation des salaires sur les prix est complète (c=1), alors :

$$u^* = \frac{a}{b} \qquad (7)$$

Le taux de chômage est constant et ne dépend pas de l'inflation. La politique monétaire ne permet donc pas de contrôler le taux de chômage sur le long terme. Par ailleurs, en combinant les relations 3 et 7 et en supposant toujours une indexation parfaite, on peut écrire :

$$p_t - p_t^e = b(u_t - u^*) \qquad (8)$$

Si le chômage est à son niveau naturel, l'écart entre inflation effective et inflation anticipée est nul et il n'y a plus d'impact sur le salaire. C'est pour cela qu'à la suite de Tobin (1980), le taux de chômage naturel est parfois appelé "taux de chômage non accélérateur d'inflation" (ou "NAIRU" pour "Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment"[557]). A noter qu'à court terme, l'arbitrage inflation-chômage reste valable. Selon son expertise personnelle, Milton Friedman considère que les effets de court terme sont observables aux États-Unis sur une période de "deux à cinq ans" (Friedman, 1968, 11). Ce point de vue d'un arbitrage à court terme mais pas à long terme semble partagé par les nouveaux classiques (Lucas et Rapping, 1969)[558].

L'autre grande caractéristique de la théorie de Milton Friedman est qu'elle prédit une certaine instabilité de la courbe de Phillips. Cette instabilité va effectivement être observée dès la fin des années 1960 et surtout durant les années 1970 (Lucas et Rapping, 1969, Lucas, 1973). On parle alors non plus de "courbe de Phillips" mais de "boucle de Phillips" ou de "spirale de Phillips".

Afin de tenir compte de la critique de Milton Friedman, la relation de Phillips décrite par la relation 3, qui comportait déjà les anticipations de prix, a été complétée par le taux de chômage naturel :

$$p_t = a_1(u_t - u^*) + a_2 p_{t-1} \qquad (9)$$

où u^* est le taux de chômage naturel[559]. Cette relation peine cependant à rendre compte des déplacements brutaux survenus dans les années 1970. Elle a donc été à nouveau complétée en introduisant la possibilité de choc d'offre[560] :

---

557 Et "NAWRU" pour "Non Accelerating Wage Rate of Unemployment" si l'on raisonne en termes de salaires.

558 Nous restons prudent car il est fréquemment avancé que, selon les nouveaux classiques, les ajustements d'anticipations instantanés empêchent tout arbitrage à long terme comme à court terme et que la courbe de Phillips est verticale quel que soit l'horizon. Cependant, nous n'avons pu localiser la moindre référence de Robert Lucas notamment allant dans ce sens.

559 Cette relation et celles qui suivent sont écrites avec des coefficients a_i qui sont les paramètres à estimer économétriquement.

560 Dans leur manuel de référence, Burda et Wyplosz (2003) dérivent cette relation d'un modèle de "coûts majorés" ou de "marges ajoutées" ("mark-up"). A noter que dans leur présentation, on ne trouve pas l'inflation retardée parmi

$$p_t = a_1(u_t - u^*) + a_2 p_{t-1} + a_3 s_t \qquad (10)$$

C'est la courbe de Phillips "enrichie". L'inflation dépend de trois facteurs : l'inflation passée, la pression conjoncturelle de la demande (mesurée par l'écart entre le taux de chômage et le taux de chômage naturel) et les chocs d'offre. C'est pour cela qu'on parle parfois de "modèle triangulaire" (Gordon, 1997). La courbe de Phillips se déplace donc à cause des chocs qui frappent l'économie ; des chocs de demande comme celui qu'ont connu les États-Unis pendant la guerre du Vietnam à la fin des années 1960 et des chocs d'offre comme les chocs pétroliers de 1974 et 1979[561]. Lors de ces derniers, la hausse du prix du pétrole a engendré une inflation importée, non prise en compte dans la version traditionnelle de la relation de Phillips.

Cependant, suite aux critiques formulées par Robert Lucas sur la formation des anticipations, les "nouveaux keynésiens"[562] sont revenus à la forme générale (relation 2) en considérant, à la suite de Taylor (1980), que l'inflation dépend non plus de l'inflation passée mais de l'inflation future :

$$p_t = a_1(u_t - u^*) + a_2 p^e_{t+1} + a_3 s_t \qquad (11)$$

Fuhrer et Moore (1995) ont proposé une forme hybride comportant aussi bien des termes passés que des termes futurs :

$$p_t = a_1(u_t - u^*) + a_2 p^e_{t+1} + a_3 p_{t-1} + a_4 s_t \qquad (12)$$

Cette relation peut bien entendu être généralisée en considérant un nombre de retards et/ou de "leads" supérieur à 1.

Hormis la caractérisation des anticipations d'inflation, la définition précise du taux de chômage naturel pose problème et force est de constater qu'aucune réponse définitive n'a été à ce jour apportée à cette question. Tout d'abord, on peut remarquer que le taux de chômage naturel

---

les facteurs explicatifs mais l'inflation "tendancielle" qui est la croissance entre le niveau des prix attendu et le niveau des prix observé à la période précédente.

561 Le premier choc pétrolier a démarré au quatrième trimestre 1973 suite à la guerre du Kippour et le second choc pétrolier au premier trimestre 1979 suite à l'arrêt des livraisons de pétrole iraniennes consécutif à la révolution islamique en Iran. Les hausses de prix ont été continues jusqu'en décembre 1979. 1980 sera également le théâtre de plusieurs hausses (en juin et septembre notamment) et on parle parfois d'un troisième choc pétrolier. A noter que le trimestre précédant le premier choc pétrolier, les prix du pétrole ont été fortement relevés suite à la dévaluation du dollar intervenue en février 1973.

562 Pour un bilan de la littérature, voir Jondeau et Le Bihan (2001).

n'est pas constant dans le temps (comme peut le laisser penser la droite verticale dans le graphique précédent et le fait que u^* ne soit pas indicé par le temps dans les équations précédentes) car il dépend de la force des syndicats, de la législation sur le salaire minimum, etc. Plusieurs explications ont été avancées parmi lesquelles la possibilité d'un phénomène d'hystérèse, appliqué pour la première fois au chômage par Phelps (1972)[563], et qui prend sa source principalement dans l'expression du rapport de force entre les "travailleurs en place" ("insiders") et les "travailleurs exclus" ("outsiders"). Les premiers négocient les salaires de telle sorte à garder leur emploi sans se préoccuper des travailleurs exclus. Lorsque le chômage augmente, les travailleurs en place deviennent moins nombreux ce qui renforce leur pouvoir de négociation. Ils continuent de négocier de manière à préserver leur emploi donc le salaire ne rééquilibre pas le marché du travail et le chômage naturel s'accroît[564]. Une des modélisations possibles est alors $u_t^* = bu_{t-1} + e_t$ (Gordon, 1989). Si l'hystérésis est complète, on a b=1 et le taux de chômage suit alors une marche aléatoire. Introduit dans l'équation 10, on obtient :

$$p_t = a_1(u_t - u_{t-1}) + a_2 p_{t-1} + a_3 s_t \qquad (13)$$

L'inflation ne dépend plus du niveau du chômage mais du changement dans le niveau du chômage (Gordon, 1989). Dans ses travaux les plus récents sur le sujet, l'OCDE retient une spécification proche dans laquelle on raisonne en *changement* dans le taux d'inflation plutôt qu'en taux d'inflation ($p_t - p_{t-1}$ au lieu de p_t et $p_{t-1} - p_{t-2}$ au lieu de p_{t-1}) et dans laquelle le chômage apparaît en écart par rapport au taux de chômage naturel ($u_t - u^*$) *et* en changement dans le taux de chômage ($u_t - u_{t-1}$) (Turner *et al.*, 2001).

On peut également choisir d'estimer le taux de chômage naturel. Pour cela, trois méthodes principales ont été proposées[565]. Selon la première, il s'agit de définir un système d'équations dont à l'équilibre, le taux de chômage qui prévaut est précisément le taux de chômage naturel. C'est l'objet des modèles dit "WS-PS"[566]. La seconde méthode consiste à décomposer le taux de chômage effectif en composante tendancielle (le taux de chômage naturel) et en composante cyclique. Une des techniques les plus utilisées dans ce cadre-là est le filtre d'Hodrick-Prescott. La

563 Ce terme aurait été employé pour la première fois par le physicien J.A. Ewing à la fin du XIXème siècle pour décrire certains phénomènes électromagnétiques (Lardic, 1996, 419).
564 Voir Cahuc et Kempf, 1994, et Lardic, 1996, pour une synthèse sur les modèles insiders-outsiders.
565 Voir Turner *et al.* (2001) pour les avantages et inconvénients de ces trois méthodes.
566 Ce sont des modèles à deux équations : une équation de salaires ("wage-setting" ou "WS") et une équation de prix ("price-setting" ou "PS"). L'équation de salaire est spécifiée en niveau et non pas en taux de variation. Le niveau des salaires est déterminé par le niveau des prix et du chômage mais également par divers aspects structurels du marché du travail (pouvoir de négociation, coin fiscal / coin social, etc.).

troisième méthode est mixte : d'une part, elle est fondée sur une relation structurelle (du type de la relation 10 ci-dessus) et d'autre part, elle fait appel à un filtre statistique pour estimer la composante inobservée (le taux de chômage naturel). La plupart du temps, il s'agit du filtre de Kalman. Le taux de chômage naturel obtenu est alors qualifié de "Time Varying NAIRU" et désigné la plupart du temps par l'acronyme "TV-NAIRU".

Avant de clore cette sous-section, il faut noter que la relation de Phillips peut être exprimée en termes de produit. En effet, en utilisant la "loi d'Okun" qui lie négativement le taux de croissance de la production et le taux de chômage, on peut obtenir une relation du type $p_t = b(y_t - y^*) + p^e$, soit $y_t = y^* + \frac{1}{b}(p_t - p_t^e)$ où y^* est le taux de croissance potentiel. On parle alors parfois de "fonction d'offre agrégée"[567]. Dans la plupart des modèles politico-économiques que nous avons vus dans la première partie, cette relation est utilisée pour décrire l'économie (voir, entre autres, Alesina, 1987).

2.2 Les estimations de la relation inflation-chômage pour la France : un bilan des études

Les économistes français sont, parmi les économistes mondiaux, ceux qui croient le moins à la relation de Phillips. C'est en tous cas ce qu'il ressort d'un sondage effectué auprès de 936 économistes par Frey *et al.* (1984)[568]. Lorsqu'on examine les réponses à la proposition suivante : "dans le court terme, le chômage peut être réduit en augmentant le taux d'inflation", on remarque une répartition homogène des réponses : 28,6 % sont d'accord, 34,0 % sont d'accord avec certaines réserves et 34,8 % ne sont pas d'accord, le reste étant constitué de "sans réponse" (Frey *et al.*, 1984, 989). Mais, lorsqu'on regarde les proportions dans chaque pays, on remarque que la France a le pourcentage de "pas d'accord" le plus élevé des cinq pays étudiés (42,6 %) (Frey *et al.*, 1984, 992).

Malgré cela, la relation de Phillips a fait l'objet de très nombreuses évaluations dans le cas français. Notre ambition n'est pas ici de faire un bilan complet de la littérature sur le sujet. Aussi,

---

567 Mankiw (1997) liste quatre interprétations possibles de cette relation. Par exemple, selon le modèle de "salaire rigide", le salaire nominal (W) est fixé par des négociations salariales entre employeurs et travailleurs selon deux variables : le salaire réel cible (w) et le niveau anticipé des prix (p^e). On a $W = w \times p^e$. En divisant de part et d'autre par le niveau de prix effectif (p), on obtient $\frac{W}{p} = w \times \frac{p^e}{p}$. A partir de là, il est facile de voir que lorsque p augmente par rapport à p^e, si le salaire nominal est rigide, le salaire réel diminue, ce qui provoque une baisse du chômage et une hausse de la production.

568 L'échantillon comprenait 273 Allemands, 211 Américains, 91 Autrichiens, 162 Français et 199 Suisses.

avons-nous choisi de nous concentrer sur deux points particuliers : la modélisation dans les modèles macroéconométriques et la modélisation dans les équations politico-économiques.

2.2.1 La relation de Phillips dans les modèles macroéconométriques français

Les modèles macroéconométriques français tels que ceux présentés dans la première partie du présent travail mettent l'accent sur la dynamique interactive des prix et des salaires[569] : les prix à la consommation entraînent les salaires qui entraînent à leur tour les prix à la production qui entraînent à leur tour les prix à la consommation. L'équation de salaires prend généralement la forme d'une relation de Phillips du type de celle décrite par la relation 10 mais directement en termes de taux de salaires et non de taux d'inflation. L'indicateur du déséquilibre sur le marché du travail varie d'un modèle à l'autre : taux de chômage global (AMADEUS, HERMES), taux de chômage des hommes adultes en niveau (METRIC), taux de chômage des hommes adultes en niveau et en différence (Banque de France) ou encore logarithme du ratio demandes d'emploi sur offres d'emploi (MOSAIQUE). Cette relation est parfois complétée par le SMIC (MOSAIQUE et METRIC) et des variables indicatrices correspondant au changement de la durée hebdomadaire légale du travail (premier trimestre 1982) ou à la mise en place du plan d'ajustement de 1983. Le délai d'indexation (nombre de retards de l'inflation) varie d'un modèle à l'autre : deux trimestres pour Banque de France, trois trimestres pour METRIC et un an pour AMADEUS, HERMES et MOSAIQUE[570]. La possibilité de chocs est ignorée dans la plupart des modèles car ils apparaissent plutôt dans les équations de prix. Le taux de chômage naturel est absent des modèles AMADEUS et Banque de France. Son calcul est possible dans les trois autres modèles mais dans aucun il n'apparaît en écart du taux de chômage effectif.

2.2.2 La relation de Phillips dans les équations politico-économiques françaises

Ce paragraphe se propose d'examiner les études françaises ayant introduit des déterminants politiques dans les équations de prix (ou de salaires).

A notre connaissance, Morrisson et Cohen-Tanugi (1979) ont été les premiers à se lancer dans cette entreprise en expliquant la croissance des salaires nominaux annuels moyen sur la

[569] On pourra se reporter à la synthèse de Économie et prévision (1998).
[570] A noter que METRIC ne comporte pas de terme d'inflation courante.

période 1969-1976 par le taux d'accroissement des prix de détails, le taux de cash-flow et l'équilibre socio-politique. Le chômage, non significatif, est écarté. L'équilibre socio-politique est défini comme la moyenne pondérée de trois éléments : un indice du nombre de jours de grève par an, un indice de l'attitude du gouvernement vis-à-vis des entreprises (montant des subventions aux entreprises privées) et un indice de rapport de forces politiques (construit à partir des résultats électoraux de la gauche et de la cote de popularité de François Mitterrand). Ces trois composantes sont affectées d'un coefficient indiquant si le rapport de force est en faveur des salariés ou pas. Au niveau agrégé, l'étude est menée sur des données annuelles soit sept observations[571]. L'équilibre politique est significatif et positif : plus l'indice composite est élevé, plus le rapport de force est en faveur des salariés et plus les salaires sont élevés.

Chez Lecaillon (1980a), le taux de croissance de l'indice du taux de salaire horaire des ouvriers est expliqué par trois variables : la popularité du Premier ministre (rapport satisfaits sur mécontents), le chômage (rapport DEFM/OEFM) et le taux d'inflation. Sur données annuelles (1965-1979), le chômage a le signe (négatif) attendu mais il est faiblement significatif. L'inflation est très significative et positive comme la popularité (R^2=0,94). Sur données trimestrielles (1973-1979), le chômage est non significatif sans doute à cause d'une colinéarité avec la popularité. L'inflation décalée d'un trimestre et la popularité décalée de trois trimestres restent significatives et positives (R^2=0,60). Ce résultat a donné lieu à une controverse puisque, rappelons-le, chez Morrisson et Cohen-Tanugi (1979), les salaires sont corrélés positivement avec la popularité de l'opposition et non avec celle du gouvernement. Pour Lecaillon (1980a), si la popularité est élevée, c'est que la situation économique est bonne donc qu'elle est propice à des hausses de salaires. Morrisson (1980) répondra en indiquant que son indice politique et la popularité du Premier ministre sont indépendants dans le sens où l'un peut varier à la hausse ou à la baisse lorsque l'autre augmente (ou diminue).

Lecaillon (1981b) complète l'estimation précédente en incluant d'autres variables socio-économiques comme le taux de croissance de la productivité ou le nombre de journées de grèves mais aussi une variable électorale définie comme le nombre d'années jusqu'aux prochaines élections législatives. En données annuelles et sur une période plus large que dans l'étude précédente, 1960-1979, les variables politiques (popularité et échéance électorale) ne sont que faiblement significatives. Sur données trimestrielles entre 1973 et 1980, la proximité des élections n'est presque jamais significative quelle que soit la spécification. La variable de popularité a quant à elle été écartée.

[571] Les auteurs ont porté leur échantillon à 21 observations en distinguant selon les groupes sectoriels.

Chez Lecaillon (1983b), le taux de croissance de l'indice du taux de salaire horaire des ouvriers est expliqué par cinq variables : le taux de chômage, le taux d'inflation, deux variables indicatrices (plans de stabilisation entre 1965:1 et 1969:3 et "boom salarial" en 1968:2 et 1968:3) et une variable électorale définie comme 1 sur le nombre trimestres restant à courir jusqu'aux prochaines élections. La variable vaut 1 le trimestre des élections et elle est construite comme si les élections suivantes avaient lieu à la date prévue. L'estimation sur données trimestrielles entre 1963 et 1982 fait apparaître un signe positif et significatif pour cette variable. Cette variable est même plus significative si l'on se limite à une définition sur quatre trimestres : 1/3 deux trimestres avant le trimestre des élections, 1/2 le trimestre avant le trimestre des élections et 1 le trimestre électoral et le trimestre suivant.

Les travaux de Jacques Lecaillon suggèrent donc que, même si les salaires sont sans doute moins contrôlables par les gouvernants que ne le suppose l'auteur, un cycle opportuniste existe. Ces conclusions seront confirmées par la suite pour le SMIC ou les salaires du secteur public (Aubin *et al.*, 1985) mais ces équations ne sont pas des relations de Phillips car le chômage n'apparaît pas. En revanche, Aubin *et al.* (1985) proposent des équations de salaires pour le secteur privé qui comportent une variable de chômage (entre autres) mais dans lesquelles les facteurs politiques sont absents. A tous ces travaux sur les équations de salaires, il faut ajouter les études effectuées dans le cadre des recherches sur les cycles politico-économiques qui concernent l'inflation. Nous les avons mentionnées dans la première partie du présent travail. Force est de constater que dans ces études, la modélisation de l'inflation est relativement fruste : des termes d'inflation retardés et une variable indicatrice de cycle politico-économique. Pour être complet, précisons que dans l'un des deux modèles macroéconométriques politico-économiques français, le modèle de Poitiers, l'équation d'inflation ne comporte pas de facteurs politiques car comme nous l'avons mentionné à plusieurs reprises, de nombreux auteurs pensent que les cycles politico-économiques sont à rechercher dans les instruments de politique économique et non dans les résultats des politiques économiques. Dans ce modèle, la croissance de l'indice des prix à la consommation est expliquée par les tarifs publics, les prix des importations, les salaires du secteur privé, le taux de croissance de M1 et une variable indicatrice (Aubin *et al.*, 1985)[572].

[572] En ce qui concerne l'autre modèle, PROTEE, l'équation de prix n'a pas été portée à notre connaissance.

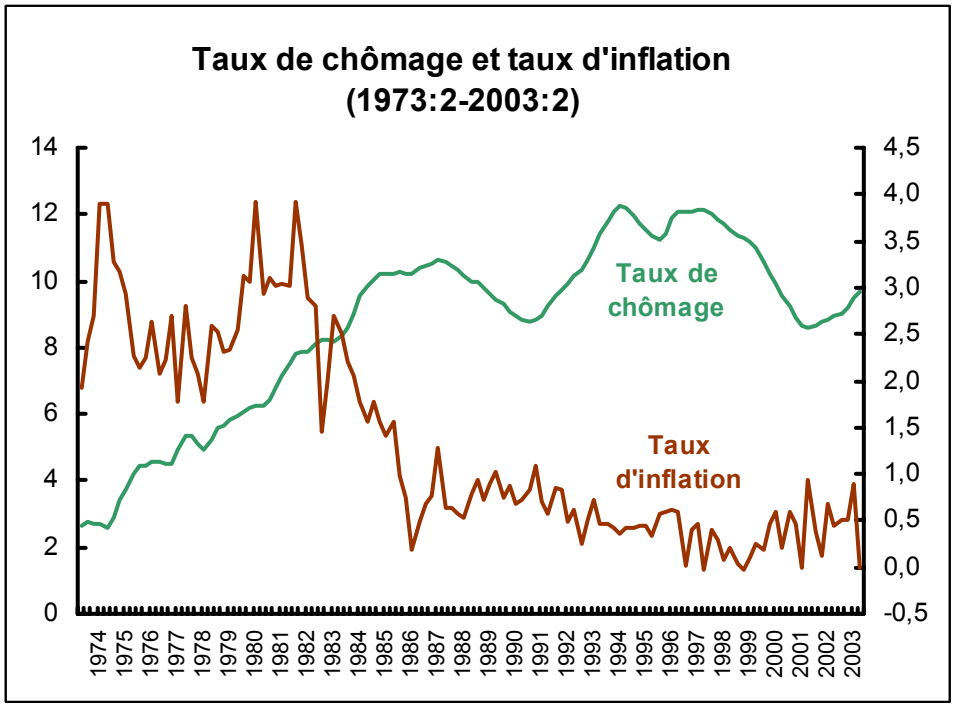
2.3 La relation inflation-chômage dans MUPPET

Nous présenterons tout d'abord quelques faits stylisés sur le cas français puis nous détaillerons successivement la spécification, les estimations et les simulations concernant l'équation de prix de MUPPET.

2.3.1 Quelques faits stylisés préliminaires

Le graphique 43 représente les séries du taux d'inflation et du taux de chômage trimestriel[573].

GRAPHIQUE 43



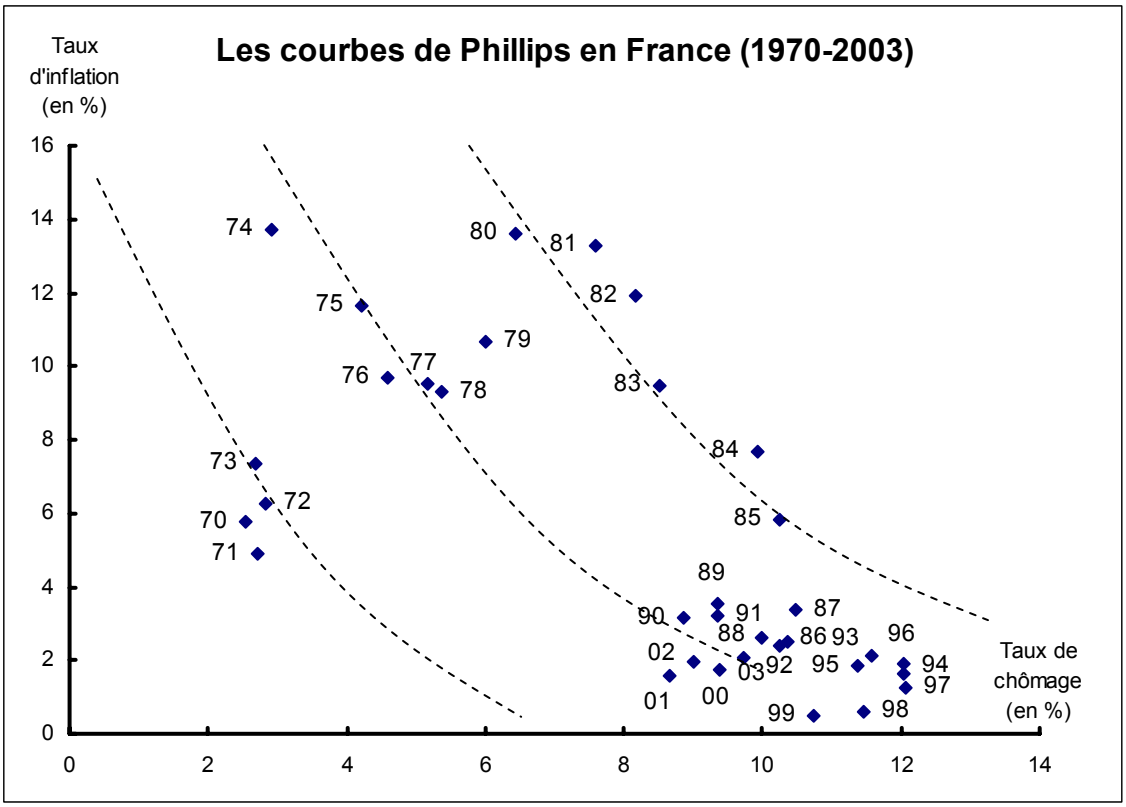
Les conséquences sur le taux d'inflation des deux chocs pétroliers apparaissent clairement. On constate également que la relation de Phillips est assez nette à partir du début des années 1980, le chômage augmentant pendant la période de désinflation. Afin de mieux observer la relation entre inflation et chômage, le graphique 44 figure l'ensemble des couples annuels taux de chômage – taux d'inflation[574] sur la période 1970-2003.

---

573 Source : OCDE - *Principaux indicateurs économiques*. Pour le taux d'inflation, il s'agit du taux trimestriel et non du taux en glissement annuel.

574 Pour l'inflation, il s'agit de la croissance d'une année sur l'autre de la moyenne annuelle de l'indice mensuel des prix à la consommation et pour le chômage, de la moyenne annuelle du taux de chômage trimestriel.

GRAPHIQUE 44



Trois courbes de Phillips, plus ou moins nettes, se dessinent. La plus à gauche est celle qui prévalait au début des années 1970. En 1974, suite au premier choc pétrolier, il y a eu un déplacement vers le haut sur une autre courbe (courbe du milieu). Le passage de l'une à l'autre est clair : pour un même taux de chômage, le taux d'inflation a augmenté de plus de six points entre 1973 et 1974. Un deuxième déplacement a eu lieu à la fin des années 1970 à l'occasion du second choc pétrolier (vers la courbe de droite). Là encore, pour un taux de chômage identique, le taux d'inflation a connu une hausse de près trois points entre 1979 et 1980. Enfin, le milieu des années 1980 a marqué un retour sur la courbe du milieu avec, entre 1985 et 1986, une baisse de plus de trois points du taux d'inflation consécutive au "contre-choc pétrolier"[575] sans hausse du chômage. On constate également que la relation de Phillips reste d'actualité sur la période récente.

[575] Ce contre-choc faisait suite aux conférences de Genève en mars et avril 1986 où l'OPEP avait procédé à une nouvelle répartition de la production et fixé des quotas élevés.

2.3.2 La spécification

Comme nous l'avons vu, la forme de la relation de Phillips la plus utilisée de nos jours est la suivante :

$$p_t = a_1(u_t - u_t^*) + a_2 p_{t-1} + a_3 s_t + \nu_t$$

Intéressons-nous tout d'abord à la modélisation des chocs d'offre (s_t). Les chocs d'offre pris en compte sont, la plupart du temps, les chocs pétroliers qui ont frappé l'économie mondiale dans les années 1970. Deux approches ont été suggérées. La première se fonde sur l'utilisation d'une variable indicatrice. Cette dernière peut valoir 1 l'année des chocs et 0 ailleurs (Kirchgässner, 1984) ou 1 l'année des chocs et les années suivantes et 0 ailleurs (Swank, 1993). Dans un cas comme dans l'autre, elle traduit un déplacement brutal de la courbe de Phillips. La seconde approche est plus lisse. Elle consiste à introduire une variable continue approximant les chocs. La plupart du temps, il s'agit du prix des importations ou du prix de l'énergie (Gordon, 1997). Toujours, parmi les chocs figurent des événements ponctuels souvent d'origine politique comme le contrôle des prix par exemple. Dans le cas français, on peut citer, depuis 1970, le plan Fourcade (1974:2), le plan Barre (1976:3 pour l'étape 1 et 1977:1 pour l'étape 2), le plan Mauroy (1982:2) et le plan Delors (1983:1)[576]. La modélisation de ces événements imprévisibles passe par l'introduction de variables indicatrices (dans le cas français, voir, entre autres, Turner *et al.*, 2001). Parfois, les chocs ne font pas l'objet d'une modélisation particulière et sont simplement pris en compte au travers du terme aléatoire.

Viennent ensuite les termes de l'inflation passée[577]. Le nombre de retards pertinents varie d'une étude à l'autre. Pour des données trimestrielles, on retient généralement trois ou quatre retards. Par ailleurs, la somme des coefficients retardés est la plupart du temps contrainte à 1 (les anticipations d'inflation ne dépendent que des valeurs passées de l'inflation et de rien d'autre).

Enfin, le dernier sommet du triangle est l'écart entre le chômage et son niveau naturel ou, alternativement, entre la production et son niveau potentiel[578]. Comme nous l'avons vu, ce terme est souvent associé à un choc de demande[579]. Lorsque la demande globale augmente plus vite que

576 Les trimestres cités font références aux trimestres de l'annonce du plan.
577 Lorsque la variable dépendante est le taux de croissance des salaires et non des prix, on parle de "délai d'indexation" pour caractériser les termes retardés de l'inflation parmi les variables explicatives.
578 Les anglo-saxons parlent "d'unemployment gap" et "d'output gap".
579 On parle "d'inflation par la demande" par opposition à celle résultant des chocs d'offre. Dans ce dernier cas, on parle "d'inflation par l'offre" ou "d'inflation par les coûts". Il faut être toutefois prudent dans le maniement de ces concepts dont la définition proposée dans les manuels est parfois floue.

la capacité de production[580], une dépense trop importante se heurte à une insuffisance de biens. Le chômage diminue, les salaires augmentent et les prix suivent.

Le tableau 106 reprend quatre études parmi les plus récentes ayant estimé une relation de Phillips triangulaire dans le cas français.

TABLEAU 106

Quatre spécifications de la relation de Phillips dans le cas Français

Référence	Variable expliquée	Termes retardés	Ecart de chômage	Chocs d'offre
Irac (2000)	taux d'inflation	3 retards (contraints)	non retardé	prix des importations, prix de l'énergie, variables indicatrices
Turner *et al.* (2001)	variation du taux d'inflation	3 retards (non contraints)	non retardé	prix des importations, prix de l'énergie, variables indicatrices
Boone *et al.* (2001)	variation du taux d'inflation	4 retards (contraints)	non retardé et retardé	pas de spécification particulière
Heyer et Timbeau (2002)	taux d'inflation	3 retards (contraints)	non retardé	pas de spécification particulière

Par ailleurs, comme nous l'avons mentionné précédemment, ces modèles ne comportent pas de constante. Une autre caractéristique commune bien plus importante pour notre propos est la méthode employée pour estimer le modèle. En effet, ces quatre études utilisent la même technique statistique, celle du filtre de Kalman. Cependant, toujours dans le même esprit de simplicité qui nous guide depuis le début de la construction de MUPPET, nous avons choisi d'assimiler dans un premier temps le taux de chômage retardé au taux de chômage naturel :

$$p_t = a_1 p_{t-1} + a_2 (u_t - u_{t-1}) + a_3 s_t + \nu_t$$

Cette spécification, que nous avons déjà rencontrée (équation 13), a été estimée par, entre autres, Gordon (1997). Elle sera notre spécification de base.

Il nous faut maintenant déterminer la variable à expliquer. Dans la littérature, on trouve principalement deux définitions du taux d'inflation : le taux d'inflation en glissement annuel, noté INF1, et le taux d'inflation trimestriel, noté INF2 (voir Irac, 2000, dans le cas français). Lorsque ces séries ne sont pas stationnaires, on utilise alors la variation du taux d'inflation, celle-ci

[580] Selon un schéma keynésien, cette augmentation de la demande globale peut résulter par exemple d'une augmentation des dépenses publiques.

pouvant être d'une trimestre à l'autre (trimestre t moins trimestre t-1) ou sur un an (trimestre t moins trimestre t-4).

Pour les variables explicatives, nous avons tout d'abord choisi les termes retardés de l'inflation pour des retards allant de 1 à 4 trimestres et pour lesquels la somme des coefficients peut être contrainte ou pas. L'écart de chômage est également introduit retardé ou non (retards de 1 à 4). Son impact attendu est négatif. Le taux de chômage est noté CHO. Les chocs pétroliers seront modélisés par une variable indicatrice dont l'impact pourra être selon les estimations limité dans le temps ou permanent. Une modélisation par le prix de l'énergie ou le prix des importations eut été plus souple, mais ces variables n'étant pas, ou quasiment pas, "endogénéisables", nous n'aurions fait que remplacer une variable indicatrice exogène par une variable continue exogène. Notre but étant surtout de rendre compte du déplacement de la relation de Phillips, l'emploi d'une variable indicatrice nous paraissait suffisamment adapté. Ainsi, compte tenu de ce que nous avons dit précédemment, nous aurons trois variables indicatrices. CP73 vaut 1 entre le troisième trimestre 1973 et le quatrième trimestre 1974, et 0 ailleurs. Cette variable correspond au premier choc pétrolier. Le second choc pétrolier est pris en compte par la variable CP79 qui vaut 1 entre le troisième trimestre 1979 et le troisième trimestre 1980, et 0 ailleurs. Le contre choc pétrolier de 1986 est quant à lui modélisé par une variable indicatrice notée CCP86 qui vaut 1 entre le premier et le quatrième trimestre 1986, et 0 ailleurs. Les signes attendus pour ces trois variables sont positifs pour les deux premières et négatif pour la troisième. Pour les autres chocs de type plans de lutte contre l'inflation, nous avons introduit autant de variables indicatrices que de plans mentionnés précédemment : plan Fourcade, plan Barre, plan Mauroy et plan Delors. Les effets de ces plans sur l'inflation ayant pu s'opérer avec retard et sur une durée indéterminée, l'approche a été pragmatique. Nous les avons modélisés à partir des résidus de régressions préliminaires. Cependant, dans un souci de transparence, nous avons fixé la règle suivante : pour un plan particulier, la variable indicatrice débute lors du premier résidu négatif à partir du trimestre d'annonce du plan (compris) et vaut 1 pour tous les trimestres consécutifs ayant un résidu négatif (et 0 ailleurs). Cette règle évite de céder à la tentation de mettre une variable indicatrice qui vaut 1 à chaque trimestre suivant un plan ayant un résidu négatif. Cela n'a pas de sens de dire qu'un plan a un effet le trimestre t, pas d'effet le trimestre t+1, puis à nouveau un effet le trimestre t+2. Le coefficient attendu pour ces variables indicatrices, qui seront notées du nom de l'auteur du plan, est bien entendu négatif. Enfin, nous avons introduit une variable de cycle partisan en vertu des effets détectés dans la croissance du PIB. On pourrait penser que ces effets sont incorporés dans l'écart de chômage mais, comme nous l'avons vu, le taux d'inflation est la variable de contrôle

privilégiée par le modèle partisan rationnel. La définition des variables partisanes est identique à celle utilisée pour l'équation de PIB :

$PART_Di_j$ est une variable indicatrice qui vaut 1 les j trimestres suivant la victoire de la droite aux élections présidentielles et législatives, avec un décalage de i trimestres par rapport au trimestre des élections, et 0 ailleurs. Le signe attendu est négatif.

$PART_Gi_j$ est une variable indicatrice qui vaut 1 les j trimestres suivant la victoire de la gauche aux élections présidentielles et législatives, avec un décalage de i trimestres par rapport au trimestre des élections, et 0 ailleurs. Le signe attendu est positif.

$PART_DGi_j$ est une variable indicatrice qui vaut 1 les j trimestres suivant la victoire de la gauche aux élections présidentielles et législatives, -1 les j trimestres suivant la victoire de la droite aux élections présidentielles et législatives, avec un décalage de i trimestres par rapport au trimestre des élections, et 0 ailleurs. Le signe attendu est positif.

Comme les effets partisans pour la croissance du PIB ont été détectés sur six trimestres avec un décalage de un trimestre par rapport au trimestre des élections, nous devrions trouver approximativement le même décalage et la même durée pour l'inflation.

Concernant les données, la relation de Phillips se révèle peu consommatrice : une série de taux d'inflation et une série de taux de chômage. Les deux séries sont disponibles en trimestriel depuis 1960. Cependant, afin de travailler sur une période homogène, nous avons restreint notre échantillon à la période post-Bretton Woods. Il commence donc au deuxième trimestre 1973 et se termine au deuxième trimestre 2003. Il comporte donc 121 observations.

2.3.3 Les estimations

Commençons par les tests de stationnarité. Le tableau 107 donne les conclusions pour les deux séries étudiées sur la période 1973:2-2003:2[581].

[581] Les valeurs critiques à 5 % sont -3,45, -2,89, -1,94. Le paramètre de troncature est égal à 4. Par ailleurs, nous avons vérifié que les conclusions pour les variables retardées étaient identiques.

TABLEAU 107

Test de stationnarité

Variable	Etape 1		Etape 2		Etape 3	Conclusion
	Tendance	Stat. de PP	Dérive	Stat. de PP	Stat. de PP	
INF1t	-2,35**	-2,84	-	-	-	non stationnaire
INF1t-INF1t-1	-0,45	-6,29***	-0,36	-6,29***	-6,31***	stationnaire
INF1t-INF1t-4	-0,12	-3,80**	-0,26	-3,81***	-3,81***	stationnaire
INF2t	-4,33***	-4,84***	-	-	-	stationnaire
INF2t-INF2t-1	-0,64	-15,06***	-0,30	-15,10***	-15,15***	stationnaire
INF2t-INF2t-4	-0,45	-6,36***	-0,37	-6,37***	-6,38***	stationnaire
CHOt	-2,00**	-0,99	-	-	-	non stationnaire
CHOt-CHOt-1	-1,49	-4,39***	1,22	-4,09***	-3,89***	stationnaire
CHOt-CHOt-4	-0,83	-3,22*	0,88	-2,97**	-2,79***	stationnaire

La série INF2 étant stationnaire, nous l'avons retenu comme variable dépendante (notée INF par la suite). Cependant, une modélisation de la variable à expliquer en écart aurait très bien pu également être envisagée. Le tableau 108 donne le résultat des estimations[582].

[582] Les données utilisées sont présentées dans l'annexe 6.

TABLEAU 108

Inflation (1973:2-2003:2)

	(1)	(2)	(3)
INF_{t-1}	0,29***	0,29***	0,30***
	(3,24)	(3,11)	(2,94)
INF_{t-2}	0,09	0,09	0,08
	(1,24)	(1,22)	(0,98)
INF_{t-3}	0,16**	0,16**	0,18**
	(2,31)	(2,30)	(2,36)
INF_{t-4}	0,44***	0,45***	0,42***
	(4,31)	(3,87)	(3,47)
CP73	0,79***	0,79***	0,80***
	(3,77)	(3,87)	(3,83)
CP79	0,67***	0,66***	0,69***
	(5,77)	(4,69)	(5,18)
CCP86	-0,60***	-0,60***	-0,58***
	(3,47)	(3,36)	(3,22)
FOURCADE	-0,52***	-0,53***	-0,53***
	(3,16)	(2,68)	(2,67)
BARRE	-0,47***	-0,48***	-0,34*
	(3,03)	(2,59)	(1,93)
MAUROY	-1,06***	-1,06***	-1,15***
	(3,79)	(3,75)	(4,22)
DELORS	-0,63**	-0,65*	-0,62
	(2,03)	(1,69)	(1,57)
CHO_{t-1}-CHO_{t-2}	-0,20**	-0,20**	-
	(2,18)	(2,04)	
$PART_DG1_5_t$	0,08***	-	-
	(3,04)		
$PART_D1_5_t$	-	-0,08**	-0,08**
		(2,37)	(2,34)
$PART_G1_5_t$	-	0,07	0,13**
		(1,08)	(2,24)
Résidus	ARMA(0,4)	ARMA(0,4)	ARMA(0,4)
N	121	121	121
R^2 ajusté	0,93	0,93	0,93
Q	0,99	0,99	0,98
Q^2	0,93	0,93	0,91
JB	0,05	0,06	0,02
SER	0,29	0,29	0,30

Avant de rentrer dans le détail de ces estimations, revenons à la définition des variables explicatives. Les variables indicatrices des plans de lutte contre l'inflation, la variable de chômage et les variables partisanes nécessitent en effet quelques explications. Selon la modélisation que nous avons adoptée, les variables indicatrices des plans de lutte contre l'inflation sont définies de la manière suivante : FOURCADE : 1 de 1974:4 à 1975:3 et 0 ailleurs, BARRE : 1 en 1976:3 et

1977:1 et 0 ailleurs, MAUROY : 1 en 1982:3 et 1982:4 et 0 ailleurs et DELORS : 1 en 1983:1 et 1983:2 et 0 ailleurs. La variable de chômage est la variation du taux de chômage entre deux trimestres décalée de un trimestre. Ce retard des effets du chômage sur l'inflation traduit un délai de réaction des prix aux chocs de demande, ce qui semble tout à fait plausible. On notera que des résultats semblables mais un peu moins bons peuvent être obtenus en substituant à cette variable la variation du taux de chômage entre deux trimestres non décalée. En revanche, la variable de chômage n'est pas significative au seuil de 10 % pour des retards supérieurs (2 ou 3) ou pour une variable définie en écart, non plus sur un trimestre, mais sur un an et ce, quel que soit le retard (0, 1, 2, 3, 4).

L'estimation présentée dans la colonne (1) montre que les données françaises valident de manière appuyée le modèle de Gordon (1997) complété des facteurs politiques. En effet, toutes les variables ont le signe attendu et la plupart sont significatives au seuil de 1 %.

Le nombre de termes retardés pour l'inflation est égal à quatre comme chez Boone *et al.* (2001) dans le cas français[583].

Les chocs pétroliers et le contre choc pétrolier de 1986 sont de taille comparable suggérant un déplacement semblable de la courbe de Phillips lors de ces trois événements. Ceci est en accord avec le graphique présenté plus haut figurant les trois courbes de Phillips observées dans le cas français depuis le début des années 1970.

Les plans de lutte contre l'inflation se sont révélés tous les quatre efficaces[584]. On pourrait établir un classement mais il faut garder à l'esprit que ces plans sont intervenus à des périodes d'inflation différentes. Par exemple, le plan Mauroy a le plus fort coefficient mais, au moment de sa mise en place, l'inflation était très élevée.

La variable de chômage, qui a le signe attendu et qui est fortement significative, atteste par là-même d'une relation de Phillips prégnante dans le cas français. Enfin, la variable des effets partisans, même si son coefficient est faible, est elle aussi nettement significative traduisant un taux d'inflation plus élevé quand la gauche est au pouvoir et plus faible quand la droite est au pouvoir. On peut noter que le modèle d'Alesina (1987) ne prédit pas exactement cela. En effet, quand la gauche arrive au pouvoir, elle pratique un taux supérieur au taux anticipé et quand la droite arrive au pouvoir, elle pratique un taux inférieur au taux anticipé. Il s'agit donc d'une mesure relative et non absolue. Or, notre modèle prend bien en compte cela puisque les effets partisans sont "nets" des anticipations ; anticipations modélisées, rappelons-le, par les termes d'inflation retardés. Concernant la durée des effets et leur décalage par rapport au trimestre

583 A noter que le terme du deuxième retard est significatif à 11%. Nous l'avons laissé dans l'estimation car, son t de Student étant supérieur à 1, son introduction faisait augmenter le R^2 ajusté.
584 A noter que la variable associée au plan Delors est significative à 11%.

d'élection, la variable sélectionnée apparaît relativement en adéquation avec celle retenue pour la croissance du PIB, confirmant ainsi la robustesse des mécanismes théoriques du modèle d'Alesina (1987) : les effets partisans dans l'inflation se propagent bien dans la croissance du PIB. Cependant, on peut se demander s'il n'y a pas non plus des effets partisans dans le chômage. En effet, on peut penser par exemple qu'en dehors du taux d'inflation, la gauche utilisera d'autres moyens pour lutter contre le chômage (emplois aidés…). On devrait donc s'attendre à de la colinéarité entre la variable de chômage et la variable partisane, notamment quand la gauche est au pouvoir. Pour examiner cette possibilité, nous avons, comme dans le cas du PIB, séparé notre variable partisane en deux (colonne (2)). Il ressort effectivement que si ces deux variables ont le signe attendu, seule la variable pour la droite est significative au seuil de 5 %. La troisième colonne qui présente l'estimation avec les deux variables partisanes mais sans la variable de chômage confirme cela : sans la variable de chômage, la variable pour la gauche est nettement significative. Pour cette dernière relation, on restera cependant prudent car les résidus non normaux rendent l'interprétation des t de Student spécieuse. La spécification de la colonne (1) a donc notre préférence surtout que les effets partisans sont de taille *quasi* identique pour la gauche et la droite[585].

Concernant la robustesse de cette relation, hormis tous les tests et les corrections standard, nous avons examiné une possible multicolinéarité entre variables explicatives. Nous devrions dire une probable multicolinéarité car si le taux d'inflation en t-1 explique le taux d'inflation en t, alors on peut légitimement penser que le taux d'inflation en t-2 explique le taux d'inflation en t-1. Effectivement, la procédure des régressions auxiliaires va dans ce sens. Elle atteste en outre de la présence de multicolinéarité avec d'autres variables explicatives (tableau 109).

[585] On précise que pour cette estimation, la *p-value* de la statistique de Jarque-Bera est égale à 0,0535.

TABLEAU 109

Détection de la multicolinéarité

Variable dépendante	R^2	Statistique de Fisher
INF_{t-1}	0,92	106,92**
INF_{t-2}	0,93	128,35**
INF_{t-3}	0,93	121,80**
INF_{t-4}	0,93	112,22**
CP73	0,71	22,20**
CP79	0,21	2,40**
CCP86	0,10	0,97
FOURCADE	0,48	8,38**
BARRE	0,06	0,55
MAUROY	0,26	3,15**
DELORS	0,16	1,75
CHO_{t-1}-CHO_{t-2}	0,42	6,42**
$PART_DG1_5_t$	0,34	4,64**

Cependant, considérant que la multicolinéarité est inhérente à l'inclusion de plusieurs termes retardés parmi les variables explicatives, nous avons décidé de ne pas traiter cette multicolinéarité. Par ailleurs, comme mentionner précédemment, on peut penser que la multicolinéarité détectée va perdurer. Cela n'empêche donc pas l'utilisation de notre équation à des fins de prévision. Nous avons également cherché à tester la stabilité de la relation mais notre procédure utilisée jusqu'alors (le test de Brown-Durbin-Evans) n'était pas mobilisable dans le cas présent à cause de la modélisation ARMA des résidus.

Nous avons ensuite essayé d'améliorer notre relation de référence. Dans un premier temps, nous avons contraint la somme des coefficients des termes retardés de l'inflation égale à 1. Il est apparu que l'estimation n'était pas meilleure. Nous avons donc laissé les coefficients en l'état comme Turner *et al.* (2001) dans le cas français. La seconde piste que nous nous devions d'explorer est celle du taux de chômage naturel.

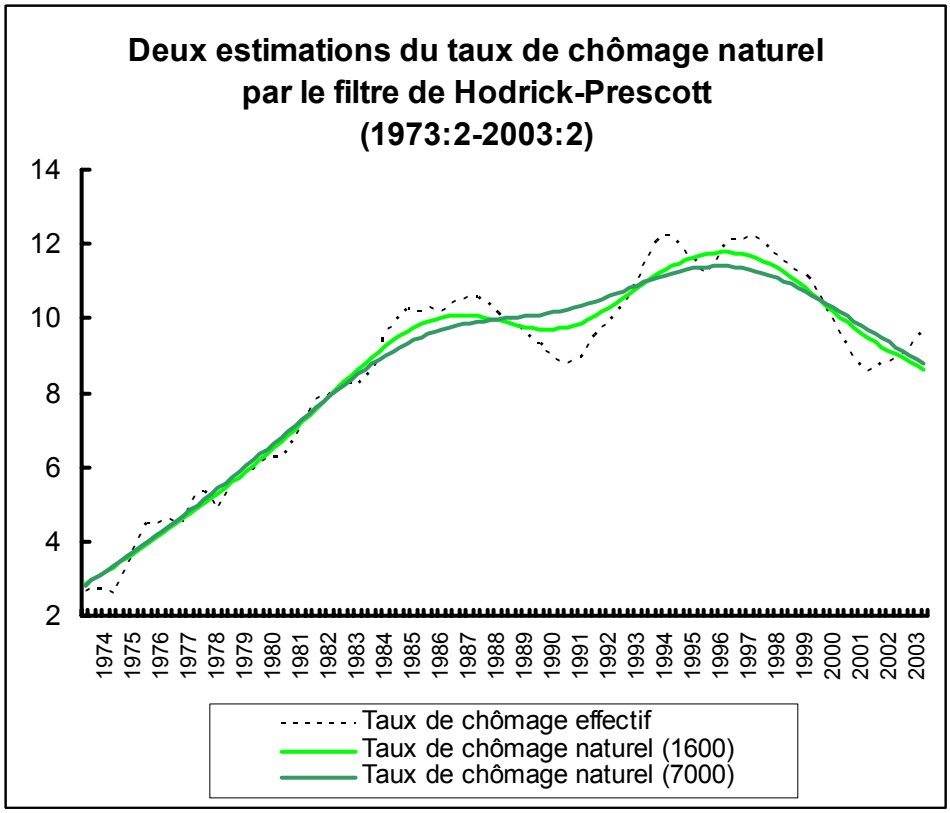
Pour estimer le taux de chômage naturel, nous avons utilisé le filtre d'Hodrick-Prescott. Le filtre d'Hodrick-Prescott est une méthode statistique univariée : une seule variable est nécessaire à sa mise en œuvre. Il s'agit de la variable pour laquelle on veut séparer la composante déterministe de la composante cyclique. Dans notre cas, il s'agit simplement du taux de chômage. Plus précisément, le filtre de Hodrick-Prescott consiste à résoudre le programme suivant :

$$\underset{CHO_t^*}{MIN} \sum \left(CHO_t - CHO_t^*\right)^2 + \lambda \sum \left[\left(CHO_t^* - CHO_{t-1}^*\right) - \left(CHO_{t-1}^* - CHO_{t-2}^*\right)\right]^2$$

où CHO_t^* est la valeur du taux de chômage naturel à la période t. Cette méthode présente une difficulté majeure, celle du choix du paramètre λ dit "paramètre de lissage" destiné à partager les fluctuations en mouvements de court terme et en mouvement de long terme. Une valeur trop faible affecte à tort une partie des cycles de périodicité courte à la composante déterministe (effet de compression) et une valeur trop élevée attribue à tort une partie des cycles de périodicité longue à la composante cyclique (effet de leakage). Dans le premier cas, cela aboutit à une tendance trop volatile et à une composante cyclique sous-estimée et dans le second à une tendance trop lisse et à une composante cyclique surestimée. On voit bien que l'on fait face à un arbitrage : un paramètre élevé accentuant les effets de leakage et un paramètre faible augmentant les effets de compression. La valeur proposée par Hodrick et Prescott (1997) dans leur article original est, pour des données trimestrielles, de 1600 (quelle que soit la série). A la suite de Bouthevillain (1996), on considère pour la France des cycles économiques courts d'environ 8 ans et des cycles économiques longs d'environ 16 ans. Sans rentrer dans le détail, il est possible, après avoir fixé le paramètre de lissage, de connaître le poids des cycles courts et des cycles longs dans la composante cyclique, sachant qu'on souhaite qu'un cycle court soit très présent dans la composante cyclique et qu'un cycle long y soit moins représenté. Ainsi, à titre d'exemple, avec un paramètre égal à 30 pour des données annuelles, la composante cyclique capte 91 % des cycles courts et 41 % des cycles longs. On peut trouver cette dernière proportion trop élevée mais en vertu de l'arbitrage mentionné, une baisse du paramètre, si elle conduirait bien à une diminution de la part des cycles longs captée, entraînerait inévitablement une baisse de la part des cycles courts captée. Grâce à cet algorithme, la Banque de France a déterminé une valeur de 7000 pour les séries trimestrielles (Baghli *et al.*, 2002). Si, une fois le paramètre de lissage choisi, le filtre d'Hodrick-Prescott est facile à mettre en œuvre, il a néanmoins un effet indésirable : il est sujet à des effets de bord, c'est-à-dire que la méthode est sensible aux valeurs situées aux extrémités de la série étudiée. En particulier, la tendance suit excessivement la série effective en fin d'échantillon et le filtre est peu robuste à l'ajout d'observations supplémentaires. Malgré cela, il reste très utilisé.

Le graphique 45 donne le taux de chômage naturel estimé par le filtre d'Hodrick-Prescott pour les deux valeurs du paramètre de lissage mentionnées précédemment ainsi que la série effective.

GRAPHIQUE 45



Grâce à ces deux séries calculées, nous pouvons définir les deux variables suivantes : ECHO1 est l'écart entre le taux de chômage et le taux de chômage naturel calculé par le filtre d'Hodrick-Prescott pour un paramètre de lissage égal à 1600 et ECHO2 est l'écart entre le taux de chômage et le taux de chômage naturel calculé par le filtre d'Hodrick-Prescott pour un paramètre de lissage égal à 7000. Avant d'introduire les deux écarts de chômage que nous venons de calculer dans notre équation d'inflation, il nous faut vérifier la stationnarité des séries[586].

TABLEAU 110

Test de stationnarité

		ECHO1	ECHO2
Etape 1	Tendance	1,27	1,21
	Statistique de PP	-3,08	-2,70
Etape 2	Dérive	0,25	0,11
	Statistique de PP	-3,13**	-2,72*
Etape 3	Statistique de PP	-3,13***	-2,73***
Conclusion		stationnaire	stationnaire

[586] Les valeurs critiques à 5 % sont -3,45, -2,89, -1,94. Le paramètre de troncature est égal à 4.

Les deux séries étant stationnaires, nous pouvons procéder aux estimations.

TABLEAU 111

Inflation (1973:2-2003:2)

	(4)	(5)
INF_{t-1}	0,29***	0,28***
	(3,12)	(3,13)
INF_{t-2}	0,07	0,07
	(0,85)	(0,88)
INF_{t-3}	0,17**	0,17**
	(2,27)	(2,35)
INF_{t-4}	0,46***	0,45***
	(4,43)	(4,37)
CP73	0,77***	0,78***
	(3,56)	(3,66)
CP79	0,64***	0,63***
	(5,45)	(5,41)
CCP86	-0,56***	-0,56***
	(3,11)	(3,18)
FOURCADE	-0,55***	-0,57***
	(3,49)	(3,87)
BARRE	-0,38***	-0,38***
	(2,48)	(2,42)
MAUROY	-1,13***	-1,11***
	(4,30)	(4,21)
DELORS	-0,66**	-0,63**
	(2,14)	(2,03)
$PART_DG1_5_t$	0,07**	0,08**
	(2,38)	(2,41)
ECHO1	-0,08	-
	(1,22)	
ECHO2	-	-0,05
		(1,14)
Résidus	ARMA(0,4)	ARMA(0,4)
N	121	121
R^2 ajusté	0,93	0,93
Q	0,99	0,98
Q^2	0,96	0,96
JB	0,03	0,04
SER	0,29	0,29

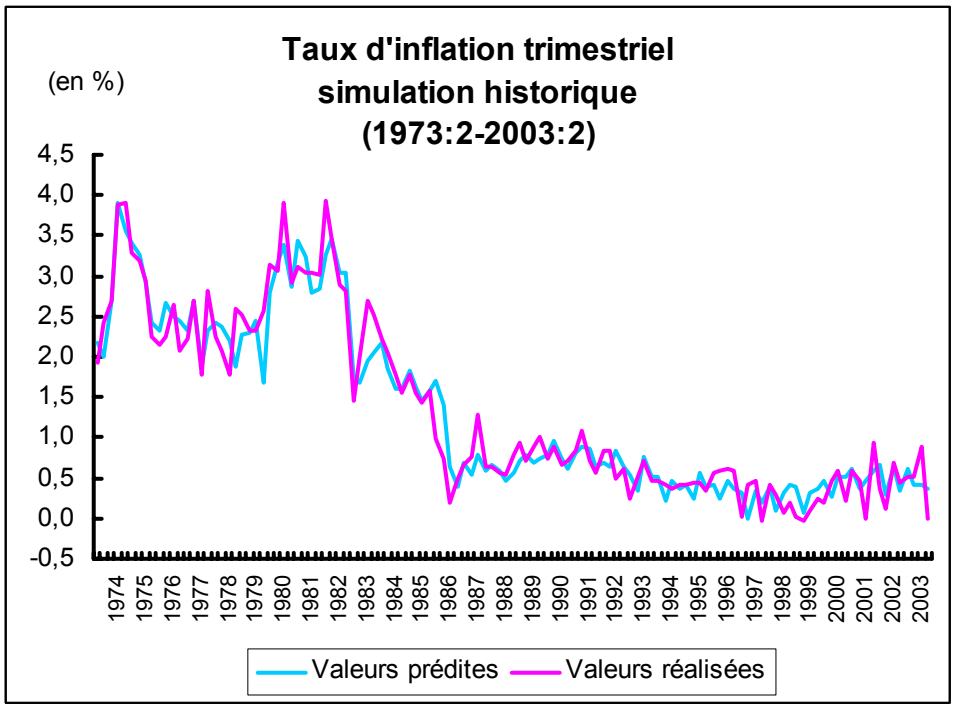
Les résultats, à interpréter avec la grande précaution qu'impose la non-normalité des résidus, indiquent que le chômage en écart avec sa valeur naturelle, s'il a bien le signe attendu, n'est pas significatif[587]. La relation 1 reste donc notre meilleure spécification.

[587] Cela vaut également pour l'écart retardé (résultats non présentés ici).

2.3.4 Les simulations

Le graphique 46 présente les résultats de la simulation historique.

GRAPHIQUE 46



Notre équation décrit relativement bien la tendance. On remarque cependant quelques fortes erreurs qui expliquent sans doute l'acceptation limite de l'hypothèse de normalité des résidus. Le tableau 112 donne l'évaluation des erreurs de prévision.

TABLEAU 112

Taux d'inflation trimestriel simulation historique (1973:2-2003:2)	
MAE	0,21
RMSE	0,27

La MAE et la RMSE sont faibles : de l'ordre de 0,2 point. Pour une prévision d'inflation de 1 %, l'intervalle de confiance à 95 % est [0,47 ; 1,53]. Le tableau 113 donne la répartition du sens des prévisions et du sens des réalisations.

TABLEAU 113

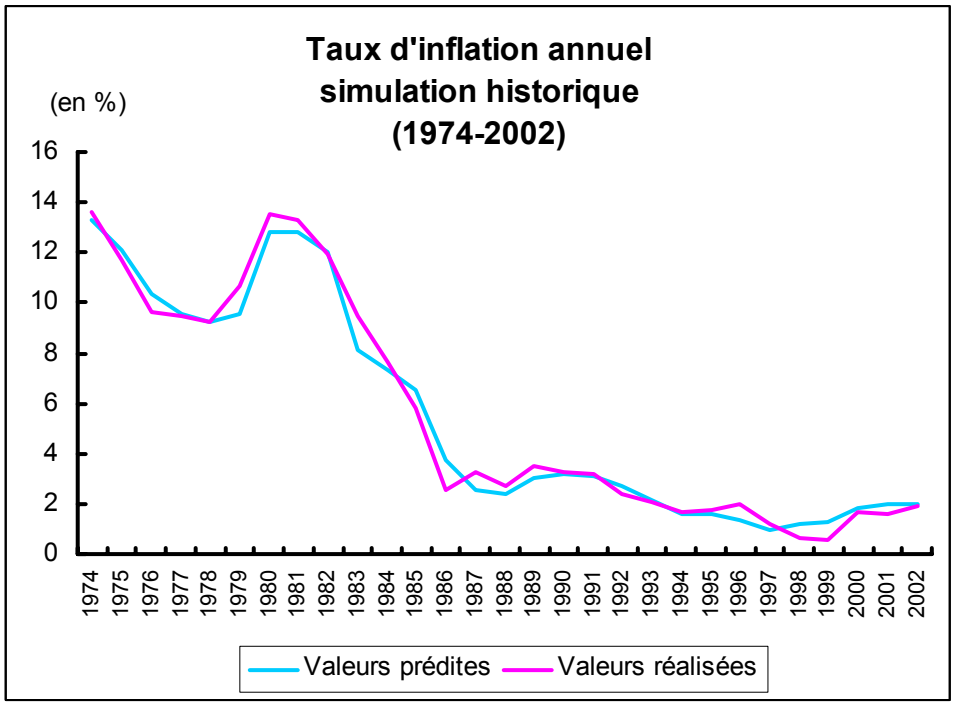
Test directionnel : simulation historique de l'inflation

		Prévisions	
		ΔP>0	ΔP≤0
Réalisations	ΔR>0	38	20
	ΔR≤0	21	41

La statistique obtenue, égale à 13,23, est largement supérieure à la valeur du Chi-deux à un degré de liberté donné par la table pour un niveau de confiance de 95 % (3,84). On rejette donc l'hypothèse nulle d'indépendance du sens des prévisions et du sens des réalisations.

Grâce à la simulation historique des valeurs trimestrielles, on peut déduire les valeurs annuelles. Il suffit pour cela d'appliquer le premier taux trimestriel prédit à la valeur de l'indice des prix lors du trimestre précédant le premier trimestre de l'échantillon (ici 1973:1). On obtient une valeur à laquelle on applique le deuxième taux trimestriel prédit, et ainsi de suite. Il ne reste plus qu'à calculer pour chaque année la moyenne trimestrielle et à calculer les taux de croissance.

GRAPHIQUE 47



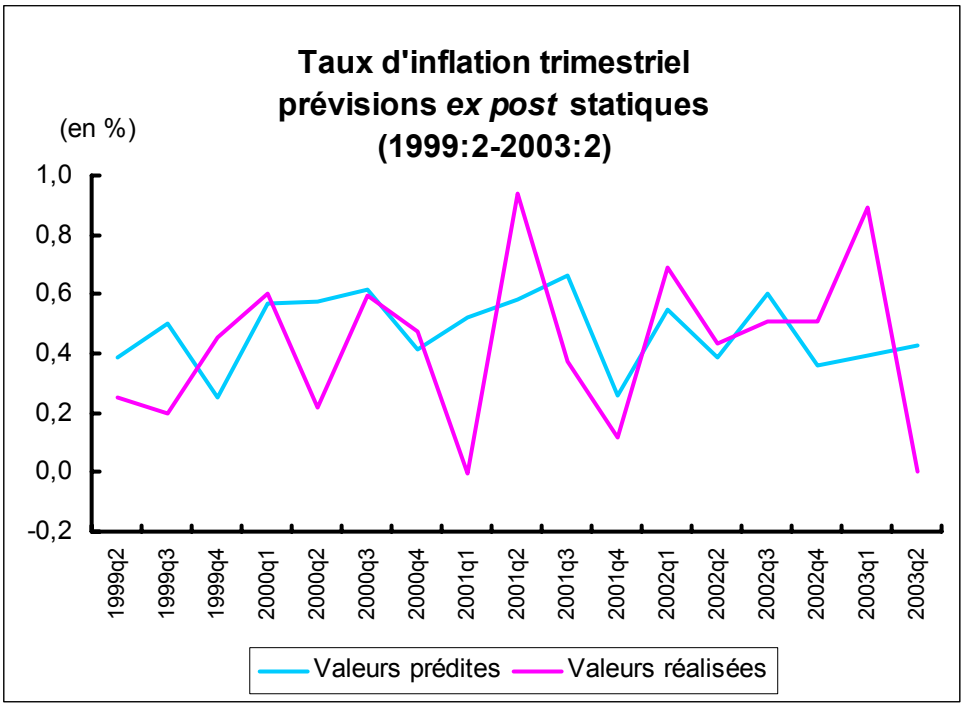
Après passage en données annuelles, le modèle offre toujours une simulation historique de très bonne qualité. Le tableau 114 reprend le précédent pour les prévisions annuelles et confirme cela.

TABLEAU 114

Taux d'inflation annuel simulation historique (1974-2002)	
MAE	0,43
RMSE	0,56

Tournons-nous maintenant vers les prévisions *ex post* statiques. Le graphique 48 donne les prévisions trimestrielles *ex post* statiques générées par le modèle depuis le deuxième trimestre 1999.

GRAPHIQUE 48



Les prévisions *ex post* statiques sont globalement décevantes. Notre équation peine à rendre compte de la forte variabilité de l'inflation observée ces dernières années. La stabilité des paramètres n'est pas en cause car on pouvait déjà remarquer ces erreurs sur la période récente dans le graphique de la simulation historique. Cependant, comme l'indique le tableau 115, les erreurs de prévision sont en moyenne comparables à celles obtenues à partir de la simulation historique.

TABLEAU 115

Taux d'inflation trimestriel prévisions *ex post* statiques (1999:2-2003:2)	
MAE	0,22
RMSE	0,27

Comme nous l'avons mentionné pour la popularité, il faut garder à l'esprit que ces prévisions *ex post* statiques n'ont que peu de valeurs puisqu'elles supposent les valeurs des variables retardées connues. Compte tenu du poids important de ces variables dans notre équation d'inflation, on comprend aisément que seules les prévisions *ex post* dynamiques seront véritablement pertinentes. Pour finir sur une note optimiste, on notera que sur la base de ces prévisions *ex post* statiques trimestrielles, les prévisions *ex post* statiques du taux d'inflation annuel pour 1999, 2001 et 2002 étaient de 2,0, 2,1 et 1,9 respectivement soit une erreur absolue moyenne de 0,3 point seulement.

3 UNE ÉQUATION DE CHÔMAGE FONDÉE SUR LA "LOI D'OKUN"

Le chômage est l'un des parents pauvres des modèles macroéconométriques. Certes, il est endogène mais il ne fait pas l'objet d'une équation de comportement. Il est donné par une équation de définition et apparaît comme le solde entre la population active (le plus souvent exogène) et le volume de l'emploi rapporté à la population active. Ce n'est pas l'option que nous avons retenue ici. Comme pour le PIB, nous avons choisi une approche économétrique. Comme nous l'avons vu dans la première partie, les équations de chômage économétriques sont depuis longtemps utilisées dans le domaine de la recherche sur les cycles politico-économiques. Cependant, comme dans le cas de l'inflation, la modélisation est souvent pauvre : des termes retardés et une variable indicatrice du cycle politico-économique[588]. A l'opposé, il existe, comme pour le PIB et les fonctions de production, une approche structurelle qui fait dépendre le taux de chômage de l'évolution des salaires ou des prix mais aussi des caractéristiques du marché du travail (taux de syndicalisation…) (voir, entre autres, van der Ploeg, 2004). Cependant, de telles fonctions nécessitent une modélisation complexe qui fait intervenir de nombreuses variables exogènes. Nous avons donc retenue une approche mixte fondée sur la célèbre "loi d'Okun" (Okun, 1962). La première sous-section se propose de rappeler les principaux éléments concernant ce concept et la seconde détaille la modélisation du chômage dans MUPPET. Comme pour les sections précédentes, la spécification, les estimations et les simulations sont présentées.

[588] Dans le cas français, voir Lecaillon (1981b), Lewis-Beck (1988a), Clark et Reichert (1998) et Auberger (2001).

3.1 La loi d'Okun : un concept central de la macroéconomie

Selon Okun (1962), il existe un niveau de production, noté y_t^*, compatible avec le plein-emploi (u_t^*) : c'est le niveau de production potentiel. Ce niveau est une mesure de la capacité productive d'une économie. Il dépend de facteurs structurels comme la population, la population active ou la productivité (Gordon, 1984). On parle également de niveau de "production de long terme". Il permet en outre de définir un écart entre niveau de production réalisé (y_t) et niveau de production potentiel. C'est le fameux "output gap" que l'on peut rendre par "écart de production" ou "croissance conjoncturelle". Cet écart est important car il permet de situer l'économie dans le cycle : un écart positif indiquera un excès de demande (surchauffe) et un écart négatif indiquera une insuffisance de la demande. D'après le second pilier de la politique monétaire, l'output gap fait partie des indicateurs que la BCE doit surveiller (Durand et Huchet-Bourdon, 2003). Il est également utilisé pour analyser la situation des finances publiques (Cotis et Joly, 1997).

Okun (1962) cherche à déterminer un coefficient permettant de passer du chômage au niveau de production. Pour cela, il propose deux relations :

$$u_t - u_{t-1} = a_0 + a_1 y_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

$$u_t = a_2 + a_3\left(y_t - y_t^*\right) + \nu_t \qquad (2)$$

où u_t est le taux de chômage. Une troisième relation relie l'emploi (en logarithme) au PNB (en logarithme) et à un trend :

$$\log N_t = a_4 + a_5 \log Y_t + a_6 t + \upsilon_t \text{ avec } a_6 = a_5 \times y_t^* \qquad (3)$$

Ces trois relations, estimées sur les données trimestrielles américaines pour des périodes allant de la fin des années 1940 à la fin des années 1950, aboutissent à la célèbre règle "trois pour un" : un point de chômage en plus (respectivement, en moins) équivaut à trois points de croissance en moins (respectivement, en plus). La "loi d'Okun"[589] est donc, à l'instar de la courbe de Phillips, une relation inverse entre deux grandes variables macroéconomiques.

[589] On devrait plutôt parler de règle. Le terme de "loi" est sans doute un peu fort et renvoie à un débat qui dépasse largement le cadre du présent travail : y-a-t-il des lois en économie ?

De nos jours, on retient deux formes principales. La première, appelée "gap model", est une reformulation de la relation 2 (Gordon, 1984, Burda et Wyplosz, 2003) :

$$\left(u_t - u^*\right) = b\left(y_t - y_t^*\right) + \tau_t \qquad (4)$$

Gordon (1984) suggère en outre la prise en compte de délais d'ajustement :

$$\left(u_t - u_t^*\right) = b_0\left(y_t - y_t^*\right) + b_1\left(y_{t-1} - y_{t-1}^*\right) + b_2\left(u_{t-1} - u_{t-1}^*\right) + \gamma_t \qquad (4')$$

La seconde approche, baptisée "difference model", néglige les variables naturelles (Mankiw, 1997) :

$$\Delta u_t = c + d\Delta y_t + \upsilon_t \qquad (5)$$

La relation 5 a l'avantage de la simplicité car la relation 4 pose deux types de problème. Le premier est la définition du taux de chômage de plein-emploi. Aujourd'hui, il est fréquemment assimilé au taux de chômage naturel dont nous avons déjà parlé (voir, en France, les travaux de l'OFCE). Pour Gordon (1984, 537), c'est "le niveau de production qu'une économie atteindrait si elle se situait à son taux de chômage naturel". Ceci est gênant si l'on considère que le taux de plein-emploi[590] ne recouvre que du chômage frictionnel et que le taux de chômage naturel s'élève en France à 10 %. C'est pour cela que certains auteurs redéfinissent la croissance potentielle comme la croissance compatible avec une inflation stable (voir, entre autres, Cotis et Joly, 1997, ou Doisy, 2001).

Le second problème, que nous avons déjà rencontré dans la section précédente, est celui du calcul des variables naturelles ou potentielles. Chez Okun (1962), le niveau de production potentiel nécessaire à l'estimation de la relation 2 est inféré à partir d'une tendance en considérant, à partir d'un point donné dans le temps, une augmentation de la production de 3,5 % par an. De nos jours, comme nous l'avons mentionné, on considère généralement deux approches principales pour estimer la croissance potentielle[591].

[590] Également appelé "taux de chômage structurel".

[591] Ces méthodes sont présentées de manière concise dans Baghli *et al.* (2002). Cette référence regroupe en fait cinq contributions, chacune portant sur une méthode particulière. A noter que dans cette sous-section, dans un souci de simplicité, ces cinq contributions sont citées "Baghli *et al.* (2002)" indépendamment de leurs auteurs respectifs.

On trouve d'un côté les méthodes univariées comme les filtres statistiques (Beveridge-Nelson, Hodrick-Prescott) ou la méthode dite des "ruptures de tendance"[592]. Cette dernière approche consiste à prendre en compte une ou plusieurs ruptures dans la tendance linéaire estimée à partir de la relation suivante : $y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$. Cette prise en compte se fait au travers de l'ajout d'une ou plusieurs variables indicatrices qui modifient la tendance au-delà d'une certaine date.

De l'autre côté, il y a l'approche structurelle reposant plus ou moins explicitement sur les enseignements de la théorie économique (fonctions de production).

A mi-chemin, on trouve des méthodes comme le filtre de Kalman ou les modèles VAR. Dans le cas du filtre de Kalman, le modèle utilisé est identique à celui estimé pour la relation de Phillips (modèle triangulaire de Gordon, 1997) à ceci près que la croissance et la croissance potentielle ont été substituées, en vertu de la loi d'Okun, au chômage et au chômage naturel.

Les grandes organisations internationales telles l'OCDE ou le FMI privilégient l'approche structurelle tandis que la Commission Européenne par exemple s'appuie sur le filtre de Hodrick-Prescott. Enfin, de nombreuses institutions retiennent une pluralité de méthodes (Banque de France, INSEE, Direction de la Prévision). Comme l'indiquent Baghli *et al.* (2002, 3), "ni la littérature théorique, ni les multiples applications empiriques de ces procédures ne permettent de privilégier "*ex ante*" une méthode parmi les autres".

La diversité des méthodes aboutit à une grande variabilité des grandeurs estimées pour la croissance potentielle comme pour l'écart de production. Ainsi Cette et Delessy (1997) constatent une croissance potentielle moyenne pour la France sur la période 1991-1995 allant de 1,4 selon la Banque de France à 2,7 selon la Direction de la Prévision. De même, l'écart de production en 1995 va de -0,5 selon la Banque de France à -3,5 selon la Direction de la Prévision (Cette et Delessy, 1997, 9).

Quelle que soit la méthode utilisée pour déterminer la croissance potentielle, de nombreux chiffrages ont été effectués pour le cas français. Parmi les exemples récents, on peut citer Baghli *et al.* (2002) ou Durand et Huchet-Bourdon (2003).

3.2 L'équation de chômage dans MUPPET

Nous présenterons successivement la spécification, les estimations et les simulations.

[592] Également appelée méthode de la "tendance coudée" ou encore de la "tendance segmentée".

3.2.1 La spécification

La spécification de base que nous avons retenue est volontairement large :

chômage = f(croissance du PIB, effets partisans)

Les deux principales formulations de la relation d'Okun seront testées (relations 4 et 5 ci-dessus) avec la possibilité de variables explicatives retardées à la fois dans le chômage et dans la croissance du PIB en vertu de la relation 4'. Par ailleurs, les variables de chômage et de croissance du PIB pourront être entrées en niveau ou en variation pour peu que leurs propriétés statistiques le permettent (stationnarité). Pour déterminer le taux de croissance naturel du chômage et du PIB, le filtre d'Hodrick-Prescott sera utilisé. On notera EPIB1 (respectivement, ECHO1), l'écart entre le taux de croissance du PIB (respectivement, du chômage) et son taux naturel calculé pour un paramètre de lissage de 1600, et EPIB2 (respectivement, ECHO2), l'écart entre le taux de croissance du PIB (respectivement, du chômage) et son taux naturel calculé pour un paramètre de lissage de 7000. La relation d'Okun sera complétée par notre variable partisane $PART_DGi_j$ déjà utilisée à deux reprises. Rappelons que c'est une variable indicatrice qui vaut 1 les j trimestres suivant la victoire de la gauche aux élections présidentielles et législatives, -1 les j trimestres suivant la victoire de la droite aux élections présidentielles et législatives, avec un décalage de i trimestres par rapport au trimestre des élections, et 0 ailleurs. Dans le cas du chômage, le signe attendu pour cette variable est négatif. La gauche obtiendrait de meilleurs résultats dans la lutte contre le chômage que la droite.

Compte tenu de la possibilité de variables retardées, notre échantillon s'étend du troisième trimestre 1979 au deuxième trimestre 2003 et comporte donc 96 observations[593].

[593] En effet, les données du PIB ne sont disponibles que depuis le premier trimestre 1978. Or, le taux de croissance trimestriel étant défini en glissement annuel, le premier taux disponible est celui du premier trimestre 1979. Comme nous avons envisagé *a priori* la possibilité d'un impact de la croissance du PIB retardée au maximum de deux trimestres, cela enlève encore deux observations supplémentaires et fait démarrer l'échantillon au troisième trimestre 1979.

3.2.2 Les estimations

Le tableau 116 présente les résultats des tests de racines unitaires[594].

TABLEAU 116

Test de stationnarité

Variable	Etape 1		Etape 2		Etape 3	Conclusion
	Tendance	Stat. de PP	Dérive	Stat. de PP	Stat. de PP	
CHO_t	-2,25**	-1,62	-	-	-	non stationnaire
CHO_t-CHO_{t-1}	-0,66	-3,18*	0,54	-3,08**	-3,03***	stationnaire
CHO_t-CHO_{t-4}	-0,04	-2,59	0,40	-2,50	-2,45**	stationnaire
PIB_FR_t	-0,04	-3,00	1,79*	-3,02**	-1,98**	stationnaire
PIB_FR_t-PIB_FR_{t-1}	-0,25	-9,31***	-0,48	-9,35***	-9,37***	stationnaire
$ECHO1_t$	0,95	-2,37	0,66	-2,39	-2,40**	stationnaire
$ECHO2_t$	0,54	-2,05	0,63	-2,07	-2,07**	stationnaire
$EPIB1_t$	0,17	-4,18***	-0,36	-4,19***	-4,21***	stationnaire
$EPIB2_t$	0,06	-3,49**	-0,49	-3,50***	-3,52***	stationnaire

Toutes les séries sont stationnaires excepté le taux de chômage en niveau. Intéressons-nous dans un premier temps à la relation d'Okun avec les écarts par rapport aux variables naturelles. Le tableau 117 donne les résultats des estimations.

TABLEAU 117

Relation d'Okun traditionnelle (1979:3-2003:2)

	(1a)	(1b)	(1c)	(2a)	(2b)	(2c)
$EPIB1_t$	-0,04***	-0,03***	-	-	-	-
	(4,45)	(3,40)				
$EPIB2_t$	-	-	-	-0,05***	-0,04***	-
				(5,47)	(4,86)	
$PART_DG0_4_t$	-	-0,04*	-0,06***	-	-0,03	-0,06***
		(1,78)	(3,00)		(1,42)	(2,84)
N	96	96	96	96	96	96
R^2 ajusté	0,96	0,96	0,96	0,98	0,98	0,98
Q	0,53	0,37	0,34	0,55	0,46	0,41
Q^2	0,81	0,86	0,87	0,81	0,79	0,58
JB	0,14	0,26	0,78	0,05	0,08	0,74
SER	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,10

[594] Les valeurs critiques à 5 % sont -3,46, -2,89, -1,94. Le paramètre de troncature est égal à 3. Nous avons vérifié que les conclusions étaient identiques pour les variables retardées.

Les relations 1 sont celles ayant pour variable dépendante l'écart de chômage dont le taux de chômage naturel a été déduit à partir du filtre d'Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage de 1600 et les relations 2 avec un paramètre de lissage de 7000. Pour chacune des six relations, quatre retards dans la variable dépendante sont inclus parmi les variables explicatives. Cet ordre a été sélectionné selon les critères usuels[595]. Nous ne les avons pas inclus ici pour ne pas surcharger la présentation des résultats. Plusieurs enseignements peuvent être tirés de ce tableau, quelle que soit le paramètre de lissage retenu. Tout d'abord, les données françaises confirment avec force la relation d'Okun même si les effets de la croissance sur le chômage sont modestes (relations 1a et 2a) : une baisse de l'écart de croissance du PIB de 1 point entraîne une baisse de l'écart de chômage de 0,04 point. Par ailleurs, précisons que les termes retardés de l'écart de croissance du PIB ne sont pas significatifs. Ensuite, l'inclusion de facteurs politiques n'améliore pas ou peu l'estimation (relations 1b et 2b). Les effets partisans les plus forts ont été obtenus avec une variable de cycle définie sur quatre trimestres non décalée par rapport au trimestre des élections. Ceci est cohérent avec nos résultats concernant les équations de croissance du PIB et d'inflation. Les effets partisans s'exprimaient pour ces deux séries sur six et cinq trimestres respectivement et dans les deux cas avec un décalage d'un trimestre par rapport au trimestre des élections. Enfin, comme les effets partisans sont détectés à la fois dans la croissance du PIB et dans le chômage et que la première est une variable explicative de la seconde, on peut légitimement suspecter un problème de multicolinéarité. Les estimations obtenues sans la variable de PIB mais avec les effets partisans vont dans ce sens (relations 1c et 2c).

Même si ces relations d'Okun traditionnelles sont d'une qualité remarquable, elle présente une limite majeure pour le présent travail : la prévision de l'écart de chômage nécessite la prévision du taux de croissance naturel. Bien sûr, on pourrait bâtir des scénarios sur ses valeurs futures. En particulier, postuler une inertie et retenir la valeur présente comme prévision pour la période suivante semble raisonnable pour cette variable. Une autre piste serait d'estimer une relation d'Okun sans les variables naturelles. Comme nous l'avons vu, ceci est l'objet du "difference model" de Mankiw (1997). Le tableau 118 donne les résultats obtenus avec diverses spécifications.

[595] Nous avons retenu le modèle qui présentait le critère de Schwartz minimum.

TABLEAU 118

Relation d'Okun à la Mankiw (1979:3-2003:2)

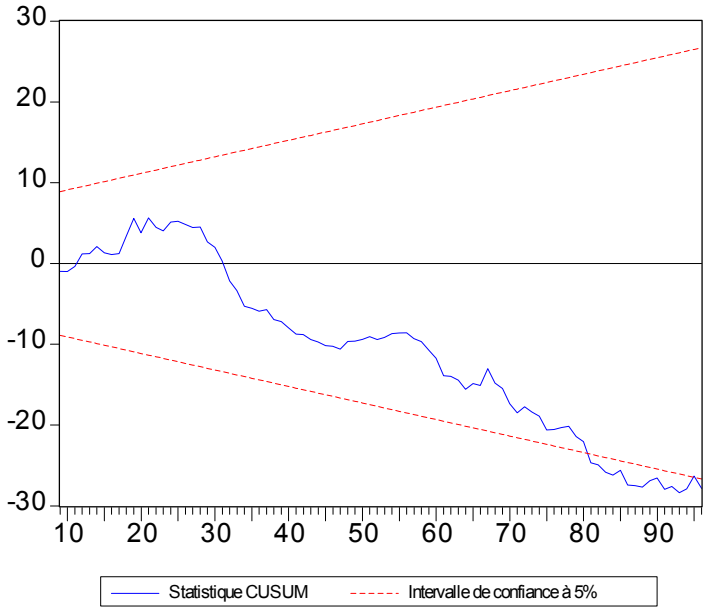
	(3a)	(3b)	(3c)	(4a)	(4b)	(4c)
Constante	0,11***	-	-	0,13***	0,13***	-
	(5,57)			(5,84)	(5,17)	
PIB_FR_t	-0,05***	-	-	-0,05***	-0,05***	-
	(5,68)			(5,63)	(4,98)	
PIB_FR_t-PIB_FR_{t-1}	-	-0,03**	-	-	-	-
		(2,36)				
PIB_FR_{t-1}-PIB_FR_{t-2}	-	-0,04**	-	-	-	-
		(2,44)				
$PART_DG0_4_t$	-	-	-0,04*	-	-0,01	-0,05***
			(1,91)		(0,27)	(2,76)
N	96	96	96	96	96	96
R^2 ajusté	0,78	0,76	0,74	0,97	0,97	0,97
Q	0,80	0,30	0,69	0,20	0,22	0,26
Q^2	0,64	0,41	0,45	0,99	0,99	0,83
JB	0,59	0,87	0,69	0,18	0,19	0,82
SER	0,10	0,10	0,11	0,12	0,12	0,13

Les trois premières relations correspondent à une variable de chômage définie comme la différence d'un trimestre à l'autre (donc sur 1 trimestre) et les trois autres à une variable de chômage définie comme la différence sur un an (donc sur 4 trimestres). Concernant ces deux spécifications possibles, on remarque une nette supériorité en termes de qualité de la seconde. Ceci est logique puisque notre variable de croissance du PIB est définie, rappelons-le, en glissement annuel. Nous commenterons donc les relations 4a à 4c. La relation 4a confirme les résultats obtenus avec la relation d'Okun traditionnelle tant sur le plan de la significativité de la variable de PIB que sur la taille du coefficient associé à cette variable. Comme précédemment, la variable partisane, fortement corrélée à la croissance du PIB, n'est pas significative lorsque ces deux variables sont entrées simultanément (relation 4b). En revanche, la variable partisane seule est bien significative (relation 4c) et son coefficient est de taille comparable à celui obtenu avec les variables naturelles. Pour être complet avec ces estimations, on notera que dans chaque estimation, des termes retardés de la variable dépendante sont introduits. L'ordre est de 2 pour les relations 3a et 3c, 3 pour la relation 3b et six pour les relations 4a à 4c. Par ailleurs, des retards supérieurs pour les variables de PIB ont également été ajoutés mais aucun d'eux n'a amélioré la

qualité des estimations. Dans ce qui suit, la relation 4a, qui présente le pouvoir explicatif le plus fort, sera privilégiée[596].

Comme ses résidus n'ont pas fait l'objet d'une modélisation ARMA, le test de stabilité de Brown-Durbin-Evans a pu être effectué (graphique 49)

GRAPHIQUE 49



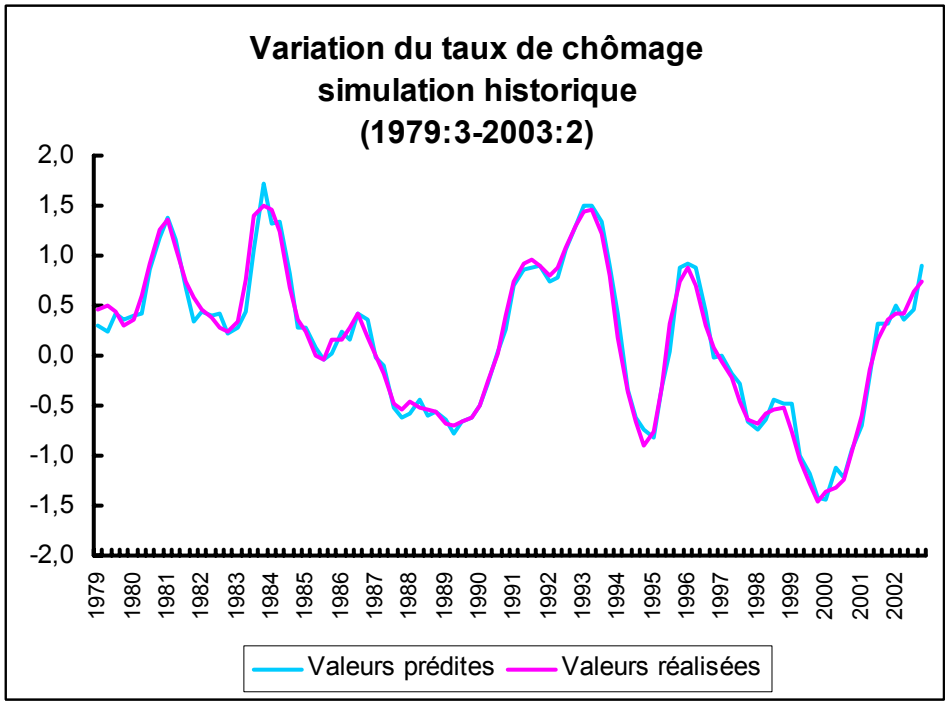
On constate une légère instabilité en fin d'échantillon à partir du deuxième trimestre 1999. Les simulations, qui font l'objet du paragraphe suivant, nous diront si cette instabilité est préjudiciable en termes de qualité des prévisions.

3.2.3 Les simulations

Commençons, comme à notre habitude, par la simulation historique. Le graphique 50 confirme ce que laissait présager le R^2 ajusté très élevé, à savoir une très bonne adéquation entre les valeurs estimées et les valeurs réalisées.

[596] Les données utilisées pour cette estimation sont présentées dans l'annexe 6.

GRAPHIQUE 50



La MAE et la RMSE sont en conséquence très faibles :

TABLEAU 119

Variation du taux de chômage simulation historique (1979:3-2003:2)	
MAE	0,09
RMSE	0,12

L'intervalle de confiance pour une prévision d'une augmentation du taux de chômage de 0,5 point est approximativement de [0,24 ; 0,76]. Le tableau obtenu pour le test directionnel est le suivant :

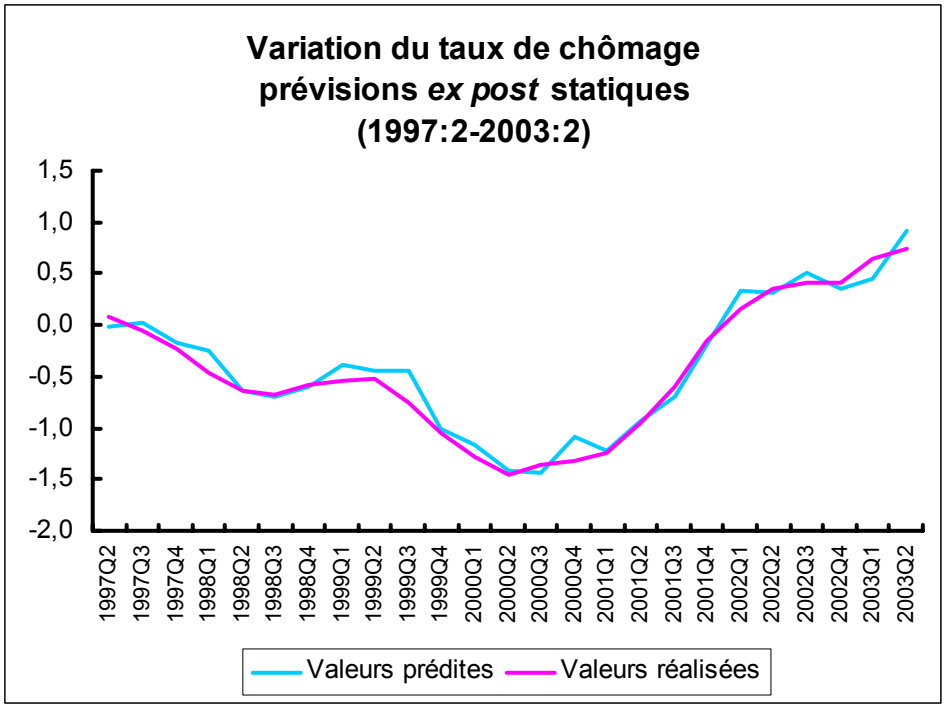
TABLEAU 120

Test directionnel : simulation historique du PIB			
		Prévisions	
		ΔP>0	ΔP≤0
Réalisations	ΔR>0	40	8
	ΔR≤0	9	38

La statistique obtenue, égale à 38,76, est très largement supérieure à la valeur du Chi-deux à un degré de liberté donné par la table pour un niveau de confiance de 95 % (3,84). On rejette donc l'hypothèse nulle d'indépendance du sens des prévisions et du sens des réalisations.

Tournons-nous maintenant vers les prévisions *ex post* statiques. La contrainte imposée par le changement de base en 1999 pour le PIB ou l'inflation ne tient plus. Nous pouvons donc nous permettre de démarrer notre simulation un peu avant. Nous avons choisi de débuter notre étude des prévisions *ex post* statiques au deuxième trimestre 1997, ce qui doit nous permettre d'apprécier les conséquences de l'instabilité détectée précédemment.

GRAPHIQUE 51



Les performances prédictives sont impressionnantes. Le tableau 121 donne les valeurs de la MAE et de la RMSE pour l'ensemble de l'échantillon ainsi que pour deux sous périodes.

TABLEAU 121

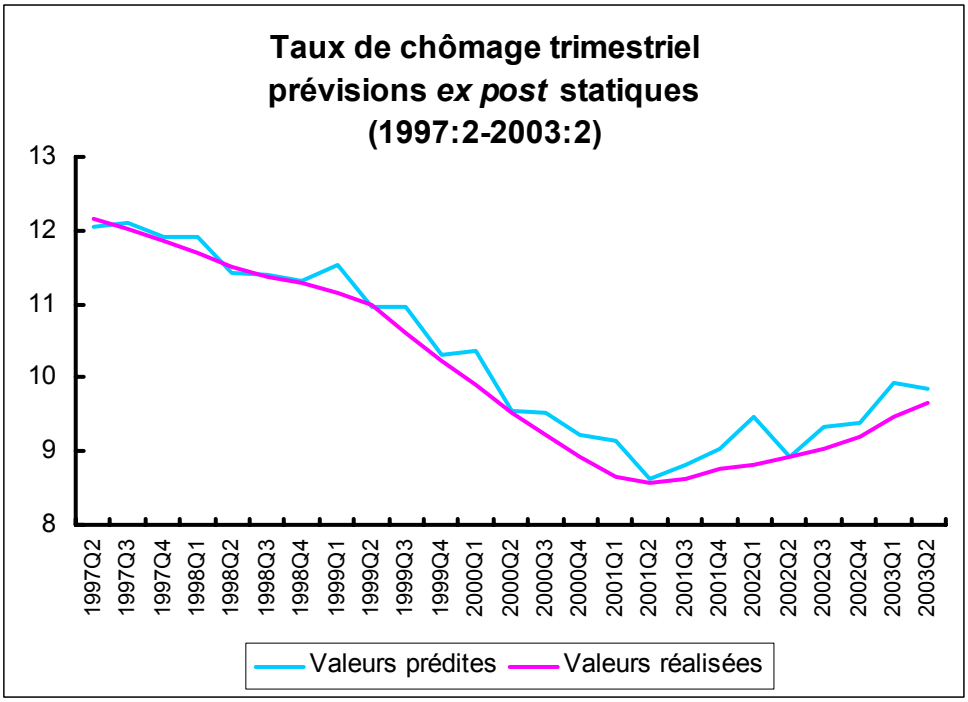
Variation du taux de chômage, prévisions *ex post* statiques

	1997:2-2003:2	1997:2-1999:1	1999:2-2003:2
MAE	0,10	0,08	0,10
RMSE	0,12	0,10	0,13

Sur l'ensemble de l'échantillon, la MAE est comparable, et la RMSE un peu meilleure, à celle obtenue avec la simulation historique. L'examen de ces indicateurs sur les deux sous-périodes ne révèle rien de particulier mise à part une très légère augmentation de la RMSE. L'instabilité ne s'avère donc pas gênante pour l'utilisation de cette équation à des fins de prévision.

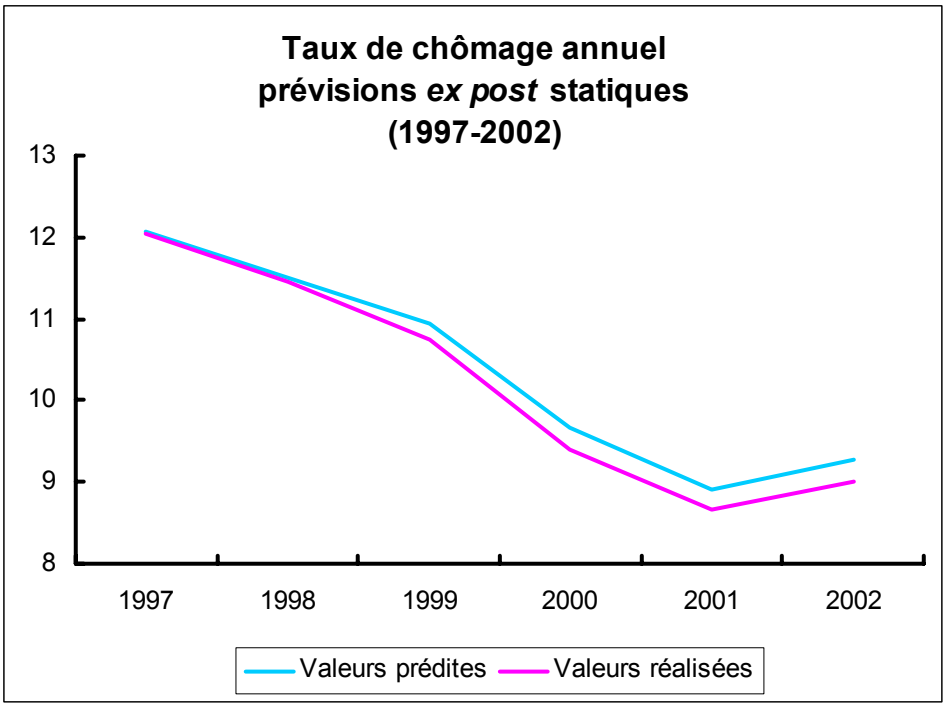
Avant de clore cette sous-section, il nous paraît intéressant de nous attarder sur les prévisions *ex post* statiques non plus de la variation du taux de chômage mais du taux de chômage lui-même. La connaissance du taux de chômage pour les quatre trimestres précédant le premier trimestre de notre échantillon suffit à reconstituer la série. Cela nous donne une indication sur la capacité prédictive *ex post* dynamique. En effet, prenons un exemple. Une fois la valeur prédite pour la variation du taux de chômage le deuxième trimestre 1997 et connaissant la valeur du taux de chômage du deuxième trimestre 1996, on peut calculer le taux de chômage prédit pour le deuxième trimestre 1997. Cette valeur peut être utilisée, une fois la variation du taux de chômage prédite pour le deuxième trimestre 1998 calculée, pour déterminer le taux de chômage pour ce trimestre. On utilise donc les valeurs prédites et non les valeurs réalisées. Cependant, comme indiqué dans les sections précédentes, la portée d'une telle simulation est toutefois atténuée par le fait que nous supposons les valeurs des variables retardées connues. Le graphique obtenu est le suivant :

GRAPHIQUE 52



La tendance est relativement bien prédite. La MAE et la RMSE sont respectivement de 0,21 et 0,27. Cela est confirmé par le passage aux données annuelles obtenues en faisant la moyenne des données trimestrielles (graphique 53).

GRAPHIQUE 53



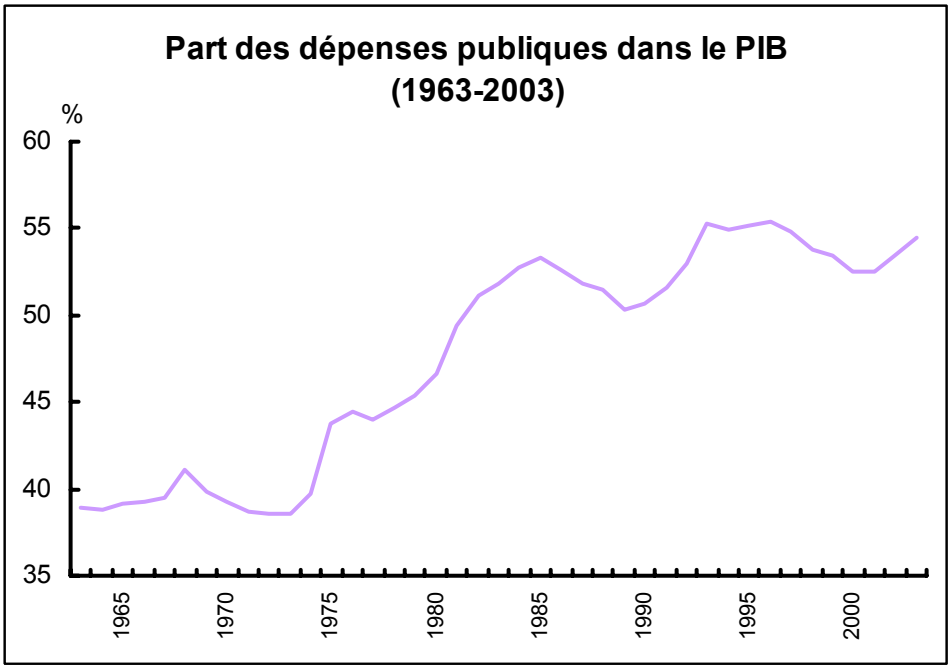
La MAE est égale à 0,18 et la RMSE à 0,21. On peut noter la bonne prévision du retournement de tendance amorcé en 2001.

4 L'ÉQUATION BUDGÉTAIRE

L'augmentation des dépenses publiques est l'un des phénomènes économiques majeurs observés depuis le début des années 1970 dans tous les pays industrialisés. Le graphique 54 illustre cette évolution pour la France[597].

[597] Dépenses totales du gouvernement en pourcentage du PIB en base 1995. Source : *Perspectives économiques de l'OCDE*.

GRAPHIQUE 54



La part des dépenses publiques dans le revenu national est devenue une mesure de la "taille de l'État", État qui, précisément, est à l'origine de cette évolution. MUPPET, qui a comme objectif premier l'endogénéisation du comportement de l'État, ne pouvait donc pas occulter ce phénomène, surtout que les variables budgétaires (et les dépenses publiques notamment) sont, comme nous l'avons vu dans la première partie, traitées de manière exogène par les modèles macroéconométriques français.

Plusieurs explications ont été avancées pour expliquer la tendance haussière mise en évidence dans le graphique 54 et il est en dehors de notre propos de rentrer dans le détail de chacune d'entre elles. Nous nous bornerons donc à en exposer les grandes lignes. Nous accorderons une attention particulière aux déterminants politiques des dépenses publiques parmi lesquels figurent les cycles politico-économiques ; cycles politico-économiques induits par le comportement des gouvernants dont nous avons vu précédemment les ressorts. Cela fait l'objet de la première sous-section. Une deuxième sous-section présente les principaux enseignements théoriques et empiriques de la "nouvelle économie politique" initiée à la fin des années 1980. Ensuite, un bilan études des déterminants politico-économiques des variables budgétaires dans le cas français est proposé dans la troisième sous-section. Enfin, l'équation retenue pour le modèle MUPPET, ainsi que les résultats de son estimation et l'évaluation de sa capacité prédictive sont présentés dans une quatrième et dernière sous-section.

4.1 Les théories traditionnelles

L'explication de l'évolution des dépenses publiques la plus connue est la fameuse "loi de Wagner"[598]. Selon cette loi, l'industrialisation croissante requiert un plus grand interventionnisme de l'État afin, entre autres, de corriger les externalités, et le désir de progrès social conduit à la croissance du secteur public. L'État voit son rôle redéfini vers plus de dépenses en matière de santé, de transport ou d'éducation. La croissance économique augmente le revenu qui augmente à son tour la demande de biens publics. La variable généralement retenue pour rendre compte de la loi de Wagner est le revenu par tête (Golden et Poterba, 1980, Castles, 1982, Blais *et al.*, 1993, Pétry et Harmatz, 1994, Persson et Tabellini, 2003) mais on trouve également le pourcentage d'individus scolarisés (Castles, 1982), le taux d'urbanisation (Lowery et Berry, 1983) ou le nombre de ménages (Berry et Lowery, 1987), toutes ces variables étant censées traduire le niveau de développement.

La deuxième grande théorie est celle de la demande émanant de groupes socio-démographiques et économiques. Parmi eux, on trouve aussi bien des groupes fortement consommateurs de dépenses publiques par essence comme les jeunes, les personnes âgées, les chômeurs ou les anciens combattants[599] (Castles, 1982, Solano, 1983, Lewis-Beck et Rice, 1985, Berry et Lowery, 1987, Swank, 1988) que les grandes entreprises exigeant plus de subventions (Hicks, 1984, Hicks et Swank, 1984)[600] ou les syndicats qui, représentant les classes les moins favorisées, demandent plus de tranferts (Castles, 1982, Hicks et Swank, 1984, Swank, 1988, Pampel et Williamson, 1988)[601]. Plus récemment, un "degré de fractionalisation ethnique" a été introduit pour rendre compte du nombre de groupes à satisfaire (Cusack, 1997, Persson et Tabellini, 1999a, 2003). On peut également inclure la théorie de la bureaucratie selon laquelle l'administration[602] demande des dépenses publiques pour son bien-être (Garand, 1988, Hicks et Swank, 1992, Pétry et Harmatz, 1994)[603].

---

598 Adolph Wagner a conduit ses recherches à la fin du XIXème siècle. Toutes ses publications étant en allemand, nous renvoyons à la traduction des principaux passages de son œuvre dans Musgrave et Peacock (1958, 1-15).
599 Voire la population entière (Solano, 1983, Lowery et Berry, 1983, Persson et Tabellini, 2003).
600 Pression mesurée par la somme des actifs des sociétés domestiques les plus actives à l'étranger.
601 Pression mesurée par le taux de syndicalisation.
602 Pression mesurée par la part de fonctionnaires dans la population totale.
603 Sur la théorie de la bureaucratie, on pourra se reporter à, entre autres, Parkinson (1957) et Niskanen (1971). Selon la "loi de Parkinson", "il n'existe aucune relation entre le nombre de fonctionnaires et la quantité de travail à fournir" (Parkinson, 1957, 15). L'auteur cite deux exemples. Le premier est celui de la marine britannique qui a vu le nombre d'employés des arsenaux passer de 3249 en 1914 (donc en temps de guerre) à 4558 en 1928 et le nombre de fonctionnaires de l'Amirauté passer de 2000 en 1914 à 3569 en 1928. En 1928, la Grande-Bretagne possédait donc, selon une formule célèbre, "une magnifique marine de terre" (Parkinson, 1957, 23). Le second exemple est celui du ministère des Colonies qui a vu ses effectifs augmenter dans la période de décolonisation : 1661 en 1954 contre 372 en 1935 (Parkinson, 1957, 27). Le fondement de cette loi est que les fonctionnaires veulent multiplier leurs

L'attention portée par le gouvernement à certains groupes socio-économiques peut également traduire un ajustement des dépenses publiques à la conjoncture. C'est la troisième grande théorie traditionnelle, celle des dépenses publiques comme instrument de stabilisation économique ou de politique contra-cyclique : en période de récession (respectivement, d'expansion), les dépenses publiques augmentent (respectivement, diminuent) et les recettes publiques diminuent (respectivement, augmentent). Le taux de croissance et/ou le taux chômage sont fréquemment utilisés pour en rendre compte (Golden et Poterba, 1980, Hicks, 1984, Lewis-Beck et Rice, 1985), Berry et Lowery, 1987, Alesina *et al.*, 1992, 1993, Blais *et al.*, 1993, Pétry et Harmatz, 1994). On peut aussi inclure parmi les théories des politiques contra-cycliques la théorie du lissage fiscal de Barro (1979, 1986) : lorsque l'économie connaît un choc négatif sur la production (récession), il est optimal pour le gouvernement de maintenir les impôts constants ce qui occasionne un déficit qui augmente la dette. Dans les périodes d'expansion, le mécanisme inverse se produit.

Selon une autre théorie à dominante économique, les dépenses publiques seront d'autant plus élevées que le degré d'ouverture de l'économie sera fort. En effet, on peut penser qu'une économie très impliquée dans le commerce international sera plus exposée aux chocs et qu'elle devra réagir en conséquence notamment par une politique de transferts (Cameron, 1978). Le degré d'ouverture est mesuré par la somme des importations et des exportations sur le PNB (Cameron, 1978, Castles, 1982, Blais *et al.*, 1993, Cusack, 1999, Persson et Tabellini, 1999a, 2003).

Une autre variable économique fréquemment introduite pour expliquer l'évolution des variables budgétaires est la variable budgétaire retardée (Hicks, 1984, Alesina *et al.*, 1992, 1993, de Haan et Sturm, 1994, 1997, Cusack, 1999, Schuknecht, 1999, 2000, et tous les travaux de Bruno Frey et Friedrich Schneider). Celle-ci est censée traduire une certaine inertie dans les dépenses publiques ou le solde budgétaire notamment. En effet, l'essentiel des dépenses est reconduit d'une année sur l'autre. Selon la théorie de l'incrémentalisme budgétaire, ceci est la conséquence du comportement de l'administration qui, hostile au risque et aux changements, procède à des ajustements budgétaires lents.

La dernière variable purement économique que l'on rencontre régulièrement dans la littérature est le coût du service de la dette qui pousse les déficits à la hausse (Roubini et Sachs, 1989a, Alesina *et al.*, 1992, 1993, Alesina et Roubini, 1997, de Haan et Sturm, 1994, 1997).

A mi-chemin entre l'explication économique et l'explication politique, on trouve la théorie l'illusion budgétaire dont il existe plusieurs versions (voir, entre autres, Buchanan et Wagner, 1977). Selon la plus répandue, l'impôt étant source de revendications, les gouvernants cherchent à

subordonnées pour partager leur charge de travail (réelle ou imaginaire). Il en résulte une augmentation de la taille du service appelée "phénomène bureaucratique".

le faire apparaître moins lourd qu'il n'est en complexifiant le système fiscal (multiplication des impôts indirects…). Entretenus dans l'illusion, les individus ont tendance à minorer le poids de l'impôt, ce qui provoque une hausse de la demande de biens publics. L'illusion budgétaire peut donc être mesurée, par exemple, par la part des recettes fiscales provenant d'impôts indirects sur le total des recettes fiscales collectées (Garand, 1988) ou par un indice de complexité du système fiscal (Pétry et Harmatz, 1994).

Six grands déterminants politiques sont généralement avancés pour expliquer l'évolution des variables budgétaires.

Le premier est le degré de centralisation du système politique : les dépenses sont d'autant mieux contrôlées que le système est centralisé. Le degré de centralisation peut être pris en compte au travers d'une variable indicatrice système fédéral / système unitaire comme chez Castles (1982) et Solano (1983) ou par le ratio dépenses du gouvernement central sur dépenses du gouvernement général comme chez Persson et Tabellini (1999a).

Deuxièmement, l'existence de gouvernements formés par une coalition de partis favorise des dépenses publiques élevées. Il faut en effet concilier des objectifs politiques parfois contradictoires et satisfaire tous les partis (et leurs électorats) soutenant cette coalition (Kohl, 1981, Solano 1983, Roubini et Sachs, 1989a,b, GMT, 1991, Alesina *et al.*, 1992, 1993, Blais *et al.*, 1993, de Haan et Sturm, 1994, Kontopoulos et Perotti, 1999, Alesina et Roubini, 1997). Entre autres modélisations, Roubini et Sachs (1989a,b) utilisent un indice de dispersion politique pour mesurer l'impact des coalitions : 0 si un seul parti au pouvoir, 1 si deux ou trois partis, 2 si quatre partis et 3 si le gouvernement est un gouvernement minoritaire.

Par ailleurs, selon une théorie à rapprocher de la contrainte administrative, les règles de décision législatives (Solano, 1983) et plus généralement le processus budgétaire (de Haan et Sturm, 1994) peuvent jouer.

Ensuite, l'instabilité politique est censée accélérer l'augmentation des dépenses publiques et des déficits budgétaires. Elle est généralement mesurée par la durée moyenne du gouvernement en années (Grilli *et al.*, 1991) ou le nombre de changements de gouvernements (de Haan et Sturm, 1994)[604].

Persson et Tabellini (2003) montrent que la démocratie favorise l'augmentation des dépenses publiques (80 pays sur la période 1960-1998). Si on considère que la démocratie favorise la croissance, on peut relier ce résultat à la théorie de Wagner (plus de démocratie égal plus de croissance et plus de croissance égal plus de dépenses publiques donc plus de démocratie égal

[604] A noter que l'indice de Roubini et Sachs (1989a,b) défini précédemment est parfois interprété comme un indicateur de cohésion politique et donc comme un indicateur d'instabilité politique.

plus de dépenses publiques). On peut également penser que la démocratie favorise l'apparition de groupes d'intérêt qui sont, nous l'avons vu, consommateurs de dépenses publiques.

Enfin, selon la dernière théorie politique, les dépenses publiques augmentent pour répondre à des considérations électorales (cycles opportunistes) ou idéologiques (cycles partisans). Dans le premier cas, on retrouve les variables indicatrices classiques (Golden et Poterba, 1980, Blais et Nadeau, 1992, van Dalen et Swank, 1996), une variable de proximité des élections (Hicks, 1984) ou encore un indice de popularité (Golden et Poterba, 1980, Hicks, 1984, Pétry et Harmatz, 1995). Les signes attendus sont positifs pour les dépenses publiques et les déficits publics et négatifs pour les recettes fiscales : les années précédant les élections sont des années de hausse des dépenses publiques, de hausse des déficits publics et de baisse des recettes fiscales. Dans le second cas, une variable très fréquemment utilisée est le pourcentage des portefeuilles ministériels détenu par la gauche ou par la droite (Cameron, 1978, Hicks et Swank, 1992, Blais *et al.*, 1993, van Dalen et Swank, 1996, de Haan et Sturm, 1997, Cusack, 1997, 1999, Boix, 2000). On trouve également le nombre d'années durant lesquelles la gauche ou la droite a participé au gouvernement (Wilensky, 1981), le vote en faveur de la gauche ou de la droite (Castles et McKinlay, 1979, Hicks et Swank, 1984), le pourcentage de sièges détenus par la gauche ou par la droite au parlement (Castles, 1982) ou encore une variable indicatrice classique (Hibbs, 1987b, Alesina, 1988, Alesina et Roubini, 1997). Quelle que soit la définition de la variable partisane, le signe attendu est positif pour la gauche et négatif pour la droite : la gauche aurait une politique plus coûteuse que celle de la droite. Dans leur méta-analyse, Imbeau *et al.* (2001) examinent 43 études transnationales (coupe instantanée ou panel) ayant pour objet, entre autres, l'étude empirique du lien entre la polarisation partisane et un instrument de dépenses publiques ou de fiscalité publiées sur la période 1976-1997. Il en ressort que 14 études obtiennent des résultats allant dans le sens d'un effet partisan. Bien entendu, comme dans toutes les méta-analyses, ces conclusions sont fortement contingentes à l'échantillon d'études retenu. Pour vérifier un biais éventuel, nous avons examiné 44 études ayant testé la théorie partisane sur la période 1978-2004 en incluant les études mono-pays (séries chronologiques)[605]. Notre conclusion est que la théorie partisane est confirmée dans 31 d'entre elles[606]. En comparant la liste de nos études et celle d'Imbeau *et al.* (2001), on remarque en outre que des études favorables à la théorie partisane comme celle d'Alesina *et al.* (1993) ne sont pas prises en compte. Nous avons par ailleurs examiné

[605] Nous nous sommes limité aux études présentant une estimation économétrique.

[606] La conclusion retenue est celle qui ressort *majoritairement*. Cela veut dire que le cycle partisan n'est pas obligatoirement observé pour toutes les variables budgétaires, pour toutes les sous-périodes ou pour tous les groupes de pays.

44 études menées entre 1978 et 2005 ayant pour objet de tester la théorie opportuniste. Cette dernière n'est rejetée que par 10 d'entre elles[607].

Pour terminer, mentionnons les variables marquant des dépenses ponctuelles comme les subventions versées suite à des catastrophes naturelles (Schuknecht, 1999, 2000) ou les dépenses militaires occasionnées par des guerres (Lewis-Beck et Rice, 1985, Hibbs, 1987b, Cusack, 1997).

4.2 Les théories récentes de l'évolution des dépenses publiques : l'apport de la nouvelle économie politique

La période allant de la fin des années 1980 au début des années 2000 marque un renouveau des théories de l'évolution des dépenses publiques[608]. Ces théories s'articulent autour de trois grands axes : la pertinence du contexte institutionnel, l'utilisation des déficits à des fins stratégiques et le rôle des groupes d'intérêt. Nous verrons ces trois axes successivement.

4.2.1 Vers une prise en compte plus large des caractéristiques institutionnelles

Persson et Tabellini (1999a) et Milesi-Ferretti *et al.* (2002) étudient l'impact du système politique (présidentiel / parlementaire) et de la règle de vote (majoritaire / proportionnelle). Le test, effectué sur la moyenne des dépenses totales du gouvernement central en % du PNB sur la période 1988-1992 pour 64 démocraties, conduit aux principales conclusions suivantes : (1) dans les régimes présidentiels, les dépenses totales sont plus faibles que dans les régimes parlementaires (2) dans les régimes majoritaires, les dépenses totales sont plus élevées que dans les régimes proportionnels (3) les dépenses en biens publics sont plus faibles dans les régimes présidentiels que dans les régimes parlementaires et plus faibles dans les régimes majoritaires que dans les régimes proportionnels. L'effet du régime présidentiel est toutefois plus fort. Chez Milesi-Ferretti *et al.* (2002), le système proportionnel aboutit à l'élection de gouvernants plus enclins à utiliser les transferts et le système majoritaire aboutit à l'élection de gouvernants plus enclins à utiliser les biens publics (dépenses primaires, transferts ou biens publics en % du PNB pour 20 pays d'Amérique Latine et 20 pays de l'OCDE sur la période 1991-1994).

---

607 Comme précédemment, la conclusion retenue est celle qui ressort *majoritairement*.
608 Ces théories sont synthétisées dans Alesina et Perotti (1995).

D'autre part, le gouvernement divisé ou la cohabitation génèrent des déficits plus importants car ils entraînent un manque de réactivité aux chocs (Alt et Lowry, 1994, 2000, Poterba, 1994). En effet, lorsque le pouvoir est divisé, chacun a sa propre réponse aux chocs alors que lorsque le gouvernement est unifié, il n'y a qu'une seule réponse. En période de gouvernement divisé, des négociations s'engagent sur la réponse à apporter au choc ce qui allonge le délai de réponse et entraîne un déficit plus important.

En dehors des caractéristiques politiques, les institutions budgétaires jouent également un rôle (von Hagen, 1992, Alesina et Perotti, 1996). Les institutions budgétaires sont l'ensemble des règles et des régulations selon lesquelles les budgets sont préparés, approuvés et mis en œuvre. Ainsi, il a été montré que le rôle du Premier ministre ou du ministre des Finances dans les négociations intragouvernementales, le vote parlementaire global ou par poste, la possibilité et, le cas échéant, les limites des amendements du parlements, le calendrier du vote, le degré de transparence, ou le degré de flexibilité dans la mise en œuvre étaient autant de caractéristiques qui influençaient le montant des dépenses publiques.

4.2.2 La théorie des déficits stratégiques

L'idée générale est qu'avant une élection dont l'échéance est incertaine, un parti dépense selon ses objectifs idéologiques, laissant à son successeur une dette à rembourser et un service de la dette à payer. Le gouvernement actuel peut donc contraindre le gouvernement suivant en réduisant sa marge de manœuvre (Alesina et Tabellini, 1990). Cette idée de contraindre le gouvernement suivant n'est cependant pas nouvelle. Par exemple, chez Borooah et van der Ploeg (1983), le "gouvernement kamikaze", sachant qu'il ne sera pas réélu, mène une politique économique ruineuse qui pénalise son successeur au point que ce dernier ne soit pas reconduit ce qui ramène le gouvernement suicidaire aux affaires. Alors que le modèle d'Alesina et Tabellini (1990) prédit que la dette augmente quel que soit le parti, Persson et Svensson (1989) s'intéressent à des différences partisanes selon les préférences de chacun des partis. Ainsi, le parti le moins dépensier baisse les impôts et, se faisant, accroît la dette, ce qui contraint le parti suivant. En revanche, le parti le plus dépensier augmente les impôts, dégage un surplus et rend la politique du parti suivant plus aisée. Chez Tabellini et Alesina (1990), la politique mise en place est celle qui est préférée par l'électeur médian. Comme les préférences de la future majorité concernant la composition des dépenses sont incertaines, l'électeur médian actuel préfère une augmentation de la dette afin d'assurer suffisamment de marge à la nouvelle majorité pour qu'elle mette en place la politique qu'il souhaite. Les auteurs montrent que la dette est plus importante si les électeurs sont

davantage tournés vers les extrêmes. Enfin, chez Aghion et Bolton (1990), le parti conservateur accumule les déficits lorsqu'il est au pouvoir et les électeurs le réélisent car ils jugent le parti d'opposition (de gauche) incapables de lutter contre les déficits.

4.2.3 Le rôle des groupes d'intérêt

Dès le début des années 1980, Weingast *et al.* (1981) avaient montré l'inefficience de certains projets publics locaux dont les coûts de financement étaient répartis au niveau national. Ce modèle expliquait notamment les subventions discrétionnaires allouées par le gouvernement central pour financer des projets locaux très spécifiques dont la seule fin était de capter les voix des bénéficiaires de ces projets ("pork barrel projects"). Plus récemment, Persson et Tabellini (1994) ont montré comment la centralisation augmente la taille de l'État en favorisant les rentes qui résultent de ces programmes fiscaux ayant des bénéfices localisés.

Cukierman et Meltzer (1989) se focalisent quant à eux sur les aspects redistributifs de la dette publique entre les générations. Des individus "contraints dans leurs legs"[609] souhaitent transférer des ressources des générations futures pour financer leur consommation présente (sorte d'héritage négatif). Comme ceci n'est pas faisable, ils sont favorables aux politiques visant à baisser les impôts tout en maintenant le niveau de dépenses publiques constant, politiques qui entraînent des déficits. Dans une démocratie, où les individus peuvent voter pour la mise en œuvre de la politique qu'ils souhaitent, les déficits seront d'autant plus élevés que la proportion d'individus "contraints dans leurs legs" dans la population totale sera importante.

Dans le modèle d'Alesina et Drazen (1991), un choc perturbe le budget et génère des déficits. Le planificateur social doit réagir en augmentant les impôts mais la réforme fiscale est repoussée car aucun groupe socio-économique ne veut en supporter le coût. On parle alors de "guerre des nerfs", de "guerre d'attrition", ou encore de "guerre d'usure". Les déficits s'accumulent et la dette augmente. Chez Spolaore (2004), la réforme est reportée si le pouvoir est assuré par une coalition. En effet, elle représente des intérêts différents et plusieurs de ses constituants peuvent perdre dans la mise en œuvre de la réforme.

[609] Traduction de "bequest-constrainted".

4.3 Un bilan des études sur le cas français

Il existe relativement peu de contributions ayant pour objet d'étudier les déterminants politico-économiques des variables budgétaires dans le cas français. Nous en avons examiné cinq principales. La première est celle de Lecaillon (1981b). L'auteur propose quatre équations : trois modélisations du solde budgétaire de l'État (en pourcentage du PIB) et une modélisation des transferts (en pourcentage du revenu primaire des ménages). Dans tous les cas, les seules variables explicatives sont la popularité de l'exécutif et une variable de cycle opportuniste (proximité des prochaines élections). Les quatre équations sont estimées sur données annuelles pour la période 1960-1979. De manière globale, il ressort que la popularité du Premier ministre l'année précédente est significative qu'elle soit exprimée comme le pourcentage de satisfaits ou comme le ratio pourcentage de satisfaits sur pourcentage de mécontents. Le signe est positif dans le cas du solde budgétaire indiquant un solde d'autant plus faible que la popularité est basse et négatif pour les transferts, ces derniers étant d'autant plus élevés que la popularité est faible. La variable de proximité des prochaines élections n'est jamais significative. Les R^2 vont de 0,30 à 0,39.

Chez Aubin *et al.* (1985), plusieurs variables budgétaires sont expliquées dans le cadre d'un modèle politico-économique global comportant une soixantaine d'équations[610]. A titre d'illustration, nous avons choisi de nous attarder sur l'équation des dépenses publiques. Les auteurs cherchent à expliquer le taux de croissance des dépenses publiques sur la période 1966-1982 en utilisant des données trimestrielles. Celui-ci dépend des salaires versés par l'État, de la politique contra-cyclique (taux de croissance du PIB et taux de chômage), de l'inertie administrative (variable endogène retardée), de la contrainte budgétaire de l'État (capacité de financement des administrations publiques) et du cycle opportuniste.

Aubin *et al.* (1987) étudient les dépenses publiques sur la période 1961-1983 (données annuelles). Les variables expliquées sont les dépenses de consommation et d'investissement des administrations publiques ainsi que les transferts, toutes trois exprimées en pourcentage du PIB réel et en taux de croissance annuel. Ces trois types de dépenses peuvent en outre être désagrégés selon leur origine : administration centrale, collectivités locales et sécurité sociale.

La spécification de base inclut, entre autres, le taux d'inflation (déflateur de la consommation privée), le taux de croissance des salaires, le rapport revenu moyen sur revenu médian et le taux croissance de la population l'année précédente. Afin de prendre en compte le comportement des

[610] Ce modèle sera présenté en détail dans le chapitre 6. A noter qu'il existe une version simplifiée du modèle d'Aubin *et al.* (1985) qui comporte des équations budgétaires un peu différentes (voir Goyeau, 1985).

gouvernants, plusieurs variables sont retenues selon la logique considérée : le taux de chômage selon une logique de stabilisation économique, la variable endogène retardée selon une logique bureaucratique, deux variables indicatrices décrivant le cycle électoral au niveau national et au niveau local[611] selon une logique de maintien au pouvoir et le taux d'intérêt réel et l'écart entre le taux de croissance des recettes et le taux de croissance des dépenses selon une logique d'équilibre budgétaire. Les R^2 ajustés vont de 0,70 à 0,95. La logique économique est pertinente dans toutes les équations exceptées celles des collectivités locales. La logique bureaucratique est présente dans les équations de consommation et de transferts pour les administrations publiques et les administrations centrales. Les variables ayant trait à la logique budgétaire sont rarement significatives. Enfin, la logique opportuniste est présente surtout pour les transferts (pour les administrations publiques, les administrations centrales et la sécurité sociale). La présence d'un cycle local lié aux élections municipales est aussi mise en évidence pour la consommation et l'investissement des collectivités locales.

Roubini et Sachs (1989b), qui, comme nous l'avons vu, mettent l'accent sur l'instabilité politique comme déterminant des déficits publics, étudient le cas de la France sous la quatrième République. Comme ils le font remarquer, la quatrième République a vu se succéder 26 gouvernements entre 1946 et 1958 soit une durée de vie moyenne de six mois. Parallèlement, entre 1950 et 1957, le déficit moyen a été de 4,9 % du PIB, ne descendant jamais sous les 3,8 %. En 1958, il passe à 2,8 %, puis 2,4 % en 1959. Il ne dépassera plus la barre des 2 % avant 1975. Les auteurs proposent d'expliquer le déficit par les dépenses militaires, les dépenses pour dommages de guerre, les aides venant des États-Unis et une variable indicatrice valant 1 sous la quatrième République et 0 sinon. Les variables sont toutes significatives et ont toutes le signe attendu. Le R^2 obtenu est de 0,83 sur la période 1947-1972 et de 0,92 sur la période 1950-1972.

La dernière étude que nous souhaitons mentionner est celle d'Auberger (2004). L'auteur examine les dépenses de consommation des administrations publiques et les prestations sociales versées eux ménages. Ces deux variables sont exprimées en pourcentage du PIB et sont expliquées par des termes retardés, le taux de chômage (en vertu de la théorie des stabilisateurs évoquée plus haut) et une variable de cycle opportuniste. Cette dernière prend la valeur 1 dans les trimestres précédant les élections (1, 2 ou 3 trimestres) et le trimestre des élections, et 0 ailleurs. Auberger (2004) propose en outre de corriger ces variables indicatrices par la probabilité d'élection suggérant ainsi que les gouvernants n'interviennent que s'ils sont politiquement en danger. Les estimations sont effectuées sur la période 1970-2002 et donc sur données trimestrielles. Globalement, seules les variables de cycles opportunistes non corrigées sont

[611] 1 l'année des élections et l'année précédente, et 0 ailleurs.

significatives. Les R^2 ajustés sont cependant faibles : de 0,34 à 0,37 pour les dépenses publiques et de 0,12 à 0,15 pour les prestations sociales. Sur le plan technique, notons l'effort de l'auteur dans la prise en compte des problèmes de cointégration.

4.4 L'équation budgétaire de MUPPET

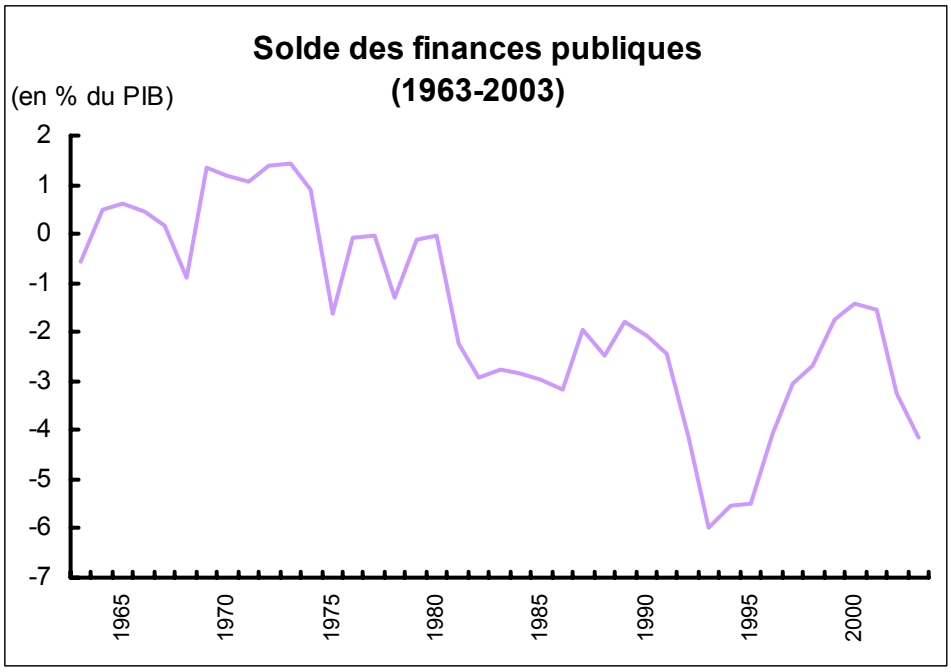
Comme nous l'avons vu lorsque nous avons évoqué la structure de MUPPET, aucune variable budgétaire n'est utilisée comme variable indépendante dans une autre équation du modèle. Les variables budgétaires sont, en quelques sortes, en bout de chaîne. Il ne nous paraissait donc pas nécessaire de rentrer dans le détail de chacune d'entre elles. Nous en avons donc retenu une seule, le solde des finances publiques. Cette variable correspond à celle qui est actuellement la plus médiatisée compte tenu de son rôle dans la régulation conjoncturelle mais aussi de son importance dans le cadre du Pacte de Stabilité et de Croissance.

Le solde des finances publiques correspond à la différence entre les recettes et les dépenses de l'administration au sens large (État, collectivités locales et Sécurité sociale)[612]. On parle de "surplus" et de "déficit" selon que cette différence est positive ou négative respectivement. Le surplus correspond à la capacité de financement de l'État et le déficit au besoin de financement de l'État[613]. Le graphique 55 représente le solde des finances publiques pour la France sur la période 1963-2003.

[612] Le solde des finances publiques est à distinguer du solde budgétaire qui ne prend pas en compte le solde du compte des collectivités locales et le solde du compte de la Sécurité sociale.

[613] Dans la terminologie anglo-saxonne, on parle de "prêt net" (négatif) pour désigner le besoin de financement. A noter que le déficit public retenu par la Commission Européenne se distingue du besoin de financement par la prise en compte des flux d'intérêts liés à des opérations financières effectuées par les administrations publiques. Statistiquement, l'écart porte sur un dixième de point de PIB.

GRAPHIQUE 55



4.4.1 La spécification

Le solde des finances publiques en pourcentage du PIB (noté SFP_t) dépend de la variable endogène retardée (notée SFP_{t-1}), d'une variable de politique contra-cyclique ainsi qu'une ou plusieurs variables indicatrices de cycles politico-économiques. Les élections ayant généralement lieu en France au deuxième trimestre, la variable de cycle opportuniste sera une variable indicatrice notée OPPi_j qui vaudra 1 pendant j années avec un décalage (dans le passé) de i années par rapport à l'année des élections, et 0 ailleurs. Nous avons testé les quatre variables pour i = 0, 1 et j = 1, 2. Par ailleurs, nous n'avons retenu que les élections législatives ou présidentielles ayant eu lieu à la date prévue car seules ces élections peuvent donner lieu à une intervention opportuniste[614]. Le signe attendu est négatif : les années d'élections et éventuellement l'année précédente, le solde est plus faible. Nous avons également construit deux variables indicatrices de cycle partisan. La première décrit un cycle partisan traditionnel à la Hibbs (1977). Elle vaut 1 lorsque la gauche a la majorité à l'Assemblée Nationale, et 0 sinon (notée PARTH). Le signe attendu est négatif : le solde est plus faible lorsque la gauche est au pouvoir car les gouvernements de gauche sont supposés être plus dépensiers que les gouvernements de droite. L'autre variable traduit un éventuel effet partisan rationnel même si cette théorie ne dit rien quant

[614] Les élections législatives de 1968 et 1997 et les élections présidentielles de 1969 et 1974 ont donc été sorties de l'analyse.

aux variables budgétaires. Elle sera notée PARTAi_j et vaudra 1 (respectivement, -1) pendant j années avec un décalage (dans le futur) de i années par rapport à l'année des élections suite à la victoire de la gauche (respectivement, de la droite) aux élections présidentielles ou législatives, et 0 ailleurs. Le signe attendu est donc négatif. Comme précédemment, nous avons testé les quatre variables pour i = 0, 1 et j = 1, 2.

Une spécification semblable comportant une variable macroéconomique, une variable retardée et une variable de cycle politico-économique est retenue par, entre autres, Hibbs (1987b), Roubini et Sachs (1989a,b) et les travaux d'Alberto Alesina. On peut penser qu'aussi simple soit-elle, elle puisse suffire à rendre compte de la majeure partie de l'évolution du solde des finances publiques français. En effet, nous avons vu que bien d'autres facteurs étaient susceptibles de l'influencer mais la plupart d'entre eux n'ont de sens que dans des études en coupe instantanée ou en données mélangées : présence de coalitions, degré de centralisation, degré d'ouverture, degré de fractionalisation ethnique, etc. En effet, leur pouvoir explicatif réside dans la mise en évidence de différences entre pays. Ils sont donc inutiles dans la perspective d'une étude mono-pays.

4.4.2 Les estimations

Nous possédons les données depuis 1963 mais l'utilisation de la variable endogène retardée et la définition de certaines variables explicatives comme l'écart entre la valeur d'une année et sa moyenne sur quatre ans nous ont conduit à démarrer notre étude en 1969. Nous avons retenu comme variables économiques potentielles la croissance annuelle du PIB[615] (notée PIB_AN), le taux de chômage en moyenne annuelle (noté CHO_AN1) et le taux de chômage en fin d'année (noté CHO_AN2). Le tableau 122 indique les résultats du test de stationnarité des séries utilisées[616].

[615] On précise que l'OCDE fournit pour le PIB en base 1995 des données annuelles depuis 1963 et des données trimestrielles depuis le premier trimestre 1978. C'est pour cela que l'équation de PIB vue dans la section précédente (qui est estimée trimestriellement) a une période d'estimation plus courte.

[616] Les valeurs critiques à 5 % sont -3,55, -2,95, -1,95. Le paramètre de troncature est égal à 3. Par ailleurs, nous avons vérifié que les conclusions étaient identiques pour les variables retardées.

TABLEAU 122

Test de stationnarité

		SFP	PIB_AN	CHO_AN1	CHO_AN2
Etape 1	Tendance	-2,08**	-1,80*	-0,39	-0,34
	Statistique de PP	-2,82	-3,57**	-0,88	-0,95
Etape 2	Dérive	-	2,29**	2,14**	2,25**
	Statistique de PP	-	-2,85*	-1,47	-1,55
Etape 3	Statistique de PP	-	-	-	-
Conclusion		non stationnaire	non stationnaire	non stationnaire	non stationnaire

Aucune des séries utilisées n'est stationnaire. Cependant, une distinction doit être opérée selon les variables. En effet, les trois variables explicatives sont des processus DS avec dérive. Ces séries sont donc intégrées d'ordre 1 et doivent être différenciées une fois[617]. En revanche, la variable dépendante est un processus TS. On doit donc lui retirer une tendance pour la rendre stationnaire. Cette nouvelle variable sera notée SFP*[618]. Le tableau 123 donne le résultat des estimations sans les facteurs politiques afin de sélectionner la variable économique la plus pertinente. En effet, on peut penser qu'introduire simultanément une variable de chômage et la variable de PIB aboutira à de la multicolinéarité dans l'estimation.

TABLEAU 123

Solde des finances publiques (1970-2003)

	(1)	(2)	(3)
Constante	0,03	0,18	0,18
	(0,17)	(1,37)	(1,56)
SFP^*_{t-1}	0,85***	0,62***	0,69***
	(7,53)	(6,68)	(7,54)
ΔPIB_AN_t	0,22**	-	-
	(2,17)		
ΔCHO_AN1_t	-	-0,89***	-
		(4,47)	
ΔCHO_AN2_t	-	-	-0,89***
			(5,79)
N	34	34	34
R^2 ajusté	0,57	0,69	0,70
Q	0,62	0,55	0,55
Q^2	0,41	0,03	0,07
JB	0,36	0,66	0,51
SER	0,91	0,77	0,76

617 Nous avons vérifié que l'ordre d'intégration n'était pas supérieur à 1 et que les séries différenciées une fois étaient stationnaires.

618 Nous avons vérifié que cette nouvelle série était bien stationnaire.

Le taux de chômage en fin d'année donne les meilleurs résultats. Après inclusion des facteurs politiques, on obtient[619] :

TABLEAU 124

Solde des finances publiques (1970-2003)

	(3a)	(3b)	(3c)	(3d)	(3e)	(3f)	(3g)	(3h)	(3i)
Constante	0,37***	0,43***	0,16	0,02	0,32	0,20	0,17	0,16	0,15
	(3,20)	(3,46)	(1,32)	(0,10)	(1,61)	(1,61)	(1,45)	(1,36)	(1,39)
SFP^*_{t-1}	0,70***	0,70***	0,69***	0,71***	0,70***	0,69***	0,70***	0,70***	0,71***
	(9,38)	(9,30)	(7,45)	(8,23)	(6,81)	(7,75)	(7,17)	(6,58)	(7,12)
ΔCHO_AN2_t	-0,82***	-0,87***	-0,89***	-0,91***	-0,95***	-0,87***	-0,91***	-0,95***	-0,92***
	(5,21)	(5,43)	(5,65)	(5,94)	(5,27)	(5,03)	(5,63)	(6,31)	(5,26)
OPP0_1	-0,86***	-	-	-	-	-	-	-	-
	(3,77)								
OPP0_2	-	-0,53**	-	-	-	-	-	-	-
		(2,08)							
OPP1_1	-	-	0,11	-	-	-	-	-	-
			(0,39)						
OPP1_2	-	-	-	0,37	-	-	-	-	-
				(1,15)					
PARTH	-	-	-	-	-0,28	-	-	-	-
					(1,09)				
PARTA0_1	-	-	-	-	-	0,14	-	-	-
						(0,47)			
PARTA0_2	-	-	-	-	-	-	-0,07	-	-
							(0,33)		
PARTA1_1	-	-	-	-	-	-	-	-0,28	-
								(1,30)	
PARTA1_2	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,18
									(1,26)
N	34	34	34	34	34	34	34	34	34
R² ajusté	0,76	0,73	0,69	0,71	0,70	0,69	0,69	0,70	0,70
Q	0,65	0,66	0,54	0,71	0,64	0,50	0,61	0,67	0,40
Q²	0,72	0,99	0,05	0,10	0,11	0,40	0,02	0,30	0,44
JB	0,76	0,72	0,55	0,59	0,50	0,56	0,50	0,50	0,48
SER	0,67	0,72	0,77	0,75	0,76	0,77	0,77	0,76	0,76

Les tests aboutissent au rejet de la théorie partisane, traditionnelle comme rationnelle, mais atteste de la présence d'un cycle opportuniste surtout les années d'élections. Le coefficient n'est pas aisément interprétable car il ne faut pas oublier que la variable du solde des finances publiques a

[619] Les données utilisées pour ces estimations sont présentées dans l'annexe 6.

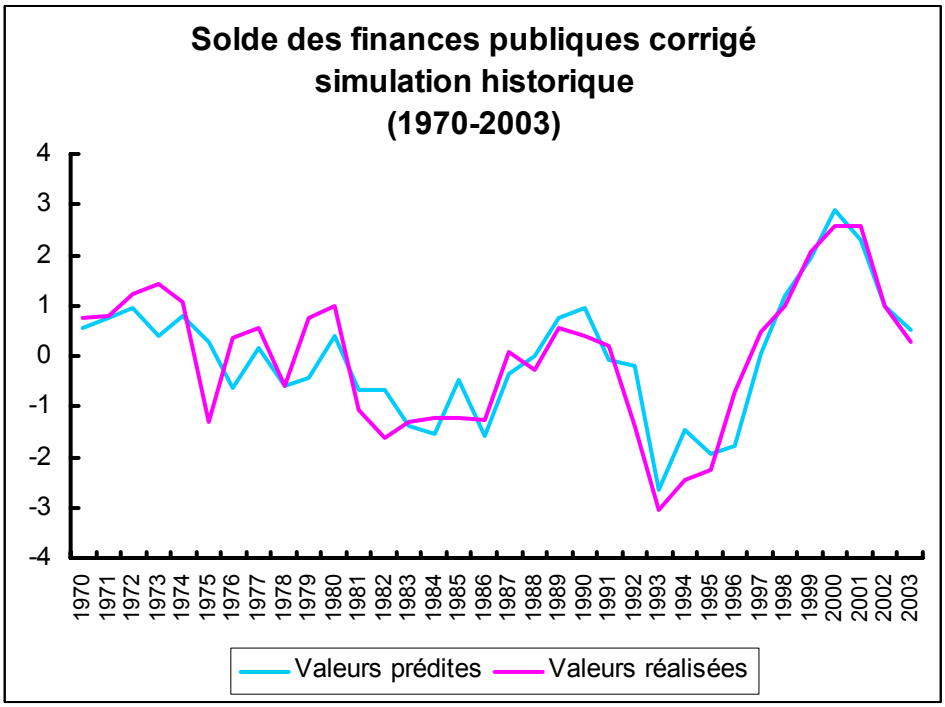
été corrigée. Les années d'élections, le solde des finances publiques corrigé diminue d'environ 0,9 point. On peut se demander si le déclenchement du cycle n'est pas un peu trop tardif. Cependant, d'une part les dépenses réalisées les années d'élections sont pour partie décidées l'année précédente et d'autre part, les dépenses "orientées" effectuées dans les mois précédant les élections donneront lieu à des collectifs budgétaires dans les mois suivants, concourrant ainsi à une détérioration du solde des finances publiques les années d'élections.

Avant de conclure ce paragraphe, précisons que des estimations complémentaires ont été réalisées pour tester certaines prescriptions théoriques de la nouvelle économie politique. Nous avons notamment introduit une variable indicatrice valant 1 les années de cohabitation et 0 ailleurs pour vérifier si un exécutif bicéphale détériore la situation des dépenses publiques. Cette variable ne s'est pas révélée significative au seuil de 5 %.

4.4.3 Les simulations

A partir de l'équation 3a ci-dessus, la simulation historique fait apparaître un comportement très correct du modèle. Notamment, comme le montre le graphique 56, la tendance est relativement bien prédite.

GRAPHIQUE 56



Ce constat visuel se retrouve dans l'évaluation des erreurs de prévision :

TABLEAU 125

Solde des finances publiques simulation historique (1970-2003)

MAE	0,49
RMSE	0,70

Pour une prévision du solde des finances publiques de 2 %, l'intervalle de confiance à 95 % est [0,57 ; 3,43] soit une amplitude assez forte. Le test directionnel dont les résultats apparaissent dans le tableau 126 conclut au rejet de l'hypothèse nulle d'indépendance du sens des prévisions et du sens des réalisations. En effet, la statistique obtenue, égale à 6,95, est largement supérieure à la valeur du Chi-deux à un degré de liberté donné par la table pour un niveau de confiance de 95 % (3,84).

TABLEAU 126

Test directionnel : simulation historique du solde des finances publiques

		Prévisions	
		ΔP>0	ΔP≤0
Réalisations	ΔR>0	14	6
	ΔR≤0	3	10

Pour nos simulations *ex post* statiques, compte tenu du nombre d'observations limité, nous avons choisi de calculer les prévisions pour les quatre dernières années de l'échantillon soit 2000-2003.

TABLEAU 127

Solde des finances publiques corrigé prévisions *ex post* statiques (2000-2003)

Année	Réalisation	Prévision
2000	2,56	2,95
2001	2,58	2,25
2002	1,00	0,99
2003	0,26	0,53

Les prévisions *ex post* statiques sont de très bonne qualité avec une MAE de 0,25 et une RMSE de 0,50. On peut noter que l'aggravation de la situation des finances publiques en 2002, année d'élections, est relativement bien captée par le modèle.

Conclusion du chapitre 5

Dans la première partie du présent travail, nous avions mis en avant dans le cas français au travers de faits stylisés l'existence d'effets partisans tels que prédits par le modèle d'Alesina (1987). Cette piste s'est révélée être très fructueuse et, à la lecture de la première section, ce modèle apparaît tout à fait adapté pour modéliser la croissance du PIB du moins sur le court terme. La présentation du cadre analytique qui faisait l'objet de la première sous-section a été pour nous l'occasion d'apporter une modification au modèle originel d'Alberto Alesina en introduisant un troisième acteur, la banque centrale. En effet, chez Alesina (1987), autorité monétaire et autorité politique sont confondues et une telle organisation institutionnelle n'est pas très réaliste dans le cadre actuel de la Zone Euro. Dans notre modèle, la banque centrale a sa propre fonction objectif et elle est caractérisée par un degré d'indépendance. Selon ce dernier, elle peut ou non répondre aux attentes du gouvernement. La principale conclusion est que seule une banque centrale parfaitement indépendante peut faire disparaître complètement le cycle partisan. Ceci va dans le sens d'autres études évoquées dans le chapitre 2. Cela veut dire également que l'organisation de la politique monétaire dans la Zone Euro actuellement, avec une Banque Centrale Européenne non totalement indépendante *de jure* comme *de facto*, ne garantit pas la disparition des effets partisans. La seconde sous-section était consacrée au test de la théorie d'Alesina (1987) au travers de l'estimation d'une forme réduite de son modèle. Il ressort que les données françaises lui apportent un fort support empirique. Les effets partisans sont significatifs lors des six trimestres suivant les élections avec un décalage de un trimestre par rapport au trimestre des élections. Ces effets apparaissent en outre plus fort pour la gauche que pour la droite. En dehors de ces effets partisans, on a pu constater sans surprise une forte influence de la conjoncture internationale. Celle-ci a fait par ailleurs l'objet d'une modélisation ARIMA afin d'être endogène dans MUPPET. Ces deux équations de PIB ont montré une très bonne capacité prédictive aussi bien lors de la simulation historique que lors du calcul des prévisions *ex post* statiques.

La deuxième section avait pour objet la présentation de l'équation de prix de MUPPET. Nous avons vu dans un premier temps comment la modélisation de la relation inflation-chômage avait évolué au cours du temps. Après les travaux pionniers des années 1950 et 1960, la courbe de Phillips est tombée en désuétude suite à la hausse conjuguée des prix et du chômage dans les années 1970. Les données faisaient apparaître des boucles et certains ont pu penser que la traditionnelle relation décroissante avait disparu. En fait, la courbe de Phillips n'a pas disparu ; elle s'est déplacée. Pour expliquer ces déplacements, la théorie la plus connue est celle du taux

naturel de chômage introduite par Milton Friedman. Elle a ensuite été complétée par l'impact des chocs d'offre dans un modèle remarquablement synthétique baptisé "modèle triangulaire" proposé par Robert Gordon. Cette spécification constitue la spécification de référence actuellement et c'est celle que nous avons retenue pour MUPPET. Nous l'avons complété par l'inclusion de facteurs politiques puisqu'il a été montré dans les développements précédents (1) que l'inflation était la variable de contrôle dans les modèles de cycles politico-économiques (2) qu'un cycle politico-économique avait été détecté dans la croissance du PIB français. Ces facteurs politiques, quoique ayant un impact limité, se sont révélés significatifs. Le modèle de Gordon (1997) pourrait donc être avantageusement rebaptisé "modèle quadrangulaire". Cette modélisation marque une rupture avec la littérature des cycles politico-économiques qui se contente d'expliquer l'inflation par des termes retardés et une variable indicatrice du cycle. Dans MUPPET, les facteurs politiques sont incorporés dans une relation structurelle avec un fort pouvoir explicatif qui dérive d'une synthèse théorique largement acceptée. On est donc loin des modélisations ARIMA proposées habituellement. Concernant les autres déterminants de l'inflation, nous avons mis en lumière l'efficacité, même temporaire, des plans de lutte contre l'inflation. Nous avons également mis en évidence l'impact des chocs d'offre avec une particularité qui mérite d'être soulignée : les coefficients associés sont de taille comparable ce qui vient conforter les faits stylisés que nous avons avancés et qui montraient des déplacements homogènes de la courbe de Phillips. L'impact du chômage a lui aussi été mis en évidence sans que la prise en compte du taux de chômage naturel n'améliore la relation estimée. On ne peut pas dire pour autant que celui-ci ne joue pas. En effet, il faut garder à l'esprit que son estimation pose problème quelle que soit la méthode utilisée et que, étant une variable inobservable, son estimation ne peut être comparée à sa vraie valeur. Sur le plan économétrique, aucune difficulté particulière n'a été rencontrée si ce n'est peut-être des résidus à la limite de la normalité en raison de quelques erreurs élevées. Nous avons mentionné également un problème de multicolinéarité qui, dans les faits, ne nuit pas à notre entreprise de prévision pour peu que cette multicolinéarité perdure. Les simulations ont fait apparaître une très bonne tenue du modèle en simulation historique aussi bien en trimestriel qu'en annuel. Les prévisions *ex post* statiques sont quant à elles relativement moins satisfaisantes car le modèle a du mal à rendre compte des variations importantes observées sur la période récente. Le calcul des prévisions *ex post* dynamiques devrait nous en dire un peu plus à ce sujet.

La troisième section nous a permis de voir que les données françaises de chômage et de croissance du PIB offraient un support empirique solide à la loi découverte au début des années 1960 par Arthur Okun pour les États-Unis. Cette modélisation, relativement simple bien que ses

fondations théoriques soient solides, présente à la fois un pouvoir explicatif très fort et une capacité prédictive tout à fait satisfaisante. Par ailleurs, comme nous le pressentions dans la section précédente, les effets partisans sont bien présents dans le chômage même si, étant également présents dans la croissance du PIB, ils ne peuvent être détectés dans la relation d'Okun.

Comparée aux autres équations économiques, l'équation du solde des finances publiques, qui fait l'objet de la quatrième et dernière section de ce chapitre, peut apparaître théoriquement plus pauvre. En effet, notre équation budgétaire n'est pas la forme réduite d'un modèle analytique et ne repose pas sur une relation du type courbe de Phillips ou loi d'Okun. La revue de la littérature a montré qu'il existe de nombreuses variables explicatives potentielles. La plupart d'entre elles n'ont pu être prises en compte car inadaptées à une étude mono-pays. Dans ce dernier cas, le chômage (ou alternativement le PIB) ainsi que la variable dépendante retardée peuvent être considérés comme les variables clés car, contrairement aux autres variables, celles-ci sont toujours significatives. Nous avons complété cette spécification simple mais solide par l'introduction de facteurs politiques qui se sont révélés très significatifs. En particulier, les données confirment la présence d'un cycle opportuniste ce qui va dans le sens des études montrant que ce type de cycles est essentiellement présent dans les instruments de politique économique. Malgré une qualité d'ajustement modeste, l'équation se comporte d'une manière tout à fait correcte tant en simulation historique qu'en prévision *ex post* statique. Ces résultats sont d'autant plus satisfaisants qu'il est fréquemment avancé que les modèles de prévisions prédisent généralement mal les variables budgétaires (Carnot et Tissot, 2002, 344).

Chapitre 6 : Synthèse et prolongements

Ce quatrième et dernier chapitre de notre seconde partie est consacré à des développements complémentaires sur MUPPET qui ne pouvaient être exprimés qu'une fois le modèle présenté dans sa totalité.

Tout d'abord, nous avons détaillé les équations une à une en les distinguant selon qu'elles expliquaient une variable appartenant au domaine politique ou au domaine économique. Il nous paraissait donc important de revenir sur la structure générale pour mieux voir les interactions entre chacune d'entre elles. Cette présentation, qui sera complétée par une synthèse des différents résultats obtenus, fait l'objet de la première section.

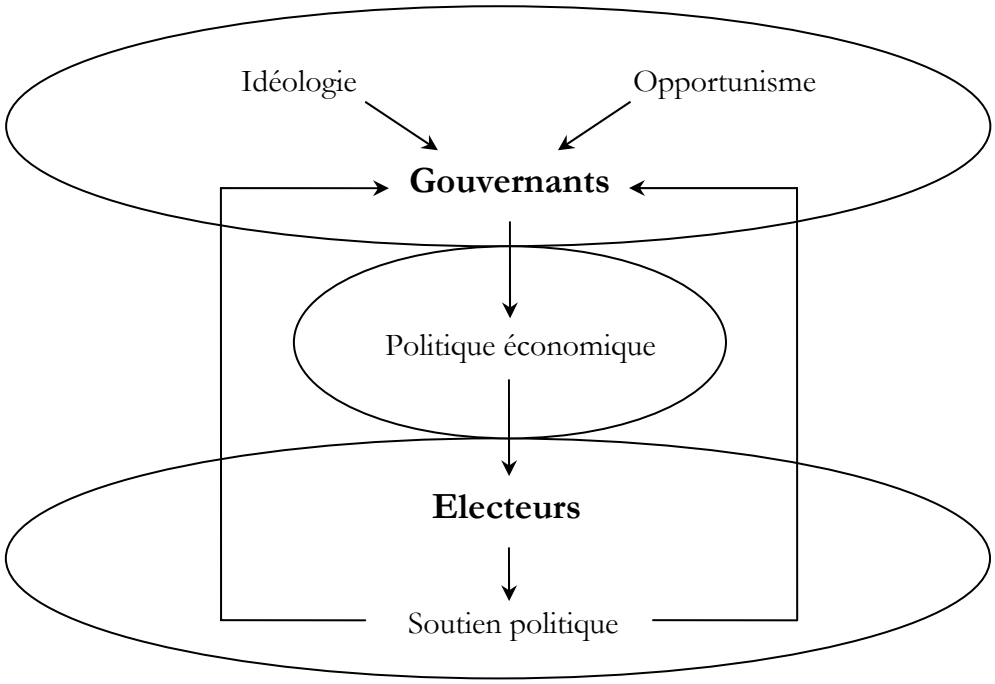
Pour chacune des équations, nous avons également calculé des prévisions *ex post* statiques. Pour aussi intéressantes qu'elles soient, elles reposent sur l'hypothèse forte que les valeurs futures des variables explicatives sont connues. Dans la deuxième section, nous levons cette hypothèse et réalisons une simulation *ex post* dynamique. Les prévisions calculées pour une variable sont alors utilisées pour prévoir une ou plusieurs autres variables, et ainsi de suite. Les prévisions se cumulent (et les erreurs aussi…) pour donner une projection des variables du modèle à un horizon d'environ deux ans. Ces prévisions *ex post* dynamiques seront par ailleurs confrontées aux prévisions de l'OCDE et de l'INSEE. Cette section se termine par une simulation atypique consistant à modifier le résultat d'une élection et à examiner quelles sont les conséquences de cette modification sur les autres variables du modèle.

La troisième section étudie la question de la combinaison des prévisions. En effet, les prévisions de plusieurs modèles peuvent être combinées pour soit montrer la supériorité de l'un d'entre eux, soit éventuellement générer une meilleure prévision dans le cas où les prévisions combinées sont complémentaires.

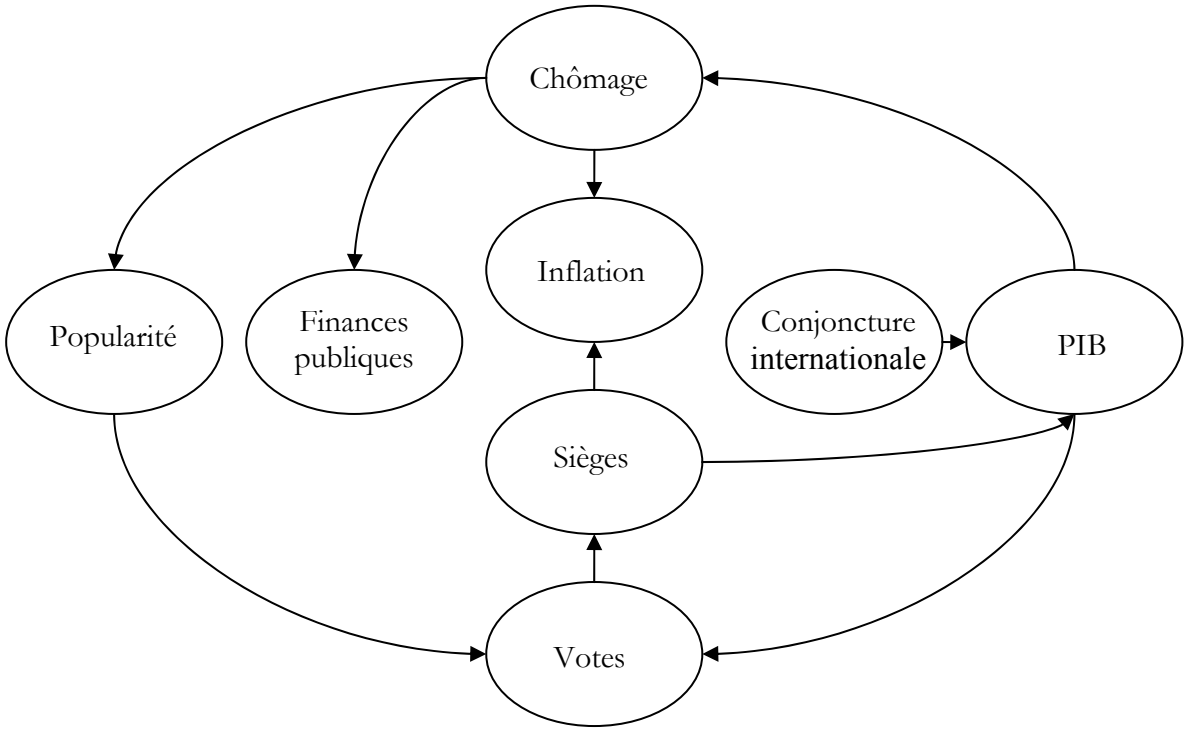
Enfin, la quatrième et dernière section se propose de situer MUPPET dans la littérature sur les modèles politico-économiques à la lumière de ses points forts et de ses points faibles.

1 MUPPET : STRUCTURE GÉNÉRALE ET SYNTHÈSE DES RÉSULTATS OBTENUS

MUPPET est un modèle de très petite taille, probablement l'un des modèles les plus petits jamais construits. Il comporte en tout et pour tout huit équations pour la plupart politico-économiques qui peuvent se répartir en deux catégories : les équations de soutien politique qui font appel à la théorie du comportement de l'électeur et les équations de performance économique qui font appel à la théorie du comportement des gouvernants. La structure générale du modèle peut être donc schématisée comme suit :



Plus précisément, nos huit variables endogènes sont liées les unes aux autres de la manière suivante :



Le modèle n'est pas totalement bouclé puisque le solde des finances publiques et l'inflation n'entrent comme variables explicatives dans aucune équation.

La présentation de ce schéma, qui met en évidence des circularités, est l'occasion de répondre à une critique parfois émise à l'encontre des modèles macroéconométriques : pourquoi, si les variables expliquées entrent comme variables explicatives dans certaines équations, ne pas proposer une forme réduite ? La réponse est simple : si on mettait toutes les équations dans une seule, on ne saurait pas d'où viennent les éventuelles erreurs de prévision.

Le tableau 128 rappelle la définition précise des variables endogènes.

TABLEAU 128

Définition des variables endogènes

Variable	Définition
Vote	pourcentage de voix en faveur des partis modérés composant la majorité sortante au second tour des élections législatives (métropole seulement)
Sièges	pourcentage de sièges en faveur des partis modérés composant la majorité sortante à l'issue du second tour des élections législatives (métropole seulement)
Popularité	ratio pourcentage de satisfaits sur pourcentage de mécontents du Premier ministre selon les sondages IFOP
PIB France	taux de croissance en glissement du PIB en base 1995
PIB OCDE Eur.	taux de croissance en glissement du PIB en base 1995
Inflation	taux de croissance trimestriel de l'indice des prix à la consommation en base 1995
Chômage	différence entre le taux de chômage trimestriel et le taux de chômage quatre trimestres avant
Finances publiques	solde des finances publiques hors tendance en % du PIB en base 1995

Le tableau 129 regroupe quelques statistiques descriptives sur les variables endogènes :

TABLEAU 129

Statistiques descriptives sur les variables endogènes

Variable	Moyenne	Minimum	Maximum	Ecart type
Vote	49,09	36,07	58,05	6,64
Sièges	50,22	14,77	81,49	19,54
Popularité	1,32	0,34	4,60	0,69
PIB France	2,06	-1,32	4,61	1,40
PIB OCDE Eur.	2,25	-0,87	4,90	1,20
Inflation	1,35	-0,03	3,92	1,08
Chômage	0,15	-1,46	1,51	0,74
Finances publiques	-0,03	-3,05	2,58	1,40

On notera qu'il s'agit des variables telles qu'elles apparaissent en tant que variables dépendantes. Le chômage est donc l'écart entre le taux de chômage d'un trimestre et celui quatre trimestres avant. De même, le solde des finances publiques s'entend hors tendance.

Le tableau 130 donne certaines caractéristiques des relations estimées comme la période d'estimation, le nombre d'observations ou encore le R^2 ajusté (entre autres).

TABLEAU 130

Caractéristiques des estimations

Variable dépendante	Période d'estimation	Nombre d'observations	R² ajusté	Nombre de variables explicatives	
				endogènes	exogènes
Vote	1958-2002	12	0,93	2	1
Sièges	1958-2002	12	0,86	2	1
Popularité	1972:1-2005:1	133	0,89	18	16
PIB France	1979:1-2003:2	98	0,90	3	0
PIB OCDE Eur.	1979:1-2003:2	98	0,88	0	0
Inflation	1973:2-2003:2	121	0,93	13	7
Chômage	1979:3-2003:2	96	0,97	7	0
Finances publiques	1970-2003	34	0,76	3	1

Ce tableau, synthétique par essence, appelle plusieurs précisions. Tout d'abord, le nombre d'observations correspond à la taille de l'échantillon avant estimation. Dans le cas où les résidus étaient auto-corrélés et nécessitaient une modélisation ARMA, il a fallu enlever autant d'observations que de termes AR. Deux équations sont concernées : celle du PIB français et celle du PIB de l'OCDE Europe (quatre termes AR toutes les deux). Pour cette dernière équation, nous avons porté "0" dans le tableau pour le nombre de variables endogènes car le PIB de l'OCDE Europe est modélisé par un processus ARIMA. On peut cependant considérer les termes AR comme des variables endogènes. Ensuite, nous n'avons pas compté la constante avec les variables endogènes. Rappelons que celle-ci est par ailleurs absente de l'équation de PIB français et de l'équation de prix. Enfin, notons que toutes nos variables exogènes sont des variables indicatrices[620].

Le tableau 131 concerne quant à lui les prévisions. Il reprend pour chaque équation la MAE et la RMSE pour les simulations historiques et les prévisions *ex post* statiques. La deuxième colonne donne la valeur moyenne absolue de la variable sur l'échantillon de départ. Nous avons inclus cette information afin de garder à l'esprit un ordre de grandeur pour chaque variable.

[620] Pour le vote, la variable indicatrice de cohabitation entre en interaction avec la variable économique.

TABLEAU 131

Bilan des prévisions

Variable	VMA	Simulation historique			Prévisions *ex post* statiques		
		Période	MAE	RMSE	Période	MAE	RMSE
Vote	49,09	1958-2002	0,90	1,42	1993-2002	0,57	0,89
Sièges	50,22	1958-2002	5,20	6,27	1993-2002	5,06	5,81
Popularité	1,32	1972:1-2005:1	0,13	0,18	2001:2-2005:1	0,15	0,17
PIB France	2,16	1980:1-2003:2	0,36	0,44	1999:2-2003:2	0,41	0,53
PIB OCDE Eur.	2,28	1981:1-2003:2	0,30	0,40	1999:2-2003:2	0,33	0,39
Finances publiques	1,17	1970-2003	0,49	0,70	2000-2003	0,25	0,50
Inflation	1,35	1973:2-2003:2	0,21	0,27	1999:2-2003:2	0,22	0,27
Chômage	0,64	1979:3-2003:2	0,09	0,12	1997:2-2003:2	0,10	0,12

Si on ose une comparaison *inter* équation, on peut considérer que l'équation de vote a les meilleures performances prédictives et l'équation budgétaire, les plus mauvaises. Cela nous amène aux prévisions *ex post* dynamiques qui font l'objet de la section suivante.

2 MUPPET EN SIMULATION DYNAMIQUE

Cette section est destinée à évaluer la capacité prédictive de MUPPET en simulation *ex post* dynamique. On lève donc l'hypothèse que les valeurs des variables explicatives sont connues au moment où les prévisions sont établies.

Dans un premier temps, nous présenterons les prévisions dynamiques *ex post* classiques et dans un second temps, nous nous livrerons à une simulation atypique consistant à évaluer les conséquences d'un choc dans l'une des variables politiques de notre modèle.

2.1 La simulation dynamique ex post (2002:1-2003:2)

Les questions préliminaires auxquelles il faut répondre avant de débuter une telle entreprise sont de deux ordres : quand faut-il démarrer l'exercice de simulation, c'est-à-dire à quel point du passé devons-nous nous situer, et par quelle partie du modèle doit-on commencer ?

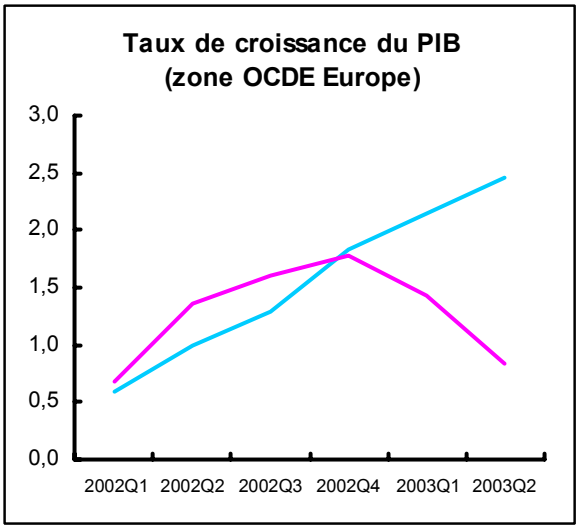
Comme son nom l'indique, MUPPET a pour objet de prévoir des variables économiques et variables politiques trimestrielles. Il se situe donc résolument dans un horizon de court terme et génère en conséquence des prévisions fiables pour un horizon d'environ deux ans. Notre échantillon se terminant pour la plupart des équations au deuxième trimestre 2003, la première prévision selon cette règle serait produite pour le troisième trimestre 2001. Cependant, comme nous l'avons vu, le modèle n'a pas bien capté (mais était-ce possible ?) le brutal ralentissement économique consécutif aux attentats du 11 septembre 2001 aux États-Unis. Afin d'éviter que les

prévisions ne soient trop pénalisées par cet événement imprévisible, nous avons choisi de démarrer notre simulation au premier trimestre 2002. Cela fera donc six prévisions. La période 2002:1-2003:2 est intéressante car elle contient une élection législative (deuxième trimestre 2002). Mais elle signifie aussi que, lors du passage en prévision annuelle, nous n'aurons qu'une seule observation (2002).

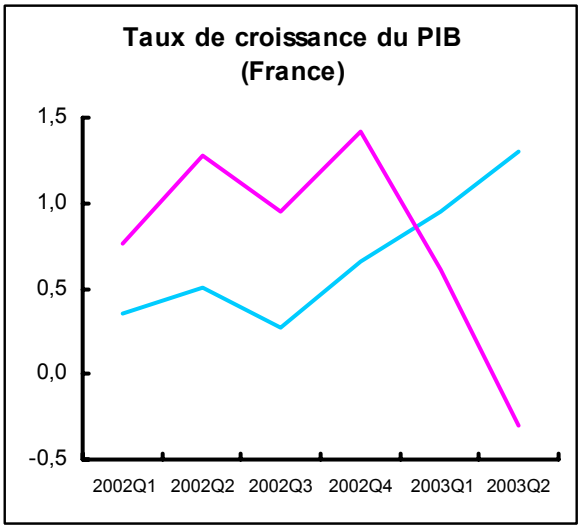
En ce qui concerne la seconde interrogation, un rapide examen de la structure de MUPPET montre que le point de départ de notre simulation doit être l'équation prédisant la croissance du PIB de la zone OCDE Europe. En effet, cette équation fait appel à la modélisation ARIMA et ne nécessite donc la connaissance des valeurs d'aucune autre variable. Par ailleurs, la croissance du PIB de la zone OCDE Europe n'entre comme variable explicative que dans l'équation de la croissance du PIB français. Or ce dernier dépend d'une seule autre variable, la variable partisane, dont la valeur est connue au premier trimestre 2001 et vaut 0 (la gauche est au pouvoir mais les effets partisans, qui ne durent que six trimestres suivant les élections, ont disparu).

En dehors de ces deux choix, l'exercice de simulation ne présente pas de difficulté si ce n'est qu'il requiert une grande méticulosité. Prenons un exemple. Si nous cherchons à prévoir la croissance du PIB de la zone OCDE Europe pour 2002:1, nous allons estimer l'équation concernée sur la période 1979:1-2001:4. Une fois la prévision obtenue, quelle que soit la valeur réalisée, la valeur prédite est ajoutée dans la série de la variable dépendante. La prévision pour 2002:2 est alors obtenue à partir des coefficients estimés sur la période 1979:1-2002:1, et ainsi de suite. Il y aura donc six estimations par équations trimestrielles. Les résultats obtenus pour ces équations sont présentés dans les graphiques 57 à 61. Les valeurs prédites sont portées en bleu et les valeurs réalisées en rose. A noter que pour le chômage, comme il apparaît à la fois en écart d'un trimestre sur l'autre (dans l'équation de popularité et dans l'équation de prix) et en écart d'une année à l'autre (dans l'équation de chômage), nous avons présenté les prévisions directement en niveau. Il s'agira donc du taux de chômage trimestriel. Enfin, pour l'équation de popularité, une hypothèse de travail était nécessaire pour évaluer la taille de l'effet d'état de grâce de Jean-Pierre Raffarin. Nous avons retenu un coefficient pour sa variable indicatrice comparable à celui de la variable indicatrice du Premier ministre de droite précédant, Alain Juppé.

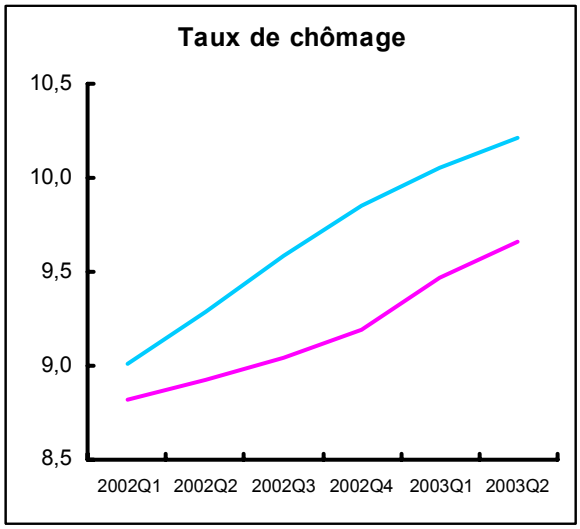
GRAPHIQUE 57



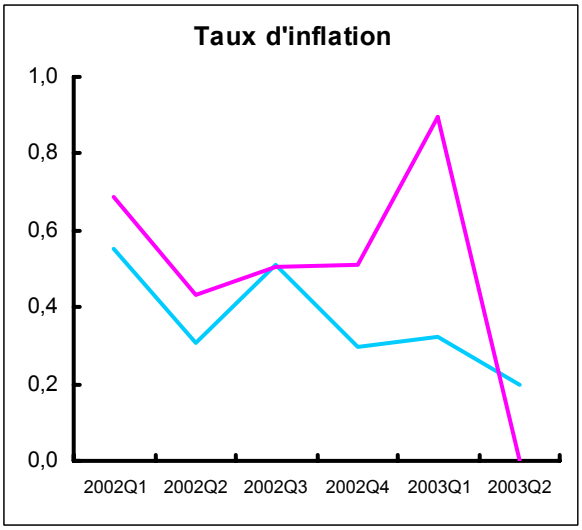
GRAPHIQUE 58



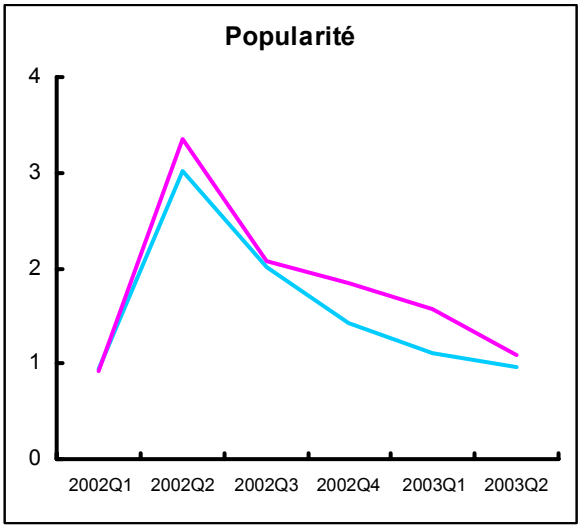
GRAPHIQUE 59



GRAPHIQUE 60



GRAPHIQUE 61



Le commentaire global que l'on peut faire est que MUPPET prévoit relativement bien les tendances. Pour s'en convaincre, il suffit de calculer le pourcentage de sens correctement prédits à la manière de ce que nous avons fait précédemment pour mettre en œuvre le test directionnel. Nous possédons six prévisions par équation soit trente prévisions en tout et autant de sens. Le tableau 132 donne les chiffres obtenus.

TABLEAU 132

Sens des prévisions *ex post* dynamiques

Statut	PIB OCDE Europe	PIB France	Taux de chômage	Taux d'inflation	Popularité	Total
Correct	4	3	6	5	6	24
Incorrect	2	3	0	1	0	6

Le sens des prévisions est correct dans 80 % des cas. Cela masque cependant difficilement les erreurs grossières commises pour les deux variables de PIB et notamment en ce qui concerne le ralentissement observé fin 2002 / début 2003 que notre modèle n'avait absolument pas prédit. Rentrons maintenant dans le détail de chacune des équations. Le tableau 133 donne la MAE et la RMSE obtenues pour chacune d'entre elles. Il donne aussi la MAE et la RMSE obtenues sur la même période pour la simulation historique et les prévisions *ex post* statiques.

TABLEAU 133

Les erreurs de prévisions *ex post* dynamiques : variables trimestrielles

	PIB OCDE Europe		PIB France		Taux de chômage		Taux d'inflation		Popularité	
	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE
Simulation historique	0,29	0,32	0,26	0,29	0,11	0,13	0,20	0,26	0,14	0,18
Prévisions *ex post* statiques	0,32	0,38	0,29	0,32	0,12	0,14	0,23	0,28	0,15	0,18
Prévisions *ex post* dynamiques	0,52	0,75	0,76	0,86	0,39	0,42	0,21	0,27	0,24	0,30

L'examen de ce tableau révèle une dégradation des erreurs de prévision ce qui est tout à fait logique compte tenu du caractère cumulatif des erreurs qui se reportent d'une période à l'autre et qui se propagent d'une équation à l'autre.

Tournons-nous maintenant vers les variables pour lesquelles nous n'avons qu'une seule prévision. Il s'agit du vote et des sièges pour les élections législatives de 2002 et du solde des finances publiques pour cette même année. Le tableau 134 donne pour chacune des trois

variables la valeur prédite en simulation historique, la prévision *ex post* statique, la prévision *ex post* dynamique et la valeur réalisée.

TABLEAU 134

Les prévisions des variables non trimestrielles (2002)

Variable	Simulation historique	Prévision *ex post* statique	Prévision *ex post* dynamique	Valeur réalisée
Vote	45,44	45,46	45,36	45,34
Sièges	38,73	39,92	39,97	30,81
Solde des finances publiques	-3,43	-3,42	-3,96	-3,26

Si la prévision pour le vote est *quasi* parfaite, la prévision en sièges est médiocre. En effet, l'erreur en pourcentage équivaut à environ 51 sièges. Cependant, et c'est là l'essentiel, la défaite de la majorité sortante est correctement prédite. Cette défaite s'explique par la très faible croissance lors du premier trimestre 2002 et par la *quasi* stagnation de la popularité dans les trimestres précédant les élections. Pour le solde des finances publiques, la prévision est là aussi de bonne facture. En outre, le modèle prédisait bien la nette dégradation que l'on a observée entre 2001 et 2002 où le solde est passé de -1,53 % à -3,26 %. Cette dégradation s'explique par la hausse du chômage et par le cycle opportuniste.

Examinons maintenant les prévisions annuelles pour 2002 issues de nos variables trimestrielles.

TABLEAU 135

Prévisions annuelles pour 2002 à partir des variables trimestrielles

	Taux de croissance du PIB France	Taux de croissance du PIB OCDE Eur.	Taux de chômage		Taux d'inflation	
			Moyenne annuelle	Fin d'année	Moyenne annuelle	Glissement
Valeur prédite	0,45	1,18	9,43	9,85	1,63	2,00
Valeur réalisée	1,10	1,36	8,99	9,19	1,92	2,13

Les prévisions du taux de croissance du PIB français, et donc, en vertu de la loi d'Okun, celles du chômage, sont un peu décevantes. Toutefois, à l'exception de la croissance européenne, les tendances sont une fois de plus bien prédites[621] : baisse de la croissance française (2,10 % en 2001), hausse du chômage (8,66 % en moyenne annuelle et 8,77 % en fin d'année pour 2001) et hausse de l'inflation (1,63 % en moyenne annuelle et 1,43 % en fin d'année pour 2001).

Avant de clore cette sous-section, il nous reste à comparer nos prévisions à celles de l'OCDE et de l'INSEE. L'OCDE ne propose pas de prévision pour l'inflation définie en fonction

[621] Croissance de 1,32 % en 2001 pour la zone OCDE Europe.

de l'indice des prix à la consommation, ni de prévision pour la croissance de la zone OCDE Europe. En revanche, cet organisme propose des prévisions semestrielles et annuelles pour la croissance du PIB Français et le taux de chômage ainsi que des prévisions annuelles pour le solde des finances publiques. Pour effectuer notre simulation dynamique, nous nous sommes placé fin 2001. Pour comparer la qualité de nos prévisions à celles de l'OCDE, nous retiendrons donc les prévisions publiées par cet organisme en décembre 2001. Intéressons-nous tout d'abord aux prévisions de croissance du PIB. La comparaison nécessite au préalable quelques petites transformations. En effet, MUPPET fait des prévisions en glissement annuel et l'OCDE, des prévisions semestrielles annualisées. Il faut donc, à partir des prévisions de MUPPET, reconstituer les niveaux trimestriels, faire la somme deux trimestres par deux trimestres pour obtenir les niveaux semestriels et calculer le taux de croissance annualisé. Pour reconstituer les niveaux trimestriels de 2002:1 à 2003:2, il suffit de connaître les niveaux trimestriels de 2001:1 à 2001:4 et d'appliquer les taux prédits par MUPPET pour les trimestres 2002:1 à 2003:2. Pour le chômage, l'OCDE donne des taux pour chaque semestre. Cela ne pose donc pas de difficulté. Le tableau 136 donne les résultats.

TABLEAU 136

Comparaison avec les prévisions semestrielles de l'OCDE

	PIB			Chômage		
	OCDE	MUPPET	Réalisation	OCDE	MUPPET	Réalisation
2002(1)	1,4	0,4	1,6	9,4	9,2	8,9
2002(2)	3,1	0,5	0,8	9,5	9,7	9,1
2003(1)	3,1	1,8	-0,5	9,4	10,1	9,6

Les performances de MUPPET relativement à celles de l'OCDE sont mitigées : qualitativement parlant, aucune prévision ne domine systématiquement l'autre. Cependant, MUPPET se révèle nettement meilleur pour la prévision de la croissance du PIB à deux et trois semestres. Pour le chômage, on constate que, si l'OCDE a globalement des prévisions plus proches des valeurs réalisées, MUPPET a correctement prédit la forte augmentation intervenue entre le second semestre 2002 et le premier semestre 2003 et ce, contrairement à l'OCDE qui prédisait une légère baisse. Du point de vue des prévisions annuelles, chaque modèle montre une supériorité sur une variable : la croissance du PIB pour l'OCDE et le solde des finances publiques pour MUPPET. Pour le chômage, des prévisions similaires sont obtenues.

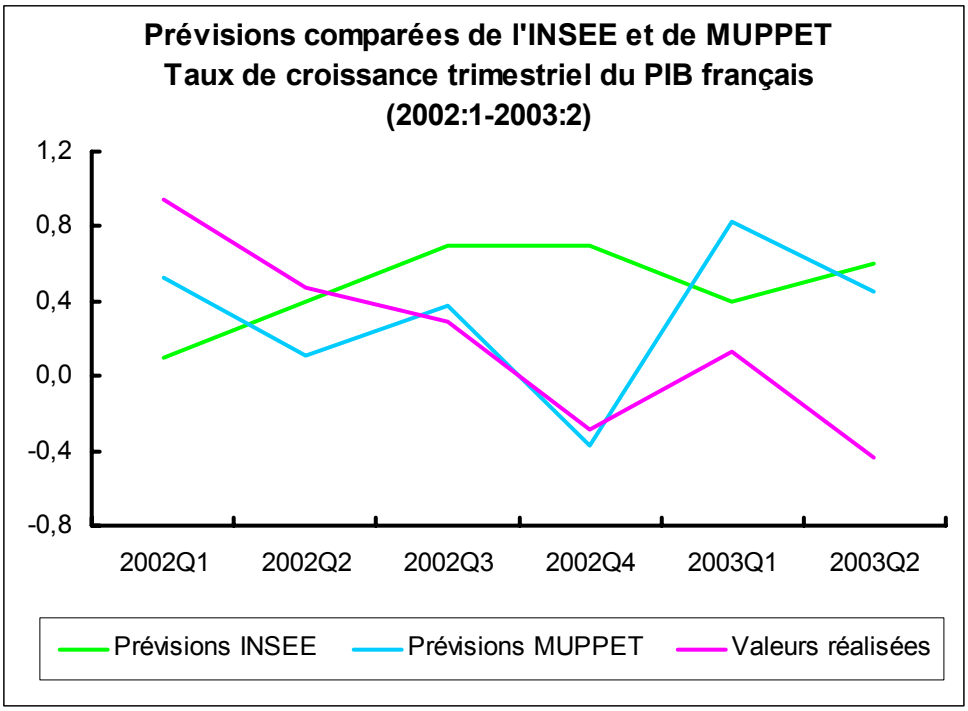
TABLEAU 137

Comparaison avec les prévisions annuelles de l'OCDE pour 2002

	OCDE	MUPPET	Réalisation
PIB	1,6	0,4	1,1
Chômage	9,4	9,4	9,0
Solde des finances publiques	-1,8	-4,0	-3,6

La comparaison avec les prévisions de l'INSEE pose un autre type de problème : l'horizon de prévision est relativement court : la dernière publication de 2001 offre des prévisions pour les deux premiers trimestres de 2002 seulement. MUPPET propose quant à lui des prévisions sur six trimestres. Afin d'avoir le maximum de comparaisons possibles (six), nous avons retenu les premières prévisions publiées par l'INSEE pour chaque trimestre. Par exemple, pour les deux derniers trimestres 2002, nous avons retenu les prévisions publiées en juin 2002. Notons que cela donne un large avantage informationnel à l'INSEE. En effet, pour ces deux prévisions par exemple, MUPPET ne possède que l'information disponible fin 2001 alors que l'INSEE possède l'information disponible en juin 2002. Avant de présenter les résultats obtenus, il faut, comme dans le cas de l'OCDE, transformer les prévisions de MUPPET pour les rendre comparables à celles de l'INSEE qui présente des prévisions d'un trimestre à l'autre et non des prévisions en glissement annuel. Comme précédemment, les quatre niveaux trimestriels pour les trimestres 2001:1 à 2001:4 suffisent. En leur appliquant les prévisions de MUPPET pour les trimestres 2002:1 à 2002:4, on obtient les niveaux trimestriels pour les trimestres 2002:1 à 2002:4 (et donc également pour 2003:1 et 2003:2). Il ne reste plus alors qu'à calculer les taux de croissance d'un trimestre à l'autre à partir des niveaux trimestriels obtenus. Le graphique 62 donne les prévisions de l'INSEE et de MUPPET ainsi que les valeurs réalisées sur la période la plus étendue possible (2002:1-2003:2).

GRAPHIQUE 62



MUPPET montre une capacité prédictive assez nettement supérieure à celle de l'INSEE. A une exception près (2002:3), la tendance est systématiquement correctement prévue. Par ailleurs, on note que MUPPET prévoyait, quatre trimestres avant, la récession de 2002:4[622]. Pour ce trimestre, l'INSEE prévoyait quant à lui une croissance soutenue (+0,7%) et ce, un trimestre avant.

L'INSEE propose en outre des prévisions semestrielles pour le taux de chômage et le taux d'inflation (en glissement annuel). Mais, là encore, l'horizon est très court : il n'excède pas un semestre. La comparaison avec les prévisions de MUPPET donne donc une fois de plus un net avantage à l'INSEE. Le tableau 138 donne les prévisions de l'INSEE à un semestre, les prévisions de MUPPET au quatrième trimestre 2001 et les valeurs réalisées[623].

TABLEAU 138

Prévisions semestrielles comparées pour le chômage et l'inflation (2002(1)-2003(1))

	Taux de chômage (en %)			Taux d'inflation (en %)		
	2002(1)	2002(2)	2003(1)	2002(1)	2002(2)	2003(1)
INSEE	9,2	9,1	9,3	1,1	2,1	1,7
MUPPET	9,2	9,7	10,1	1,7	1,6	1,4
Réalisation	8,9	9,1	9,6	1,9	2,0	2,1

[622] On peut toutefois penser que cette "bonne prévision" n'est due qu'à la faiblesse de la croissance au quatrième trimestre 2001.

[623] Pour les prévisions de MUPPET et les valeurs réalisées, les données semestrielles sont obtenues en faisant la moyenne des données trimestrielles.

En ce qui concerne le chômage, MUPPET est un meilleur prédicteur de la tendance même si, en moyenne, l'erreur de prévision est plus élevée. On obtient le résultat inverse pour l'inflation : MUPPET prédit mal la tendance mais présente une erreur plus faible. Remarquons toutefois que la tendance n'est pas mieux prédite pas l'INSEE.

2.2 Une simulation atypique : les conséquences économiques d'une victoire de la gauche en 2002

La plupart des modèles macroéconométriques proposent des simulations. Ce sont les variantes que nous avons déjà évoquées au début du présent travail et dans lesquelles le modélisateur modifie la valeur d'une variable (la plupart du temps une exogène) et étudie les conséquences de cette modification sur les autres variables du modèle.

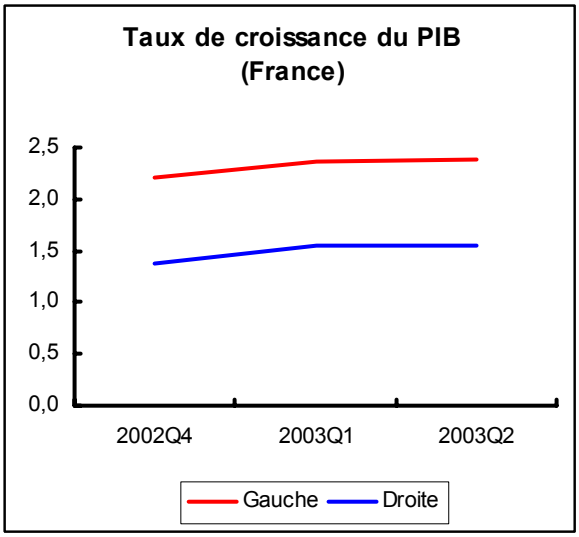
Plutôt que de proposer une variante économique, nous avons utilisé la caractéristique principale de MUPPET – le fait que MUPPET soit un modèle politico-économique – et procédé à une variante politique. Nous avons simulé une victoire de la gauche aux élections législatives de 2002 et calculé les prévisions *ex post* dynamiques pour les variables économiques du modèle pour le quatrième trimestre 2002 et le premier et deuxième trimestres 2003. L'objectif de cette simulation est surtout pédagogique et doit nous permettre de bien voir le fonctionnement du modèle dans sa globalité et notamment le rôle joué par les effets partisans.

Pour que cet exercice ait du sens, les prévisions calculées doivent être comparées non pas aux valeurs réalisées mais aux prévisions issues d'un scénario alternatif. Ici, il s'agira tout naturellement des prévisions pour les mêmes trimestres générées par le modèle dans le cas d'une victoire de la droite lors des élections législatives de 2002. Ces prévisions diffèreront légèrement de celles de la section précédente puisque elles seront construites à la fin du troisième trimestre 2002 et non à la fin du quatrième trimestre 2001. Les valeurs des variables pour les trois premiers trimestres de 2002 sont donc désormais connues.

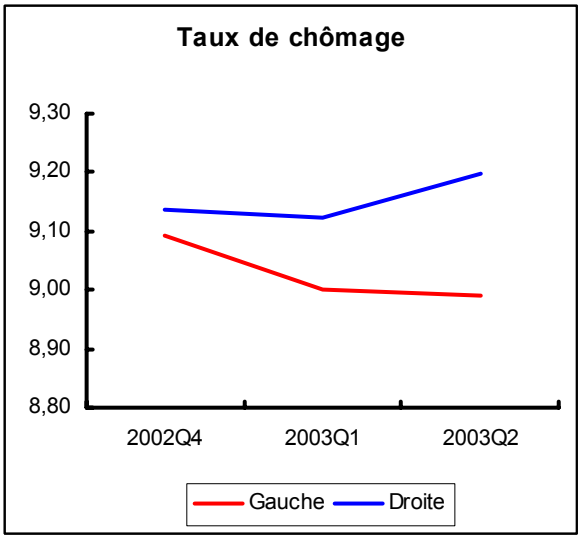
Les graphiques obtenus pour le taux de croissance du PIB français, le taux de chômage, le taux d'inflation et la popularité sont les suivants[624] :

[624] Les taux de croissance du PIB de la zone OCDE Europe ne sont pas présentés puisqu'ils sont identiques dans un cas comme dans l'autre. Ils sont respectivement de 2,17, 2,44 et 2,51 pour 2002:4, 2003:1 et 2003:2.

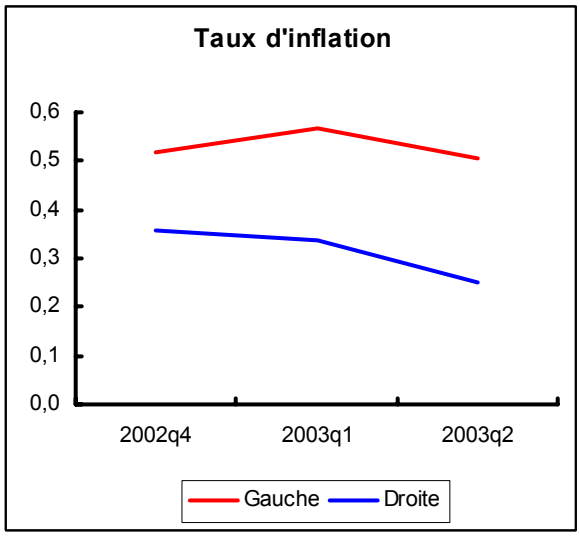
Graphique 63



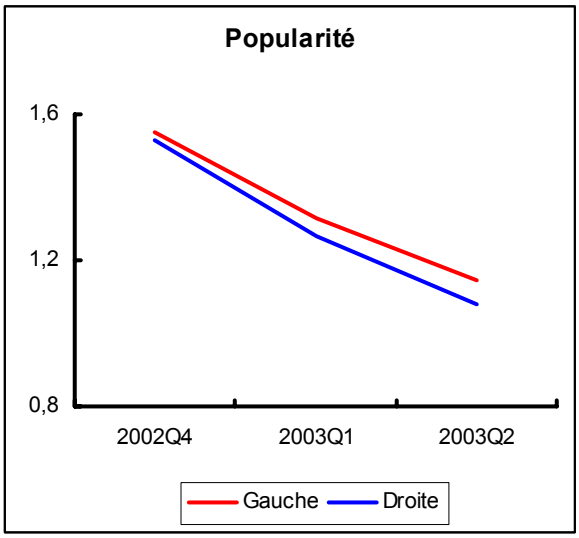
Graphique 64



GRAPHIQUE 65



GRAPHIQUE 66



On constate que les effets partisans sont nets : en vertu du modèle d'Alesina (1987), la croissance du PIB est plus élevée lorsque la gauche gagne les élections législatives. Cela entraîne un taux de chômage plus faible qui a pour conséquence un taux d'inflation plus élevé et une popularité plus forte.

Le solde des finances publiques (hors tendance) en 2002 est quant à lui égal à 1,08 pour la droite et 1,12 pour la gauche. La situation financière de la France est donc meilleure l'année d'élection d'une majorité de gauche. Cela provient du fait que les seuls effets partisans qui jouent sont ceux induits par le chômage. Le chômage étant plus faible lorsque la gauche gagne les élections, l'État dépense moins et le solde des finances publiques est plus élevé.

3 LA COMBINAISON DES PRÉVISIONS : UNE APPLICATION À MUPPET

Après avoir présenté la philosophie de cette méthode ainsi qu'un bilan de la littérature qui lui est consacrée, nous l'appliquerons, en prenant les précautions nécessaires, à notre modèle.

3.1 La combinaison des prévisions : principe et historique rapide

Une des techniques utilisées afin de réduire les erreurs de prévision est de combiner les prévisions[625]. L'idée sous-jacente est que chaque modèle contient une information différente des autres et donc qu'un ensemble de prévisions peut faire mieux en termes de précision que chacune de ses composantes prises séparément. Une prévision ne doit donc pas nécessairement être supérieure aux autres pour améliorer la combinaison mais simplement contenir une information différente.

La méthode la plus simple est la prévision moyenne (voir, entre autres, Makridakis *et al.*, 1982, Makridakis et Winkler, 1983). La principale critique est que cette méthode ne prend pas en compte la qualité relative des sources des différentes prévisions. Des pondérations sont alors introduites. Supposons deux prévisions *ex ante* P1 et P2 d'une valeur réalisée R. La prévision moyenne pondérée est :

$$R^* = \theta P_1 + (1-\theta)P_2$$

L'erreur de prévision associée est :

$$e = R - R^* = \theta(R - P_1) + (1-\theta)(R - P_2)$$

La pondération optimale est celle qui minimise l'erreur. Granger et Newbold (1977) montrent qu'elle est égale au ratio des sommes des résidus carrés des séries R, P1 et P2 (prévisions *ex post* ou *ex ante*) :

[625] Pour les premières intuitions, on se reportera à Barnard (1963), Zarnowitz (1967) et Reid (1968) et pour la première présentation analytique à Bates et Granger (1969). Le bilan de la littérature le plus complet sur le sujet est Clemen (1989) qui propose une bibliographie annotée de plus de 200 articles. Pour d'autres très bons bilans de la littérature, on peut se reporter à Wallis (1989) et Fildes et Stekler (2002).

$$\hat{\theta} = \frac{\sum (R - P_2)^2}{\sum (R - P_1)^2 + \sum (R - P_2)^2}$$

Seule se pose la question de la période à retenir pour le calcul. Les pondérations peuvent être aussi déterminées à partir des MCO sous réserve que les hypothèses standard soient vérifiées :

$$R = \theta_0 + \theta_1 P_1 + \theta_2 P_2 + \varepsilon$$

Cette dernière relation requiert l'estimation de trois paramètres au lieu de un comme dans la formule précédante. La taille de l'échantillon orientera donc le choix vers l'une ou l'autre des deux méthodes.

Sur la base des coefficients estimés, on sait quel modèle apporte le plus d'informations dans l'élaboration de la prévision (voir, entre autres, Fair et Schiller, 1990). Cette méthode sert donc à comparer plusieurs prévisions d'une manière plus rigoureuse qu'une simple comparaison du type "le modèle X fait mieux que le modèle Y car la MAE de X est inférieure à la MAE de Y"[626]. Si $\theta_1 = 0$, le modèle 1 ne contient pas d'information qui ne soit pas dans la constante ou dans le modèle 2. Si $\theta_2 = 0$, le modèle 2 ne contient pas d'information qui ne soit pas dans la constante ou dans le modèle 1[627]. La valeur de la somme des coefficients a fait l'objet d'âpres débats (Nelson, 1972, Cooper et Nelson, 1975, Granger et Ramanathan, 1984, Clemen, 1986) avec comme question centrale : faut-il ou pas la contraindre à un ? On considère aujourd'hui qu'il n'y a pas de contrainte particulière à imposer aux paramètres car, après tout, les modèles peuvent être aussi mauvais l'un que l'autre et avoir leurs coefficients respectifs simultanément nuls. Les deux coefficients peuvent également être simultanément égaux à 1 si la variable à prévoir est la somme de deux variables et si l'un des modèles spécifie que la variable à prévoir dépend uniquement de la première variable expliquée et si l'autre modèle spécifie que la variable à prévoir dépend uniquement de la seconde variable expliquée. De même, l'inclusion ou pas d'une constante a fait l'objet de débats. Il a été montré qu'une constante contrainte à 0 pouvait poser problème dans le cas où $\theta_1 = \theta_2 = 0$ (Fair et Schiller, 1990). Par ailleurs, il faut être vigilant aux éventuels problèmes d'hétéroscédasticité notamment dans le cas où $\theta_0 = 0$, $\theta_1 = 1$ et $\theta_2 = 0$, c'est-à-dire où ε_t est simplement l'erreur de prévision du modèle 1, car, généralement, les erreurs de prévision sont hétéroscédastiques (Fair et Schiller, 1990). Un autre problème, rarement abordé (mais voir

[626] A noter toutefois que des tests statistiques ont été développés au début des années 1990 pour comparer des modèles sur la base de leur MAE ou leur RMSE (Diebold et Mariano, 1995, Harvey *et al.*, 1997).
[627] C'est pour cela qu'on parle de "tests d'inclusion" ("encompassing tests").

Fang, 2003), est celui de la multicolinéarité. Pourtant, on peut penser qu'il est inhérent à la méthode employée. En effet, si deux modèles contiennent peu ou prou la même information, ils vont générer des prévisions qui vont être corrélées entre elles et donc, utilisées ensemble, elles vont introduire de la multicolinéarité dans l'équation.

La combinaison a été remise en cause sur le fond par Kang (1986) et Bohara *et al.* (1987) qui montrent que les pondérations déterminées sont instables dans le temps. En fait, elles sont si instables, que Kang (1986) suggère de retenir la moyenne simple. Quoiqu'il en soit, la pertinence de la combinaison de prévisions et ses modalités d'utilisation font toujours débat (pour un exemple récent, voir Hibon et Evgeniou, 2005). Il n'y a pas de règle *a priori* pour savoir combien de prévisions combiner, combien de méthodes de prévision combiner et quelles méthodes combiner. En effet, les prévisions combinées peuvent être issues de la même méthode ou de méthodes différentes (modèles, jugements…). Par ailleurs, il est possible de combiner par un modèle des prévisions subjectives (Ashton et Ashton, 1985) comme déterminer subjectivement les pondérations de prévisions issues d'un modèle (Lawrence *et al.*, 1986, Flores et White, 1989). Les règles sont exclusivement empiriques et la plupart du temps fondées sur l'erreur de prévision minimale. Malgré cela, la supériorité d'un modèle est encore fréquemment établie ainsi de nos jours (voir, entre autres, Fang, 2003).

Au début des années 1990, la combinaison par la moyenne des prévisions a connu un regain d'intérêt. Chaque mois depuis juillet 1976, un panel d'experts proposent leur prévision lors de sondages téléphoniques ou courriers menés par Robert Eggert. Ces prévisions sont consignées dans la revue *Blue Chip Economic Indicators*. Les sondages conduits entre janvier et juin concernent l'année en cours et les sondages conduits entre juillet et décembre concernent l'année suivante. Le nombre d'experts a varié au cours du temps, d'une trentaine au début à plus de cinquante de nos jours. La prévision porte sur les principales variables économiques mais la liste des variables économiques concernées a elle aussi variée au cours du temps. Ses performances ont fait l'objet de nombreuses études depuis le milieu des années 1980 (McNees, 1987, Batchelor et Dua, 1990). La moyenne arithmétique des prévisions du panel a été baptisée "consensus". Comme nous l'avons mentionné dans la première partie du présent travail, c'est également le nom qui a été choisi pour la revue remplaçant, à partir de 1993, *Blue Chip Economic Indicators*.

Enfin, mentionnons que la combinaison des prévisions n'a fait en France l'objet que de peu de recherches. La contribution majeure est celle de Bouthevillain (1993). L'auteur examine la moyenne des prévisions de neuf organismes[628] sur la période 1980-1990. Cette prévision consensuelle est comparée à la prévision de chaque organisme pour déterminer s'il y a un gain

[628] Le panel est indiqué dans la sous-section 2.2 du chapitre 1.

significatif à la combinaison. Pour le PIB, la conclusion est que cela dépend de l'horizon considéré. Pour un horizon -1 (prévision pour l'année n publiée le troisième trimestre de l'année n), 75 % des organismes sont plus précis que le consensus suggérant ainsi que le bénéfice tiré d'une combinaison des prévisions est minime. En revanche, pour l'horizon -3 (prévision pour l'année n publiée le premier trimestre de l'année n), seuls 28,5 % des organismes sont plus précis que le consensus. La prévision moyenne est donc dans ce cas préférable.

3.2 Une application à MUPPET

Les prévisions les plus détaillées que nous possédons sont celles de l'OCDE et de l'INSEE que nous avons exploitées dans la première partie du présent travail. Il est important de noter que nous ne possédons pas les simulations historiques des modèles utilisés par ces deux organismes. On ne peut donc combiner que leurs prévisions *ex ante* et les prévisions *ex post* de MUPPET. En ce qui concerne l'OCDE, les prévisions *ex post* dynamiques générées par MUPPET sont trop peu nombreuses pour être combinées (trois prévisions semestrielles seulement). Nous avons donc choisi de combiner les prévisions de l'OCDE avec les prévisions *ex post* statiques de MUPPET soit huit prévisions semestrielles entre 1999(2) et 2003(1). Nous avons fait de même avec les prévisions trimestrielles de l'INSEE. Ce sont cette fois-ci dix-sept prévisions qui ont pu être combinées, MUPPET générant des prévisions *ex post* statiques trimestrielles depuis 1999:2. Lors de la simulation dynamique, six prévisions ont été calculées et peuvent être elles aussi combinées aux prévisions de l'INSEE. Les résultats sont rassemblés dans le tableau 139[629]. Les colonnes (1), (2) et (3) donnent les résultats de la régression sans la combinaison. Il s'agit donc du test de rationalité ou test d'efficience que nous avons vu dans le premier chapitre. Les résultats des combinaisons sont présentés dans les colonnes (1'), (2') et (3') (MUPPET/OCDE, MUPPET statiques/INSEE et MUPPET dynamiques/INSEE respectivement).

[629] Les tests de stationnarité et éventuellement de cointégration ne sont pas présentés en raison du faible nombre d'observations.

TABLEAU 139

Combinaison des prévisions de MUPPET

	(1)	(1')	(2)	(2')	(3)	(3')
constante	0,15	0,74	0,28*	0,47	0,06	1,09*
	(0,75)	(0,40)	(1,88)	(1,46)	(0,29)	(2,91)
MUPPET	0,97***	1,03***	0,47*	0,53**	0,38	-0,11
	(12,71)	(6,75)	(2,03)	(2,69)	(1,48)	(0,29)
OCDE	-	-0,29	-	-	-	-
		(0,32)				
INSEE	-	-	-	-0,34	-	(-1,81)
				(0,62)		(2,24)
N	8	8	17	17	6	6
R^2 aj.	0,84	0,81	0,12	0,07	-0,13	0,38
Q	0,51	0,59	0,48	0,39	0,44	0,27
Q^2	0,69	0,63	0,70	0,41	0,40	0,10
JB	0,82	0,73	0,60	0,53	0,88	0,87
SER	0,76	0,81	0,59	0,60	0,54	0,40

Les résultats sont à interprêter avec précaution en raison du faible nombre d'observations. Des colonnes (1), (2) et (3), il ressort que les prévisions de MUPPET sont efficientes. En effet, dans aucun des trois cas, le test de Fisher ne permet de rejeter l'hypothèse jointe "coefficient de la constante égal à 0 et coefficient associé aux prévisions égal à 1". La *p-value* de la statistique de Fisher est égale à 0,76 pour les prévisions semestrielles, 0,09 pour les prévisions trimestrielles statiques et 0,06 pour les prévisions trimestrielles dynamiques. Notons cependant que dans les deux derniers cas, la régression n'est pas globalement significative. Du point de vue des combinaisons, MUPPET domine l'OCDE et l'INSEE pour les prévisions statiques (colonnes (1') et (2')), ce qui est logique puisque les prévisions de MUPPET comportent plus d'information (valeurs des variables exogènes supposées connues). En ce qui concerne les prévisions dynamiques, aucun modèle ne domine l'autre (colonne (3')).

Tout en étant conscient que le faible nombre de prévisions ne permet pas l'obtention de résultats robustes, on constate que la combinaison donne des résultats mitigés. Cependant, l'objectif était surtout ici de donner des intuitions, de montrer ce qu'il était possible de faire.

4 MUPPET ET LES TENTATIVES PASSÉES DE CONSTRUCTION DE MODÈLES POLITICO-ÉCONOMIQUES

De manière un peu curieuse, nous terminons ce chapitre par une synthèse d'articles. Cette synthèse concerne les modèles politico-économiques auxquels MUPPET ressemble. Si cette revue de la littérature arrive si tard, c'est parce qu'elle fait appel à des concepts que nous avons définis dans les chapitres précédents (théorie partisane, équation de popularité…).

Dans cette section, nous entendons par "modèle politico-économique", un modèle comportant au moins deux équations, l'une ayant pour variable expliquée une variable économique et l'autre, une variable politique, expliquées à la fois par des facteurs politiques et par des facteurs économiques[630]. Par ailleurs, le modèle est dit "bouclé" ou "récursif" si les variables expliquées de certaines équations sont des variables explicatives pour les autres équations.

Cette section est découpée en plusieurs sous-sections selon les modèles abordés, la dernière étant consacrée aux deux modèles politico-économiques français.

4.1 Les premiers modèles politico-économiques : l'école de Constance

Les modèles politico-économiques tels que nous les avons définis sont apparus à la fin des années 1960 sous l'impulsion d'un groupe de chercheurs localisés d'abord à l'université de Constance, puis de Bâle, et enfin de Zürich[631]. Bruno Frey et Friedrich Schneider sont les plus connus mais on peut également citer Hermann Garbers, Gebhard Kirchgässner et Werner Pommerehne. On peut évaluer à une cinquantaine le nombre d'articles sur les modèles politico-économiques publiés par ces chercheurs entre la fin des années 1960 et le début des années 1980.

Les premières contributions[632] de l'école de Constance sont exclusivement analytiques (Frey et Lau, 1968, Lau et Frey, 1971, Frey, 1974). Par exemple, Frey (1974) caractérise le gouvernement par une fonction d'investissement politique qui dépend de son niveau de popularité et d'un certain seuil, le gouvernement n'agissant que lorsque son niveau de popularité est inférieur à ce seuil. Cet investissement politique, ajouté à l'investissement du secteur privé, rentre en compte dans le stock de capital qui lui-même détermine le niveau de production. Le niveau de popularité est quant à lui déterminé par le niveau de consommation qui est défini de manière résiduelle par la différence entre le niveau de production et l'investissement total. Le modèle est donc bouclé.

A partir de 1975, les publications sont presque exclusivement empiriques. Nous en avons recensé une trentaine (y compris les revues de la littérature). La structure des modèles politico-

[630] On peut ici apporter une précision sur les travaux d'un économiste américain très connu, Ray Fair. Comme nous l'avons dit dans l'introduction générale, Ray Fair est connu pour deux choses : son modèle macroéconométrique pour les États-Unis (voir, entre autres, Fair, 1972) et son équation de vote pour les élections présidentielles américaines (voir, entre autres, Fair, 2001). Cependant, il n'établit pas de lien entre les deux : son équation de vote ne fait pas partie des équations de son modèle macroéconométrique. Ce dernier n'est donc pas un modèle politico-économique. Dans la logique de l'auteur, si l'économie a bien un impact sur le vote, le vote n'a pas d'impact sur l'économie.

[631] Dans ce qui suit, nous conserverons l'appellation "d'école de Constance".

[632] Nous faisons ici référence aux articles et ouvrages publiés en anglais.

économiques présentée dans ces contributions ne varie guère. Les auteurs estiment une fonction de popularité puis plusieurs fonctions de réaction du type :

Instrument de politique économique = f (contraintes économiques et administratives, contraintes de réélection, influences idéologiques)

Les contraintes économiques sont le déficit public, la balance des paiements et le niveau des salaires réels. La contrainte administrative est prise en compte par l'inclusion de la variable dépendante retardée. La contrainte de réélection est exprimée par le temps écoulé depuis les dernières élections et le déficit de popularité. Ce dernier est l'écart entre la popularité courante (pop) et un certain niveau censé assuré la réélection (pop*). Cet écart est multiplié par une variable indicatrice (D) qui vaut 1 si l'écart est négatif et 0 ailleurs. Pour l'influence idéologique, c'est la variable complémentaire qui est utilisée : l'écart entre la popularité courante et un certain niveau est multiplié par (1-D) ou, ce qui revient au même, une variable indicatrice qui vaut 1 si l'écart est positif et 0 ailleurs[633]. Pour distinguer une éventuelle asymétrie selon le bord politique, la variable idéologique est ensuite multipliée par une variable indicatrice (P) qui vaut 1 si le gouvernement est de gauche et 0 ailleurs et par (1-P) si le gouvernement est de droite et 0 ailleurs (ou, ce qui revient au même, une variable indicatrice qui vaut 1 si le gouvernement est de droite et 0 ailleurs).

TABLEAU 140

Variables politiques utilisées par l'école de Constance

Réélection	Idéologie (gauche)	Idéologie (droite)
$(POP - POP^*) \times D$	$(POP - POP^*) \times (1 - D) \times P$	$(POP - POP^*) \times (1 - D) \times (1 - P)$

Selon les variables à expliquer, les signes attendus seront différents. Par exemple, pour les dépenses publiques, la variable de réélection devra avoir un signe positif, tout comme la variable idéologique pour la gauche. En revanche, pour la variable idéologique de la droite, on attendra un signe négatif.

Pour résumer, si le niveau de popularité est inférieur au seuil, le gouvernement adopte un comportement opportuniste et mobilise des instruments fiscaux et budgétaires. Dans le cas contraire, il poursuit des objectifs idéologiques.

[633] L'écart est parfois élevé au carré (Frey et Schneider, 1978a).

Sur ce modèle, des études vont être menées pour l'Allemagne (Frey et Schneider, 1979), l'Australie (Schneider et Pommerehne, 1980), les États-Unis (Frey et Schneider, 1978a), la Grande-Bretagne (Frey et Schneider, 1978b) et la Suisse (Schneider *et al.*, 1981).

Les deux contributions les plus importantes sont sans doute celles relatives aux États-Unis et à la Grande-Bretagne. Dans Frey et Schneider (1978a), outre la fonction de popularité présidentielle, trois fonctions de réactions sont estimées sur données trimestrielles pour la période 1953-1975 : les dépenses publiques, les transferts et le nombre de fonctionnaires. Dans Frey et Schneider (1978b), l'écart de popularité entre le gouvernement et l'opposition ainsi que quatre instruments sont étudiés : les dépenses publiques, les transferts, les subventions et les recettes du secteur public. La période s'étend de 1962 à 1974 (données trimestrielles).

Une longue et prolifique controverse va se faire jour suite à la publication de ces deux contributions.

Tout d'abord, le modèle américain va être critiqué par Ahmad (1983). Ce dernier reproche l'absence de prise en compte de la situation économique dans les fonctions de réaction. Il met aussi en garde contre de possibles confusions lorsque, par exemple, une administration Démocrate mène une politique expansionniste : est-ce à des fins opportunistes ou à des fins idéologiques ? En effet, dans ce cas précis, les deux ne sont pas distinguables. Bruno Frey et Friedrich Schneider répondent en se plaçant sur le terrain empirique pour montrer la supériorité de leur modèle (Schneider et Frey, 1983). Ils ré-estiment leur modèle sur la période 1948:2-1975:2 et l'utilisent ensuite pour prévoir *ex post* les variables économiques sur la période 1975:3-1978:4[634]. La fonction de popularité n'est pas, quant à elle, utilisée à des fins de prévision.

De manière similaire, le modèle britannique (Frey et Schneider, 1978b) a été critiqué par Chrystal et Alt (1981). Les auteurs lui reprochent une "instabilité extrême" de la fonction de popularité ainsi qu'une mauvaise spécification des fonctions de réaction dont le revenu national, pourtant pertinent selon eux, est absent. Enfin, toujours selon eux, il semblerait que la popularité n'ait pas d'effet sur les dépenses publiques. Chrystal et Alt (1981) montrent également que dans la fonction de popularité estimée sur la période 1959-1977, les variables économiques ne sont pas significatives. Bruno Frey et Friedrich Schneider répondent de la même manière qu'ils ont répondu à Ahmad (1983), c'est-à-dire en montrant la supériorité du modèle en utilisant les prévisions *ex post* (Frey et Schneider, 1981a, 1982a)[635]. Le modèle est ré-estimé sur la période 1958:1-1976:3 et des prévisions *ex post* sont générées pour la période 1976:4-1979:3. Pour la

[634] A noter que, même si la méthodologie est identique aux études précédentes, cet article ne reprend aucune des équations de Frey et Schneider (1978a). En effet, deux nouvelles estimations sont proposées pour expliquer le taux de croissance de l'offre de monnaie et la part du déficit budgétaire dans le PNB.

[635] A noter que les réponses à Ahmad (1983) et Chrystal et Alt (1981) feront aussi l'objet d'une réponse groupée (Frey et Schneider, 1982b).

première fois dans la littérature (à notre connaissance), une fonction de popularité est utilisée à des fins de prévision mais seul le coefficient d'inégalité de Theil est reporté. Après avoir montré que leurs fonctions de réaction (sans le revenu national mais avec la popularité) fait mieux en termes de prévisions, Frey et Schneider (1981a, 740) concluent sèchement "une raison pour laquelle le modèle de Chrystal et Alt a de moins bonnes performances est peut-être qu'il est *ad hoc* et non fondé sur un raisonnement théorique concernant le comportement des électeurs et des politiciens". Alt et Chrystal (1983b) répondent à leur tour, arguant que les prévisions calculées par Frey et Schneider (1981a) à partir de leur modèle sont dérivées de fonctions estimées sur un "sous-modèle" dont des variables clés sont absentes. Une fois les estimations correctes effectuées, leur modèle fait de meilleures prévisions que celui de Frey et Schneider (1981a). Frey et Schneider (1983) leur répondront sans rien apporter de nouveau, chacun restant sur ses positions.

L'approche initiée par l'école de Constance va disparaître de la littérature au début des années 1980. L'une des raisons est peut-être d'ordre technique. Toutes ces études présentent des équations caractérisées par des R^2 très élevés, la plupart du temps égaux à 0,99. Parallèlement à ce constat, les variables expliquées sont quasi-systématiquement exprimées en niveau. On peut donc légitimement penser que la plupart des estimations, quoique théoriquement fondées, sont empiriquement fallacieuses. Il ne faut pas oublier que tous ces modèles sont estimés sur une période allant des années 1950 aux années 1970. Or, c'est précisément à la fin de cette période que les variables macroéconomiques ont décroché de leurs tendances. Les régressions, effectuées sur des séries non stationnaires, n'avaient alors plus de sens. On peut d'ailleurs remarquer que chez Schneider et Frey (1983), l'une des rares études où les variables dépendantes sont exprimées en taux de croissance, les R^2 ajustés sont de 0,58 pour la monnaie et 0,79 pour le déficit budgétaire. Quoiqu'il en soit, les problèmes liés à la stationnarité n'étaient pas connus à l'époque (les premiers tests de racine unitaire venaient juste d'être publiés).

Pour conclure sur ces modèles, examinons les points communs et les différences qu'ils présentent avec MUPPET. Sur le plan théorique, ces modèles ne sont pas, contrairement à MUPPET, de vrais modèles politico-économiques. Certes, dans les deux cas, on a bien au moins une variable politique déterminée par une ou plusieurs variables économiques et politiques et au moins une variable économique déterminée par une ou plusieurs variables économiques et politiques. Par ailleurs, la variable politique, la popularité, rentre bien comme déterminant des variables économiques. Cependant, et c'est là la différence, les variables économiques expliquées dans ces modèles ne figurent pas parmi les facteurs influençant la popularité. Contrairement à MUPPET, ces modèles ne sont pas bouclés. Sur le plan empirique, hormis la critique technique

sur la stationnarité que nous avons évoquée précédemment et qui ne s'applique pas à MUPPET, l'une des principales différences réside dans le fait que les modèles de l'école de Constance ne sont pas utilisés à des fins de prévision. L'entreprise de prévision, lorsqu'elle existe, ne sert que la validation du modèle.

Pour être tout à fait complet, signalons que Lybeck (1985) a proposé un modèle à deux équations très proches de celles construites par l'école de Constance mais qui présentait la particularité d'être bouclé. Dans la première équation, la popularité du gouvernement était expliquée par la popularité retardée, le chômage, l'inflation, le changement dans le revenu disponible réel des ménages, le nombre de jours de grève et un trend. La seconde équation se proposait quant à elle d'expliquer la variation dans le niveau de certains instruments de politique économique comme les dépenses publiques, les transferts ou les recettes fiscales. Etaient utilisées comme variables explicatives la variable endogène retardée, le chômage, l'inflation, le déficit et un trend. Ces variables étaient multipliées d'une part par une variable indicatrice qui valait 1 quand la popularité du gouvernement était supérieure à un certain niveau et 0 sinon (situation de surplus de popularité), et d'autre part par 1 moins cette variable indicatrice (situation de déficit de popularité). Le modèle était estimé pour la Suède sur la période 1970-1982.

4.2 Le modèle d'Alberto Alesina, John Londregan et Howard Rosenthal

Ce modèle est construit à partir du travail d'Alesina et Rosenthal (1989) qui introduisaient les élections du Congrès américain dans le modèle partisan d'Alesina (1987). Leur article se proposait en outre d'apporter une explication au fait que le parti du Président perde systématiquement des voix d'une élection du Congrès à l'autre. Selon eux, les électeurs américains utiliseraient les élections au Congrès pour contrebalancer le résultat des élections présidentielles et atténuer ainsi le pouvoir du Président. C'est pour cela que lorsque un Président Démocrate est élu, il perd des voix aux élections du Congrès suivantes malgré l'expansion économique qui suit son élection en vertu du cycle partisan d'Alesina (1987). Le comportement de l'électeur dans le modèle d'Alesina et Rosenthal (1989) est donc différent du comportement rétrospectif standard que nous avons vu dans le chapitre 2 (section 1). Les auteurs proposent également un test empirique prenant la forme de l'estimation de deux équations de vote sur la période 1950-1984 : l'une expliquant le vote Républicain aux élections du Sénat et l'autre aux élections de la Chambre des représentants. Dans le modèle de base, lors des élections du Congrès qui ne se confondent pas avec des

élections présidentielles[636], le parti Républicain reçoit un supplément de voix si le Président est Démocrate et moins de voix si le Président est Républicain. Le gain en faveur du parti n'occupant pas la Maison Blanche est de l'ordre de deux points pour les élections à la Chambre des Représentants et de trois points pour les élections au Sénat. La spécification de base est ensuite étoffée par l'inclusion de variables économiques.

Alesina et Rosenthal (1989), s'ils utilisaient le cadre analytique du modèle d'Alesina (1987), n'en offraient pas de test. Or, étant donné qu'ils avaient montré dans leur spécification complète que la croissance du PNB influait sur le vote, il était tentant de construire un système dans lequel, en vertu du modèle d'Alesina (1987), la politique partisane déterminerait la croissance du PNB qui, en retour, en vertu du modèle d'Alesina et Rosenthal (1989) déterminerait le vote. C'est le propos d'Alesina *et al.* (1993). Nous ne rentrerons pas ici dans le détail du modèle analytique qui reprend en partie celui d'Alesina (1987). Les auteurs retrouvent les conclusions d'Alesina et Rosenthal (1989) : lorsque un Président Républicain (Démocrate) est élu, il met en place une politique restrictive (expansionniste) qui provoque une contraction (surchauffe) de l'économie la deuxième année du mandat. Afin d'atténuer cela, les électeurs utilisent les élections de mi-mandat pour donner un plus large pouvoir aux Démocrates (Républicains) et contrebalancer la politique Républicaine (Démocrate). Cette théorie offre en outre une autre explication de l'absence de cycle partisan la seconde partie du mandat : cette absence n'est plus liée aux ajustements d'anticipations induits par le comportement rationnel des agents (voir la section 1 du chapitre 5) mais à l'effet modérateur des élections de mi-mandat. Le modèle empirique comporte quant à lui quatre équations. La première est estimée sur la période 1915-1988 (données annuelles) et vise à expliquer l'évolution du PNB principalement par la mobilisation militaire et un effet partisan mesuré par une variable indicatrice qui vaut 1 la deuxième année d'un mandat présidentiel Républicain et -1 la deuxième année d'un mandat présidentiel Démocrate. Les trois autres équations sont des équations de vote : vote pour le candidat du parti du Président sortant aux élections présidentielles, vote pour le parti du Président sortant aux élections de mi-mandat à la Chambre des Représentants et vote pour le parti du Président sortant aux élections à la Chambre des Représentants se déroulant les années d'élections présidentielles. L'estimation du système sur des données allant de 1914 à 1988 selon les équations de vote met tout d'abord en évidence l'effet modérateur des élections de mi-mandat : le parti du Président perd des voix entre les élections à la Chambre qui ont lieu les années d'élections présidentielles et celles qui ont lieu à mi-mandat. Cet effet modérateur n'est pas observé les années d'élections présidentielles. Par ailleurs, la croissance n'affecte le vote que lors des élections présidentielles. Le système fait ensuite l'objet de

[636] Lorsque les élections du Congrès ont lieu en même temps que les élections présidentielles, on parle d'années "off" et lorsque les élections du Congrès ont lieu seules, on parle d'années "on".

simulations mais aucune prévision n'est présentée. Alesina *et al.* (1996) se proposent d'utiliser deux des équations de vote du modèle à des fins de prévision mais la croissance du PNB et la troisième variable de vote sont exogènes. Le système dans sa totalité n'est donc pas utilisé à des fins de prévision. De même, on peut noter que les équations de vote ont connu des fortunes diverses en matière de prévisions (voir Alesina *et al.*, 1996, sur ce point) et que des améliorations sont sans doute possibles comme le laissent entrevoir les R^2 modestes (pour des équations de vote), de l'ordre de 0,60-0,70[637].

Le modèle d'Alesina, Londregan et Rosenthal est clairement le modèle qui a inspiré le plus la philosophie de MUPPET. Ce dernier s'en démarque pourtant sur plusieurs points. Premièrement, et c'est plutôt à l'avantage du modèle Alesina *et al.* (1993), la partie empirique de MUPPET n'est pas constituée d'équations représentant des formes réduites d'un modèle analytique complet. Comme nous l'avons vu, chaque équation de MUPPET est la forme réduite d'un modèle particulier, spécifique au problème étudié. Le modèle d'Alesina, Londregan et Rosenthal n'a donc pas le manque de cohérence apparent que l'on peut prêter à MUPPET. Mais d'un autre côté, MUPPET est plus complet. Notamment, son équation de vote est performante. Par ailleurs, MUPPET est utilisé à des fins de prévision, en particulier économique et ce, contrairement à son pendant américain.

4.3 Le modèle de Robert Erikson, Michael MacKuen et James Stimson

Le modèle de Erikson, MacKuen et Stimson[638] est un modèle politico-économique de dix-sept équations ayant pour objet de décrire le système politique américain[639] (Erikson *et al.*, 2002). Les auteurs n'utilisent pas le qualificatif de "politico-économique" mais plutôt celui de "macropolitique". Cette dernière appellation est trompeuse car elle paraît s'opposer à celle de "macroéconomique". Or, comme nous allons le voir, les équations comportent à la fois des variables économiques et des variables politiques. Cependant, on peut noter que le modèle est clairement à dominante politique car, sur les treize variables endogènes, deux seulement sont à caractère économique : le chômage et l'inflation[640].

---

637 Alesina et Rosenthal (1995) reprendront les travaux précédents en mettant l'accent sur une possibilité de modération extrême : le gouvernement divisé. Notamment, un exécutif très fort à l'issue des élections présidentielles devra être contrebalancé par un législatif très fort lors des élections de mi-mandat suivantes, ce qui augmente la probabilité d'avoir une cohabitation (voir également les extensions d'Alesina et Rosenthal (1996) sur le gouvernement divisé).

638 EMS par la suite.

639 Pour une présentation en Français, voir MacKuen *et al.* (2003).

640 On peut noter que dans leur ouvrage, la modélisation associée à ces deux variables est reléguée en annexe.

La variable politique principale est "l'humeur politique", présente dans la plupart des équations du modèle. De périodicité annuelle, elle mesure en quelque sorte les préférences du public. Plus précisément, elle est définie comme un indice construit à partir de réponses à des sondages d'opinion sur diverses questions politiques et économiques (législation sur les armes, peine de mort, avortement, dépenses en matière d'éducation ou de santé…). Cet indice permet de déterminer si les agents veulent plus de progrès ou moins de progrès (*i.e.* plus de conservatisme). L'humeur politique est expliquée par les deux variables économiques (en cas de forte inflation, la demande de progrès diminue ; en cas de fort chômage, la demande de progrès augmente) ainsi que par l'activité politique (voir ci-dessous). Parmi les autres variables politiques, on trouve des variables classiques comme la popularité présidentielle ou les résultats électoraux mais aussi des variables comme le degré de libéralisme de chaque assemblée et de la présidence ou encore la production de lois. Ces dernières variables nous intéressant moins, nous ne nous y attarderons pas. Notons toutefois que le degré de libéralisme, mesuré annuellement, est défini comme l'orientation des institutions (Sénat…), elle-même déterminée par les votes exprimés par leurs membres[641], et est expliqué principalement par l'humeur politique et la force du parti Démocrate. L'activité politique correspond à la production de lois, mesurée elle aussi annuellement et définie comme la variation d'un indice composé des différentes lois votées entre 1953 et 1996 codées selon leur orientation (libérale ou conservatrice) et leur importance.

Plus important, la popularité présidentielle mensuelle est expliquée par la popularité retardée, la popularité personnelle de chaque Président et la "performance économique". Le R^2 ajusté est de 0,90. La variable de performance économique est un indice construit à partir de la somme pondérée de plusieurs indicateurs économiques. Les pondérations sont déterminées à partir de la régression d'un ensemble de variables économiques (comme des indicateurs avancés en matière de production, le taux de chômage, le taux d'inflation…) sur le sentiment des consommateurs, lui-même issu de sondages.

Les auteurs présentent deux équations explicatives du vote présidentiel. La première comporte comme variables explicatives la popularité du Président le mois des élections et la croissance du revenu disponible cumulée sur l'ensemble du mandat (exogène). Le R^2 ajusté est de 0,82. La seconde utilise l'identification partisane Démocrate[642] le mois précédant le mois des élections et une variable traduisant l'avantage des Démocrates sur les Républicains dans le sondage sur l'humeur politique. Le R^2 ajusté est de 0,94. Toujours concernant les résultats

[641] Les auteurs ont classé selon leur orientation politique les 27000 votes exprimés par la Chambre des Représentants et le Sénat entre 1956 et 1996.

[642] Nous avons déjà rencontré ce concept lors de la présentation de l'équation de vote. Dans une contribution précédente, les auteurs revendiquaient d'ailleurs l'héritage de Campbell *et al.* (1960) : "l'identification partisane est le concept-clé de la recherche électorale américaine" (MacKuen *et al.*, 1989, 1125).

électoraux, des équations de sièges expliquant le pourcentage de sièges des Démocrates à la Chambre des représentants et au Sénat sont présentées. Les variables explicatives principales sont dans les deux cas la variable dépendante retardée et l'humeur politique. Les R^2 ajustés sont légèrement supérieurs à 0,70.

La modélisation des variables économiques est identique pour l'inflation et le chômage et repose sur la théorie du cycle partisan. Les variables économiques dépendent de la couleur politique du parti du Président et des variables économiques retardées. Les estimations, réalisées sur données mensuelles ne sont pas présentées et les auteurs confessent que leur "modélisation faible ne permet pas d'assimiler expérience actuelle et prévisions stochastiques" (Erikson *et al.*, 2002, 423). Enfin, notons qu'une troisième variable économique est utilisée comme régresseur : la croissance du revenu disponible. Sa modélisation comme l'estimation associée n'est pas présentée, les auteurs indiquant simplement qu'elle est estimée à partir du chômage et de l'inflation prédits.

Afin de mieux faire comprendre le fonctionnement du modèle, les auteurs se livrent à deux exercices de simulation.

Dans le premier, ils augmentent d'un point le taux de chômage de juin 1959. Cela détériore la performance économique et consécutivement la popularité présidentielle (de deux points). Cette chute de popularité affecte l'identification partisane qui influence les résultats électoraux. Dans cette simulation, ces derniers sont peu affectés car la hausse du chômage est intervenue dix-huit mois avant les premières échéances électorales et ses effets se sont dissipés. La détérioration du marché du travail a aussi modifié l'humeur politique qui, par son omniprésence dans le modèle, a modifié à son tour le degré de libéralisme et l'activité politique. Il est intéressant de noter que les auteurs ne bouclent pas le modèle : il n'y a pas de retour sur le chômage.

La seconde simulation consiste à "faire réélire" Jimmy Carter (Démocrate) en 1980. En vertu du cycle partisan, l'impact sur l'économie aurait été une baisse du chômage et une hausse de l'inflation. Cela a pour conséquence un surplus de popularité avec les conséquences identiques à celles du scénario ci-dessus pour l'identification partisane, les résultats électoraux, l'humeur politique, le degré de libéralisme et l'activité politique. Pour les résultats électoraux, les changements induits par la réélection de Carter sont plus sensibles. En effet, la récession de 1982 avait amené un Congrès Démocrate en opposition au Président Républicain. Dans cette simulation, c'est l'inverse que se produit, le Président Démocrate étant sanctionné par l'élection d'un Congrès Républicain fin 1982.

Contrairement à MUPPET, la partie économique est relativement pauvre dans le modèle EMS. Compte tenu des options théoriques retenues, le politique est largement déterminé par le

politique. Par ailleurs, aucune prévision n'est établie. Cependant le modèle EMS reste un exercice intellectuel stimulant. En particulier, la simulation consistant à changer le résultat d'une élection est à notre connaissance unique dans le cadre des modèles politico-économiques[643].

4.4 Les autres modèles étrangers[644]

En dehors des travaux d'envergure mentionnés précédemment, l'expérience de modélisation politico-économique est réduite. Cette sous-section se propose de présenter brièvement la demi-douzaine d'études que nous avons recensées.

Nous avons vu que certains auteurs, arguant du fait que les agents n'avaient pas une connaissance précise de la situation économique, supposaient que ce n'étaient pas les valeurs objectives des variables macroéconomiques qui rentraient en compte dans l'explication du vote ou de la popularité politique mais des évaluations subjectives de l'état de l'économie. Ainsi, ces dernières joueraient le rôle d'instruments :

popularité = f (évaluations subjectives de l'économie, variables politiques)
évaluations subjectives de l'économie = g (valeurs objectives des variables économiques)

De tels modèles ont été estimés par Sanders (1991) pour la Grande-Bretagne sur la période 1987-1990 et par Nickelsburg et Norpoth (2000) pour les États-Unis sur la période 1976-1996. Dans le premier cas, l'auteur explique les intentions de vote mensuelles en faveur du gouvernement sortant par une variable égotropique-prospective, le taux d'intérêt, une variable indicatrice pour marquer la création d'un impôt en mars 1990 et un terme autorégressif (R^2 ajusté : 0,90). La variable égotropique-prospective est ensuite à son tour expliquée par le taux d'inflation, le taux d'intérêt et la variable indicatrice fiscale (R^2 ajusté : 0,88). On note également que, selon plusieurs scénarios concernant le niveau du taux d'intérêt et du taux d'inflation, l'auteur déduit une valeur prédite pour la variable égotropique-prospective, ce qui lui permet ensuite de prédire les intentions de vote futures (toujours selon les scénarios précédents) et notamment pour les élections de 1992[645]. Cette utilisation d'un modèle politico-économique à des fins de prévision est

[643] C'est d'ailleurs de ces travaux dont nous nous sommes inspiré pour la variante politique de MUPPET présentée dans la sous-section 2.2 du présent chapitre.
[644] Nous présentons ici les modèles construits pour les pays développés mais il existe également des modèles politico-économiques pour les pays en développement. On pourra se reporter à Dessus *et al.* (1997, 1998) pour un exemple.
[645] Il faut noter que la méthode de Sanders (1991) est curieuse puisque l'auteur fait des prévisions pour mai 1992 sur la base des coefficients estimés entre janvier 1987 et décembre 1990. Par ailleurs, l'instabilité des coefficients estimés

rarissime et doit être soulignée. Dans le modèle de Nickelsburg et Norpoth (2000), l'approbation en faveur du Président américain sur la période 1976-1996 (données trimestrielles) est expliquée par des évaluations rétrospectives, l'effet d'état de grâce, la dépréciation de popularité au cours du temps et un terme autorégressif (R^2 ajusté : 0,83). Les évaluations rétrospectives sont quant à elles expliquées par la variation sur un an du chômage, de l'inflation, de la croissance du PNB et d'un terme autorégressif (R^2 ajusté : 0,85).

Clarke et Whiteley (1990) proposent un modèle à trois équations estimé pour la Grande-Bretagne sur la période 1983-1987. La première équation est une équation de popularité du parti conservateur. Deux variables principales sont utilisées : l'inflation et le chômage. Dans certaines estimations annexes, des variables indicatrices marquant certains événements politiques sont ajoutées. La seconde est une fonction de réaction expliquant l'évolution de la masse monétaire par, entre autres, l'inflation, la croissance du PNB et la popularité du parti conservateur. Le modèle est bouclé, l'inflation étant expliquée par l'évolution de la masse monétaire (entre autres). Cependant, il ne fait pas l'objet de simulations prospectives.

Freeman *et al.* (1989) estiment un modèle VAR politico-économique pour la Grande-Bretagne sur données trimestrielles (1955-1979). Le modèle comporte cinq variables endogènes : les exportations, le PIB, l'investissement, les dépenses publiques et l'écart de popularité entre les deux principaux partis. Williams (1990) estime un modèle semblable pour les États-Unis sur la période 1953-1984. Le modèle comporte sept variables endogènes : la base monétaire, le taux d'intérêt à trois mois, le PNB réel, le chômage, le déflateur du PNB, les dépenses publiques et la popularité présidentielle. Cinq variables exogènes sont ajoutées : le prix du pétrole, une variable indicatrice d'état de grâce, une variable indicatrice partisane, une variable de cycle présidentiel (trend de 1 à 16), une variable de cycle congressionnel (trend de 1 à 8). Les effets partisans ne sont détectés que dans la croissance du PNB et les effets opportunistes uniquement dans le taux d'intérêt.

Enfin, Padouan (1986) avait introduit la contrainte électorale dans un modèle macroéconométrique pour l'Italie. Celle-ci est présente dans 7 équations sur 23. Les estimations sur données trimestrielles sont effectuées sur la période 1960-1981 par la méthode FIML. Il ressort qu'un cycle opportuniste est détecté dans les instruments monétaires et budgétaires mais pas dans les salaires et les prix. Les travaux de Padouan (1986) constituent donc un bel effort

liée à une période d'estimation trop courte a conduit l'auteur à procéder à de nouvelles estimations. Sanders (1993a) estime donc un modèle semblable pour la période 1979-1992. Dans l'équation d'intentions de vote comme dans l'équation expliquant la variable économique subjective, la seule variable économique désormais utilisée est le chômage. Le modèle a ensuite été de nouveau mis à jour (voir Sanders, 2004 et 2005a, pour les contributions les plus récentes).

même si vote et popularité n'apparaissent pas. Il n'y a donc pas de variables politiques endogènes et en conséquence son modèle n'est pas un vrai modèle politico-économique.

4.5 L'expérience française de modélisation politico-économique

L'expérience française de modélisation politico-économique est relativement réduite. En effet, on compte seulement deux véritables modèles prenant en compte les interactions entre économie et politique. Ces deux modèles partagent plusieurs caractéristiques, la première étant le cadre institutionnel de leur élaboration : tous deux ont été construits à l'université. Une deuxième caractéristique commune est la période à laquelle ces modèles ont vu le jour, le début des années 1980. Enfin, toujours dans le domaine des similitudes générales, ces deux modèles ont été très peu diffusés : un rapport et une thèse pour le premier et une communication lors d'un séminaire et un article pour le second[646]. Nous verrons successivement les deux modèles.

4.5.1 Le modèle de Poitiers

Ce modèle a été construit au début des années 1980 par Christian Aubin, Jean-Pierre Berdot, Daniel Goyeau et Jean-Dominique Lafay, quatre chercheurs de l'IRAPE[647], un laboratoire de l'université de Poitiers. Il a fait l'objet de la publication d'un rapport en 1985 (Aubin *et al.*, 1985). Il a aussi servi de base à la thèse de Daniel Goyeau soutenue également en 1985.

Le modèle se situe dans une perspective positive et a pour objet d'endogénéiser le comportement de l'État. Il comporte 60 équations estimées sur données trimestrielles sur la période 1966:1-1982:4 composées de 37 relations de comportement et 23 relations comptables ou de définition. Elles sont réparties en trois blocs : secteur privé, secteur public et indicateurs globaux de la situation économique et politique. Dans le secteur public, on trouve, entre autres, des équations fiscales, des équations de transferts sociaux et des équations de dépenses publiques. Le secteur privé comprend les grands agrégats classiques : investissement, consommation, revenu… Enfin, le troisième bloc concerne la production, l'emploi, les salaires, les prix et la situation politique.

En dehors des 60 variables endogènes, le modèle compte également 13 variables exogènes parmi lesquelles figurent des variables monétaires (taux d'intérêt, taux de change, masse monétaire…), des variables extérieures (exportations, prix des importations…), une variable

[646] Il s'agit là des documents portés à notre connaissance.
[647] Institut de Recherche de l'Analyse Politico-Économique.

démographique (population active) et les variables de cycles politico-économiques. Sur le plan théorique, le modèle emprunte aussi bien à l'analyse keynésienne qu'à l'analyse monétariste.

La contrainte politique pèse sur les variables économiques dans les fonctions de réaction par le biais d'un indice de popularité fluctuant entre 0 et 1 et par le biais d'une variable décrivant le cycle électoral.

Plus précisément, la première vaut 1 entre 0 et un seuil bas de popularité fixé par les auteurs à 46 % et 0 au-delà d'un seuil haut de popularité fixé à 54 %. Entre ces deux seuils, l'indice de popularité varie proportionnellement à l'écart entre la popularité observée et la borne supérieure. Le régime de popularité n'est donc pas binaire comme pour l'école de Constance. Les bornes de popularité de 46 et 54 %, que nous avons déjà rencontrées, sont déterminées à partir de la popularité du Président[648].

L'indice de cycle électoral vaut 0 le trimestre des élections législatives ou présidentielles, 0,1 le trimestre précédent et ainsi de suite pendant les dix trimestres précédant les élections. En dehors de ces dix trimestres et du trimestre des élections, l'indice vaut 1. Des modélisations alternatives sont ensuite proposées pour lisser les variations de l'indice, trop brutales dans sa première définition, notamment au lendemain des élections où il passe de 0 à 1. Les auteurs reconnaissent implicitement le caractère *ad hoc* de ces définitions qui ont en fait émergé d'analyses économétriques préliminaires. On remarque également que la variable de cycle politico-économique est définie avant les élections. On a donc affaire à des variables de cycles opportunistes.

Il serait fastidieux de détailler l'ensemble des résultats. De manière synthétique, la popularité et/ou le cycle opportuniste est pertinent dans la plupart des équations du bloc du secteur public accréditant ainsi la thèse que les cycles politico-économiques doivent être recherchés du côté des instruments et non des résultats. Le cycle opportuniste est notamment présent dans les équations fiscales, la croissance de l'emploi public, la croissance du SMIC. On remarque aussi que si le taux de salaire dans le secteur public suit bien l'évolution de la popularité, il ne varie pas en fonction du cycle électoral.

L'indice de popularité, qui est l'un des déterminants des variables économiques, est endogène, attestant ainsi d'un véritable modèle politico-économique. La popularité du Président exprimée en pourcentages de satisfaits est expliquée par, entre autres, le taux de chômage trimestriel non décalé, la variation du taux d'inflation sur un an décalée de un trimestre, la croissance du revenu disponible réel et le taux de change Franc / Dollar.

[648] A noter que Goyeau (1985, 270) trouve cependant ces valeurs un peu arbitraire.

Goyeau (1985) présente une version simplifiée de ce modèle qui a pour but de prévoir la croissance du PIB (Goyeau, 1985, 259). Cette version comporte 12 équations économétriques et autant de variables expliquées : popularité du Président, M1, taux d'intérêt de long terme, prix à la consommation, taux de salaire, taux de chômage, montant des impôts, prestations sociales, dépenses publiques, dépenses des autres agents privés (ménages), consommation des entreprises (investissement) et importations. Ces quatre dernières variables permettent de déduire le PIB. L'une des avancées par rapport à la version complète est donc l'endogénéisation de la politique monétaire. Le traitement du chômage est également un peu différent. Dans la version élargie, il n'y a pas d'équation économétrique expliquant le chômage. Il est défini comme la différence entre la population active (exogène) et la somme de l'emploi privé et de l'emploi public, sur la population active. Chez Goyeau (1985), le chômage est déterminé par une équation de comportement dont la spécification est très influencée par la loi d'Okun que nous avons vue. En effet, le chômage est expliqué par la croissance du PIB, le chômage retardé, la variable de cycle opportuniste et une variable indicatrice marquant les événements de mai 68 (le R^2 ajusté est égal à 0,72).

Les fonctions de réaction incluent les deux variables politiques définies précédemment. En revanche, la variable de cycle opportuniste est modifiée. La contrainte électorale est désormais définie comme la proximité aux prochaines élections soit le nombre de trimestres avant la prochaine élection présidentielle ou législative prévue. Afin d'atténuer la remontée brutale de la valeur de cette variable après les élections, Goyeau (1985) retient la moyenne de la variable sur les huit derniers trimestres (contre quatre dans le modèle complet). La variable ainsi définie est ensuite éventuellement décalée ou avancée pour que son point de retournement coïncide avec la date des élections.

La période d'estimation est identique à celle de la version complète du modèle. Il ressort que la situation politique est présente dans l'équation de M1, des prix à la consommation, des prestations et des dépenses publiques, et la contrainte électorale dans l'équation d'inflation, de chômage, des prestations sociales, des dépenses publiques et, de manière plus surprenante, d'investissement ce qui traduirait l'incertitude générée par les élections.

Comme nous l'avons déjà mentionné à plusieurs reprises, le travail de Goyeau (1985) dépasse la problématique du modèle politico-économique comme instrument uniquement explicatif. Si la prise en compte de l'État apporte un plus dans l'explication de l'évolution des variables économiques, alors elle doit aussi améliorer la qualité des prévisions de ces mêmes variables économiques. Goyeau (1985) utilise donc son modèle à des fins de prévision. Tout d'abord, pour chaque estimation, il présente une "variante économique" dans laquelle les facteurs

politiques sont volontairement occultés. Les R^2 étant moins élevés, le modèle politico-économique est supérieur au modèle purement économique du point de vue des simulations historiques et ce, quel que soit l'indicateur (MAE, MSE, coefficient d'inégalité de Theil). Ensuite, et c'est là le plus intéressant, l'auteur présente des prévisions *ex post* pour la période 1980:1-1982:4 sur la base du modèle estimé sur la période 1966:1-1979:4[649]. Si l'on considère que la finalité du modèle est la prévision du PIB, sans parler d'un constat d'échec, les conclusions sont plutôt décevantes : "la prévision du PIB n'apparaît pas supérieure aux prévisions publiées" (Goyeau, 1985, 340). L'explication principale avancée par l'auteur est l'absence de jugements d'expert qui ne sont pas venus corriger les prévisions brutes contrairement, comme nous l'avons vu, aux prévisions émanant de l'INSEE ou de l'OCDE.

Comme nous l'avons fait pour les modèles politico-économiques étrangers, voyons quelles sont les similitudes et les différences entre le modèle de Poitiers et MUPPET. Comparer ces deux modèles est en fait impossible. Un survol rapide montre que MUPPET est supérieur tant sur le plan théorique que sur le plan empirique. Mais cette conclusion est trop simpliste. En effet, ce qu'il faut bien voir, c'est que MUPPET a été pensé, construit et estimé en fonction du modèle de Poitiers de façon à le compléter sur le plan théorique et à l'améliorer sur le plan empirique. Il n'est donc pas surprenant que MUPPET soit plus élaboré théoriquement et plus robuste empiriquement. Le contraire aurait stigmatisé un échec. Maintenant, il est intéressant de détailler les points forts et les points faibles du modèle de Poitiers pour bien voir en quoi MUPPET s'en distingue.

Tout d'abord, le modèle de Poitiers est, dans sa description de l'économie, bien plus complet que MUPPET. Même si sa construction a mobilisé une équipe de plusieurs personnes sur plusieurs années, l'entreprise est néanmoins de tout premier plan, surtout que les outils informatiques n'étaient pas ceux d'aujourd'hui. Le deuxième point fort du modèle de Poitiers, auquel nous avons déjà rendu plusieurs fois hommage dans le présent travail, est la créativité. Ce modèle était en avance sur son temps en 1985, il l'est tout autant vingt ans plus tard. Si la paternité de l'idée d'introduire l'État dans un modèle empirique revient, nous l'avons vu, à l'école de Constance, la prise en compte du comportement des décideurs publics dans un modèle macroéconométrique pour améliorer notre compréhension de l'économie était une idée totalement novatrice à l'époque. MUPPET n'a fait que reprendre cette philosophie. Si l'idée supplémentaire que la prévision économique peut, elle aussi, être améliorée par l'endogénéisation du comportement de l'État ne constitue pas, elle non plus, une première[650], la version simplifiée

[649] Même si ce n'est pas précisé, on peut penser qu'il s'agit de prévisions *ex post* dynamiques.
[650] "Il est vraisemblable que l'endogénéisation du comportement du gouvernement améliorerait aussi nettement la qualité des prévisions *ex ante*" (Pommerehne *et al.*, 1981, 143).

du modèle de Poitiers constitue, à notre connaissance, l'unique tentative mondiale de vérification empirique de cette hypothèse. Là encore, MUPPET n'a rien apporté de nouveau.

Les améliorations sont bien évidemment à rechercher du côté des points faibles du modèle de Poitiers. Sur le plan empirique, le modèle de Poitiers souffre des défauts des modèles de son temps. Lorsque la construction du modèle de Poitiers débute à l'aube des années 1980, Clive Granger n'est pas encore Prix Nobel de science économique et ses travaux sur les régressions fallacieuses sont encore confidentiels. David Dickey a soutenu sa thèse depuis quelques années mais ses travaux sur la stationnarité, menés en collaboration avec Wayne Fuller, viennent juste d'être publiés (1979, 1981) et ne sont pas encore passés à la postérité[651]. Tout ceci pour dire qu'on ne peut pas reprocher à ceux qui ont inventé la roue de ne pas avoir inventé le carrosse. Il est vrai qu'à y regarder de plus près, et malgré la définition de la plupart des variables en taux de variation, plusieurs séries semblent contenir une racine unitaire (popularité du Président, taux de chômage, taux d'inflation…). Toujours sur le plan technique, on regrette que le modèle de Poitiers complet n'ait pas été utilisé à des fins de prévision *ex post* ou *ex ante*. De même, dans la version simplifiée, les prévisions de la popularité n'apparaissent pas. Sur le plan théorique, le modèle de Poitiers possède deux limites là encore indépendantes de la volonté de ses auteurs. La première concerne l'absence de prise en compte du comportement idéologique des gouvernants et la seconde est la non-prise en compte du support électoral mesuré par les votes. Dans les deux cas, l'absence d'alternance politique sur la période d'étude (excepté en toute fin de période) explique ces lacunes[652]. On peut penser que l'absence de dimension partisane dans le modèle constitue l'une des explications de la nette dégradation des prévisions de PIB observée à partir du quatrième trimestre 1981 lors des simulations *ex post* du modèle de Goyeau (1985).

4.5.2 Le modèle PROTEE[653]

Le modèle PROTEE (pour modèle de PROjection Trimestriel de l'Evolution Économique) a été mis au point à l'université de Nanterre par une équipe dirigée par Raymond Courbis, concepteur, comme nous l'avons vu, du premier modèle de moyen terme (FIFI). PROTEE est un peu l'équivalent sur données trimestrielles de MOGLI, évoqué dans la première partie. Notamment, ses fondements théoriques sont identiques : théorie néo-keynésienne à court terme et théorie des

[651] Nous passons sur les problèmes de cointégration qui n'apparaîtront véritablement qu'à la fin des années 1980.
[652] Les auteurs étaient toutefois conscients de cette limite (voir Aubin *et al.*, 1985, 158, et Goyeau, 1985, 347).
[653] Contrairement au modèle de Poitiers qui a fait l'objet d'un rapport de près de 400 pages et d'une thèse conséquente, PROTEE a été relativement moins diffusé. Nous ne possédons qu'une contribution d'une quarantaine de pages préparée pour un séminaire (Courbis et Salmon, 1986) et une synthèse d'une vingtaine de pages publiée en 1995 (Courbis, 1995).

économies concurrencées à moyen-long terme. Depuis son élaboration au début des années 1980, PROTEE a connu plusieurs versions successives jusqu'à son abandon à la fin des années 1990 au profit d'un modèle mensuel de très court terme principalement fondé sur des indicateurs avancés.

Dans sa troisième version[654], élaborée dans la seconde moitié des années 1980, le modèle comporte 450 variables dont seulement 16 sont exogènes. La plupart des variables de contrôle de l'État sont endogènes : emploi public, salaires publics, etc. On regrettera cependant que les contraintes pesant sur l'État ne soit qu'exclusivement d'ordre économique (chômage sur emploi public, déficit public sur les salaires publics) et que des objectifs électoralistes (opportunistes ou partisans) aient été largement occultés.

Trois équations économétriques ont pour variable dépendante une variable politique : une équation de popularité du Président, une équation de popularité du Premier ministre et une équation de vote. Dans la contribution que nous avons consultée, publiée en 1995, les deux premières sont estimées sur la période 1970-1994. L'équation de popularité du Premier ministre a été détaillée dans une section précédente et la présentation de l'équation de popularité du Président n'entre pas dans notre champ d'analyse (voir les justifications dans la section sur la popularité). L'opinion politique a une rétroaction sur certaines variables économiques comme par exemple les prestations sociales versées qui sont déterminées par, entre autres, la popularité du Premier ministre pondérée.

Le vote lors des élections présidentielles est modélisé[655] mais il n'y pas, à notre connaissance, de rétroaction, notamment partisanes, sur les variables économiques.

PROTEE témoigne donc de la volonté de prendre en compte l'État en tant qu'acteur dans le cadre d'un modèle macroéconométrique de grande taille. Il se démarque du modèle de Poitiers en décrivant d'une manière moins précise le comportement des décideurs publics mais en détaillant plus finement le système économique.

Conclusion du chapitre 6

Ce chapitre complète l'exposé de notre modèle sur plusieurs points.

Tout d'abord, nous avons présenté la structure détaillée de MUPPET. Cela nous a permis d'avoir une vision globale du modèle et de mieux mettre en évidence les liens entre les différentes

654 Pour les versions antérieures, voir Courbis et Salmon (1986).

655 La part des votes en faveur du candidat du parti du Premier ministre au second tour des élections présidentielles est expliquée par la croissance sur quatre trimestres avec un décalage de deux trimestres du pouvoir d'achat du revenu disponible des ménages. L'équation est estimée pour les cinq premières élections présidentielles de la cinquième République (le R^2 ajusté est égal à 0,74).

équations qui le composent. Cette présentation a été l'occasion de faire un bilan des estimations réalisées et des prévisions obtenues. De ce bilan, il ressort que MUPPET se comporte de manière tout à fait satisfaisante tant sur le plan des simulations historiques que de la capacité prédictive *ex post* statique.

Mais la qualité d'un modèle se juge surtout à l'aune des prévisions dynamiques (*ex post* ou *ex ante*) qu'il génère. Celles-ci ont fait l'objet de la deuxième section. Quelle conclusion pouvons-nous en tirer ? Comme tous les modèles, il apparaît que MUPPET connaît des succès et des échecs, notamment en ce qui concerne la prévision des points de retournement comme les récessions ponctuelles par exemple. Sur le plan des tendances, la qualité des prévisions s'avère très correcte. Cependant, si l'on considère "qu'en matière de prévision, le critère n'est pas absolu (proximité des prévisions et des réalisations), mais relatif (il s'agit de se tromper moins et moins souvent que les concurrents)" (IPECODE, 1987, 163), il apparaît qu'avec peu de moyens, MUPPET fait aussi bien que les grands instituts de prévision et ce, avec une grande maniabilité et sans que cela se fasse au prix d'une modélisation théorique et empirique au rabais.

Il était alors tentant de vouloir combiner les prévisions de MUPPET à celles d'autres organismes. Cet exercice s'est révélé difficile principalement en raison du faible nombre de prévisions pouvant être combinées.

Enfin, la dernière section de ce chapitre nous a permis de situer MUPPET dans la littérature sur les modèles politico-économiques, "modèles" étant entendu ici comme "système d'équations". Cela n'avait pu être fait auparavant car cela impliquait d'avoir vu au préalable un certain nombre de concepts. De ce bilan, il ressort que MUPPET a pris en compte les principales limites des modèles existants : modélisation du vote, prise en compte de la contrainte idéologique et traitement de la stationnarité par rapport aux modèles français et utilisation à des fins de prévision et développement des équations de performance économique par rapport aux modèles américains.

Conclusion générale

La prévision économique, si utile de nos jours, fait l'objet de nombreuses attaques venant aussi bien des observateurs que des scientifiques.

Comme nous l'avons montré dans le premier chapitre de cette thèse, la prévision économique n'est pas victime d'un mauvais procès et les déceptions qu'elle suscite sont fondées. En effet, les prévisions de la variable macroéconomique principale, la croissance du PIB, sont de qualité médiocre. Pour fixer un ordre d'idée, l'erreur moyenne absolue pour le taux de croissance annuel du PIB français sur la période 1980-2003 est, selon nos calculs, d'environ 1 point (selon les dernières prévisions publiées par l'OCDE avant l'année à prévoir). Ces erreurs de prévision paraissent d'autant plus importantes que le taux de croissance du PIB français a fluctué entre -1 % et 5 % sur cette période. Pour des prévisions infra-annuelles, on obtient des erreurs de prévision de près de 1,4 point pour le taux de croissance semestriel annualisé à un semestre sur la période 1982-2003 (OCDE) et de 0,5 point pour le taux de croissance trimestriel à un trimestre sur la période 1990-2004 (INSEE).

Cette piètre qualité des prévisions n'est pas le fait d'un organisme particulier. Que l'organisme soit national (INSEE) ou international (OCDE), la qualité des prévisions est, grosso modo, la même. Les erreurs sont également équivalentes que les prévisions émanent d'organisme privé (REXECODE) ou du gouvernement. Dans ce dernier cas, nous avons en outre montré qu'il n'y avait pas, contrairement à une idée reçue, une surestimation systématique de la croissance sur longue période.

Une fois ce constat effectué, il restait à en trouver les raisons. Nous avons avancé plusieurs explications.

La première est l'influence des jugements experts. Ces derniers interviennent dans le chiffrage des variables exogènes, dont les valeurs sont inconnues au moment de l'élaboration des prévisions, et dans la correction des prévisions primaires issues de l'exploitation mécanique du modèle. Au final, il semble difficile de séparer l'erreur imputable au modélisateur de celle attribuable à l'expert si bien que l'on ne sait pas si l'on doit changer de modèle ou d'expert…

La deuxième explication renvoie à deux critiques célèbres des modèles macroéconométriques : la critique de Sims selon laquelle les modélisateurs imposent de trop fortes restrictions sur les paramètres des équations qu'ils estiment et la critique de Lucas selon

laquelle les paramètres de comportement des agents en réaction aux politiques économiques sont instables et sont donc inutilisables pour faire des prévisions. La première critique fut en partie résolue par l'apparition d'une classe particulière de modèles, les modèles VAR (puis BVAR), mais en partie seulement car ces modèles se sont révélés particulièrement consommateurs en degrés de liberté (moins de restrictions, c'est plus de paramètres à estimer donc moins de degrés de liberté). La seconde critique, si elle a fortement marqué la modélisation dans les années 1970, est considérée comme peu pertinente de nos jours. Cela tient au fait qu'elle n'a jamais fait l'objet d'une vérification empirique probante et qu'on peut passer outre si les modèles génèrent des prévisions de bonne qualité.

Une troisième voie d'explication des performances décevantes en matière de prévision est, comme la précédente, d'ordre technique. Les modèles macroéconométriques français ont longtemps souffert d'une limite majeure : l'absence de prise en compte de la stationnarité. Si les séries étudiées ne présentent pas certaines caractéristiques, l'application des techniques économétriques habituelles peut conduire à des régressions fallacieuses. Ce danger a aujourd'hui heureusement pratiquement disparu grâce à la vigilance des modélisateurs, conscients des dommages occasionnés en termes de qualité des prévisions.

Enfin, nous avons envisagé la possibilité d'une lacune tenant à la structure même des modèles. En effet, étant donné que les modèles obtiennent des erreurs de prévision semblables malgré leur grande diversité (du point de vue de la théorie, de la période d'estimation ou de la périodicité des données utilisées), on peut légitimement penser qu'ils partagent une lacune commune. Pour identifier cette lacune, nous nous sommes penché sur les variables exogènes dont on sait quels problèmes elles posent par le chiffrage qu'elles nécessitent. Il est apparu que, dans tous les modèles macroéconométriques, les variables exogènes sont essentiellement des variables de commande à la disposition de l'État. L'État, présent physiquement au travers d'un compte emplois-ressources, est absent intellectuellement ; il n'a pas d'objectifs propres et ses actions sont, dans une large mesure, considérées comme exogènes. Endogénéiser le comportement de l'État doit donc permettre de réduire la part subjective dans l'évaluation des variables exogènes et donc d'améliorer la prévision. En dehors du périlleux chiffrage des variables exogènes, on peut penser que la non-prise en compte de certains facteurs politiques est source de biais dans les estimations et conduit donc inévitablement à des erreurs de prévision. Pour les modélisateurs, la prévision économique n'a pas de couleur politique ; elle est la même quelle que soit la majorité au pouvoir. Or, comment, le mois précédant une échéance électorale nationale, un modèle peut-il prévoir la conjoncture économique sans connaître la couleur politique de la future

majorité ? Ce questionnement de bon sens montre tout l'intérêt d'inclure des facteurs politiques dans les modèles macroéconométriques.

Les facteurs politiques ont fait l'objet d'une attention grandissante de la part des économistes ces soixante dernières années, plus particulièrement depuis le milieu des années 1970. Le deuxième chapitre nous a permis, au travers d'un long mais nécessaire bilan des travaux effectués, de présenter les principales conclusions qui se dégagent de cette littérature.

Le comportement de l'électeur a donné lieu à de nombreuses controverses. Notamment, les évaluations qu'il fait de la politique économique et le soutien qu'il accorde en conséquence aux gouvernants ont fait l'objet de très nombreuses d'études dont, au final, rien de vraiment tranché ne ressort. Le paradigme irréfutable du comportement de l'électeur reste introuvable.

Alors que les travaux pionniers mettent l'accent sur un comportement rétrospectif selon lequel l'électeur juge le sortant sur la base de son bilan et néglige le projet politique car l'information nécessaire pour l'évaluer est trop coûteuse, les contributions subséquentes se sont employées à souligner les limites d'une telle conception. Plusieurs hypothèses ont alors été proposées telles que l'asymétrie des jugements selon laquelle les électeurs punissent plus fort qu'ils ne récompensent ou le vote partisan selon lequel les électeurs ne récompensent ou ne sanctionnent pas le sortant de la même manière selon le parti auquel il appartient. De même, il a été montré qu'un contexte institutionnel trouble pouvait perturber l'électeur dans ses évaluations. En particulier, les responsabilités politiques peuvent être difficiles à établir dans le cas d'un gouvernement assuré par une coalition de partis ou dans le cas d'une cohabitation. Par ailleurs, si les individus ont une connaissance limitée des grandeurs macroéconomiques, ils ne peuvent évaluer correctement la politique économique du gouvernement sortant. Enfin, une critique plus radicale consiste à avancer que les électeurs peuvent tout aussi bien faire évaluations prospectives, c'est-à-dire anticiper les conséquences de la politique qui sera menée par la future majorité.

En dehors de ce clivage rétrospectif / prospectif, on trouve une autre opposition importante, confrontant comportement égotropique et comportement sociotropique. Dans le premier cas, les électeurs évaluent les performances économiques de leur point de vue personnel et, dans le second, du point de vue de l'ensemble de la société.

A côté de ces deux grandes dimensions du comportement électoral, on trouve des études sur la sophistication de l'électeur et son degré de mémoire ainsi que sur d'autres clivages de second plan comme la distinction entre évaluations affectives et évaluations cognitives.

Nous avons également mis en évidence quelques faits stylisés concernant le comportement de l'électeur français en examinant sur longue période deux types de sondages. Le premier concerne la priorité que les électeurs assignent à l'action du gouvernement. Sur la période 1974-2004, les électeurs, quelle que soit leur couleur politique, accordent la priorité à la lutte contre le chômage relativement à la lutte contre l'inflation. Cependant, les électeurs de gauche donnent une plus grande priorité à la lutte contre le chômage que les électeurs de droite, alors qu'aucune différence partisane n'est mise en évidence concernant l'inflation. Si l'on confronte ces souhaits aux valeurs réalisées de l'inflation et du chômage, il apparaît que l'attitude de l'électeur français est cohérente dans le sens où il est plus désireux de lutter contre le chômage et contre l'inflation lorsque ceux-ci sont élevés (et inversement). Le second type de sondage est une enquête sur les évaluations économiques des ménages (que nous avons assimilés aux électeurs). Sur la période 1965-2003, il ressort que les jugements prospectifs des Français sont extrapolés à partir de leurs jugements rétrospectifs. Par ailleurs, en comparant les évaluations rétrospectives et prospectives du chômage et de l'inflation aux valeurs réalisées, on constate que l'électeur français fait des jugements rétrospectifs de bonne qualité, ce qui n'est pas le cas des jugements prospectifs. De ces deux faits stylisés, on peut déduire que les conditions sont réunies pour que l'électeur français adopte un comportement rétrospectif un peu particulier que l'on qualifie généralement de "comportement rétrospectif à la Downs". Ceci va à l'encontre des observations réalisées par de nombreux auteurs aux États-Unis où il apparaît que l'électeur ne satisfait à aucune des deux conditions précitées.

Il est noter que l'exploitation de ces sondages sur longue période constitue, à notre connaissance, une première dans le cas français. Les faits stylisés mentionnés sont donc des faits stylisés inédits.

Si les électeurs sont sensibles aux conditions économiques, on peut penser que les gouvernants sont incités à adopter des comportements particuliers destinés à satisfaire les électeurs. Jusqu'au début des années 1970, les gouvernants étaient considérés dans les modèles économiques comme des planificateurs sociaux ou comme des dictateurs bienveillants maximisant une fonction de bien-être social coïncidant avec la fonction d'utilité de l'agent représentatif. Dès le début des années 1940, des auteurs vont rejeter cette vision idyllique de l'État et prêter des comportements plus calculateurs aux dirigeants politiques. Deux grands types de comportements vont être mis en évidence.

Le premier, qualifié d'opportuniste, caractérise des gouvernants qui, préoccupés uniquement par leur réélection, influent sur la conjoncture économique afin de présenter un bilan séduisant et ainsi satisfaire les électeurs.

Le deuxième fait jouer son rôle à l'idéologie et dote les gouvernants de comportements "partisans".

Dans les deux cas, ces comportements entraînent des distorsions et génèrent de l'instabilité. On parle de "cycles politico-économiques".

Dans le modèle de référence du cycle opportuniste, les gouvernants agissent sur le taux d'inflation et exploitent une relation de Phillips, ce qui leur permet de diminuer le chômage avant les élections mais qui nécessite ensuite une politique de rigueur pour stopper la surchauffe. C'est d'ailleurs sans doute parce que l'augmentation de l'inflation avant les élections mécontente certains électeurs que les gouvernants privilégient la satisfaction de leurs seuls électeurs et que des objectifs idéologiques apparaissent.

Dans le modèle de cycle partisan, les élections sont source d'incertitude et perturbent les agents qui rencontrent des difficultés pour former leurs anticipations et prendre leurs décisions. Ne sachant pas quel parti va être au pouvoir après les élections, les agents anticipent en conséquence un taux d'inflation situé entre le taux le plus faible annoncé (celui de la droite) et le taux le plus fort annoncé (celui de la gauche). Si un gouvernement de gauche est élu, le taux d'inflation pratiqué sera supérieur au taux d'inflation anticipé, ce qui va provoquer un choc inflationniste en début de mandat, donc une expansion de la production. Inversement, si la droite remporte les élections, le taux d'inflation pratiqué sera inférieur au taux d'inflation anticipé et on aura une récession en début de mandat. Les années sans élection, les anticipations des agents sont parfaites puisqu'il n'y a plus d'incertitude sur le type de politique menée. Il n'y a donc plus de choc inflationniste et on a le même niveau de production quel que soit le parti élu.

A mi-chemin entre le comportement opportuniste et le comportement partisan, on trouve un comportement pragmatique empruntant aux deux types précédents. Quand la popularité est supérieure à ce qu'ils considèrent comme nécessaire pour gagner les élections à venir, les dirigeants politiques peuvent se permettre d'entreprendre des politiques partisanes ; le comportement opportuniste passe au second plan. En revanche, si leur niveau de popularité est faible au point de leur faire craindre de perdre les prochaines élections, ils adoptent un comportement opportuniste et pratiquent des politiques censées augmenter leurs chances de réélection.

Sur le plan empirique, les cycles opportunistes sont surtout détectés dans les instruments de politique économique et non dans les résultats des politiques économiques. Pour les cycles

partisans, c'est plutôt l'inverse. Ceci est confirmé en partie par les faits stylisés que nous avons présentés pour le cas français. Si l'on examine les seules variables macroéconomiques pour lesquelles les modèles de référence de cycles politico-économiques ont des implications directes (inflation et chômage pour le modèle opportuniste, croissance pour le modèle partisan), on constate que le modèle opportuniste n'est absolument pas confirmé par les données françaises et ce, contrairement au modèle partisan.

Les modèles de comportement des gouvernants supposent que ceux-ci contrôlent parfaitement le taux d'inflation. Compte tenu de l'indépendance de plus en plus grande dont jouissent les banques centrales de nos jours, il convenait de s'interroger sur leur rôle dans la conduite de la politique monétaire et leur impact sur les cycles politico-économiques.

Tout d'abord, il semble à peu près établi qu'il existe, dans les pays industrialisés, une corrélation négative entre le taux d'inflation et le degré d'indépendance des banques centrales. On peut donc penser que, dans les pays qui ont une banque centrale indépendante, les cycles politico-économiques sont réduits. Les études théoriques arrivent généralement à la conclusion que seule une banque centrale totalement indépendante permet de les éliminer. Les études empiriques concluent quant à elles, la plupart du temps sur la foi d'études en coupes instantanées ou en données mélangées, à une amplitude des cycles d'autant plus faible que la banque centrale est indépendante. Cependant, lorsqu'on se penche sur le cas des États-Unis et de l'Allemagne, deux grands pays ayant depuis longtemps une banque centrale indépendante, les conclusions sont moins nettes. En effet, la présence de cycles politico-économiques est y attestée. L'indépendance de la banque centrale ne garantit donc pas l'absence de cycle.

Quels enseignements peut-on en tirer en ce qui concerne la Banque Centrale Européenne ? La BCE est sans doute la banque centrale la plus indépendante au monde. Le contrôle de l'inflation pour un pays membre semble par conséquent difficile, mais il n'est pas à exclure. En effet, des pressions sont toujours possibles. Il n'existe pas, à notre connaissance, de modèle analytique ou empirique se proposant d'étudier un marchandage international autour du taux d'inflation (faute sans doute d'un recul suffisant ou d'une période d'étude suffisamment longue). Par ailleurs, la possibilité d'une inflation non monétaire induite par la politique économique menée par les gouvernements nationaux doit être envisagée.

Une abondante littérature atteste ainsi de l'influence réciproque des facteurs politiques sur la conduite et les résultats des politiques économiques. Le fait que les modèles macroéconométriques les négligent contribue selon nous fortement à la médiocrité des prévisions

qui en découlent. Notre intuition est alors que leur prise en compte doit permettre d'améliorer la qualité des prévisions.

Afin de le vérifier, nous avons construit, estimé et exploité un modèle macroéconométrique prenant en compte le comportement des trois principaux acteurs du jeu politico-économique. Ce travail est exposé dans la seconde partie de la thèse qui s'ouvre par un chapitre méthodologique (chapitre 3).

Le modèle que nous avons élaboré, baptisé MUPPET pour "Modèle à l'Usage de la Prévision Politico-Economique Trimestrielle", a pour objet d'expliquer et de prévoir l'évolution des variables macroéconomiques et macropolitiques clés.

Nous avons choisi de modéliser trois variables politiques qui traduisent le soutien politique accordé par les agents aux gouvernants. Cette modélisation fait l'objet du chapitre 4 et concerne les suffrages reçus lors des élections, les sièges obtenus et la popularité politique. Considérant que ces variables appartiennent à la sphère politique, les économistes laissent généralement le soin aux politistes de les modéliser. C'est oublier que la première équation de vote et la première équation de popularité ont, précisément, été construites par des économistes. De plus, ces équations intéressent les économistes au premier chef puisque, comme l'a souligné le chapitre 2, elles sont fortement influencées par des déterminants économiques.

Notre équation de vote se fonde sur la théorie du comportement rétrospectif dont il a été montré au chapitre 2 qu'elle semble particulièrement bien adaptée au cas français. Les résultats de la majorité sortante au second tour des douze élections législatives de la cinquième République sont expliqués par l'évolution de la popularité du Premier ministre et par la croissance du PIB dans la période précédant le scrutin. Cette spécification, largement répandue, est complétée par la prise en compte de la cohabitation. Conformément à l'hypothèse de clarté des responsabilités, on montre que le poids de la variable économique est fortement atténué en cas d'exécutif divisé. On constate également que les variables économiques subjectives n'ont pas un pouvoir explicatif supérieur aux variables économiques objectives. Notre équation de vote présente par ailleurs plusieurs nouveautés par rapport aux équations existantes en France. Par exemple, l'impact des changements de base de la Comptabilité Nationale sur la variable de PIB est longuement discuté. A notre connaissance, ce problème n'avait jusque là jamais été abordé. Nous avons également calculé des probabilités de défaite de la majorité sortante et fait des comparaisons sur longue

période avec les prévisions issues de sondages d'intentions de vote, ce qui n'avait jamais été fait dans le cas français. Sur ce dernier point, on note une nette supériorité de notre équation.

Les suffrages obtenus constituent une variable importante mais ils ne permettent pas, dans un système représentatif majoritaire comme le nôtre, de déterminer directement la couleur de la majorité au pouvoir. C'est pour cela qu'il a été nécessaire de construire une équation de sièges permettant de transformer les voix en sièges. Nous avons testé plusieurs spécifications dont la loi du cube et une loi statistique (ce qui constitue une première dans le cas français pour un modèle agrégé). La relation économétrique leur était supérieure. Un résultat intéressant est que la modification de la règle électorale en 1986 est pertinente pour expliquer les sièges alors qu'elle ne l'était pas pour expliquer le vote. Ceci confirme que la modélisation du vote et la modélisation des sièges ne sont pas forcément identiques.

Les voix comme les sièges reflètent le soutien politique à des points très précis dans le temps (lors des consultations électorales). Il nous paraissait donc nécessaire d'avoir une mesure continue du soutien politique. Nous avons donc construit une équation de popularité qui se propose d'expliquer la popularité du Premier ministre. Cette popularité est exprimée par le rapport satisfaits sur mécontents. Ce choix, même s'il ne constitue pas une nouveauté dans le cas français, reçoit ici une justification forte. Retenir le niveau absolu de satisfaits comme mesure de la popularité peut en effet conduire à des méprises. Ainsi, pour un niveau de satisfaits donné, un gouvernement peut être populaire (niveau de satisfaits supérieur au niveau de mécontents) ou pas (niveau de mécontents supérieur au niveau de satisfaits). Dans notre équation, la popularité dépend principalement de la popularité retardée, du chômage et de l'effet d'état de grâce. Parmi les points intéressants concernant cette équation, on peut noter l'attention toute particulière qui a été portée à la vérification de la normalité des résidus. La plupart des études françaises font l'impasse sur ce diagnostic pourtant capital. On a pu voir ainsi que la popularité est sujette à des mouvements brusques qui, s'ils ne sont pas modélisés, provoquent des résidus élevés qui rendent la série des termes résiduels non normale.

MUPPET comporte également cinq variables endogènes économiques (chapitre 5).

La première est la croissance du PIB. Contrairement à ce qui est fait généralement dans les modèles macroéconométriques, nous avons choisi de modéliser la croissance du PIB par une équation de comportement et non par une équation de définition. Comme cadre théorique, nous avons choisi le modèle de référence de la théorie du cycle partisan, le modèle d'Alesina (1987). Nous l'avons amélioré en introduisant la possibilité d'une banque centrale indépendante et montré que seule une banque centrale totalement indépendante pouvait faire disparaître le cycle

politico-économique. L'équation estimée est une forme réduite de ce modèle. Elle suppose que la croissance française suit grosso modo la croissance internationale et ne s'en écarte que temporairement suite à la mise en place de politiques domestiques partisanes. Notre spécification est donc composée de la croissance de la zone OCDE Europe et de deux variables indicatrices rendant compte du cycle partisan, une pour l'arrivée de chacune des sensibilités politiques au pouvoir. Après estimation, il ressort que cette simple spécification a un pouvoir explicatif très fort. Elle met en évidence des effets partisans d'une durée de six trimestres et également une asymétrie notable : en termes de croissance, la gauche rapporte environ deux fois plus que la droite ne coûte.

Notre deuxième variable est la croissance du PIB de la zone OCDE Europe qui constitue, selon notre modèle, le principal déterminant de la croissance française. Nous avons opté pour une modélisation ARIMA. Cette modélisation ne faisant appel qu'à une seule série, cela nous a permis de restreindre l'étendue de notre modèle et donc d'en garder un meilleur contrôle. Il a par ailleurs été vérifié qu'il n'y avait pas de biais d'endogénéïté entre les deux variables de croissance du PIB. En effet, on aurait pu penser que le fait que la croissance française soit expliquée par la croissance internationale et que celle-ci résulte en partie de la croissance française soit source de problèmes économétriques dans les estimations. Au vu du test effectué, cela ne semble pas être le cas.

La troisième variable économique de MUPPET est une variable de prix dont la modélisation repose sur la relation de Phillips. La spécification de cette dernière a connu une évolution importante depuis son apparition à la fin des années 1950. Elle a atteint aujourd'hui une certaine maturité qui est synthétisée par le modèle triangulaire de Gordon (1997). Selon ce modèle, l'inflation dépend de trois facteurs : l'inflation anticipée, un indicateur de pression conjoncturelle sur la demande et des chocs d'offre. Tout d'abord, si les agents anticipent une forte inflation, ils vont demander des augmentations de salaires en conséquence, ce qui va provoquer au final de l'inflation. Ensuite, si le chômage est élevé, les salariés ont un pouvoir de négociation plus faible et exigent donc des hausses de salaires modérées ce qui freine l'inflation. Enfin, si un choc d'offre frappe l'économie, il en résulte une inflation qui échappe aux deux premières explications. La modélisation canonique consiste à retenir des termes retardés pour l'inflation anticipée, l'écart entre le taux de chômage et son taux naturel ou son taux passé pour la pression sur la demande et des variables indicatrices ou représentatives des chocs comme, par exemple, le prix du pétrole pour modéliser les chocs pétroliers. Notre spécification comprend quatre termes d'inflation retardés, l'écart entre le taux de chômage et son taux passé et deux séries de variables indicatrices : une pour les plans lutte contre l'inflation menés dans les années 1970 et

1980 et l'autre pour les chocs sur le prix de l'énergie (chocs pétroliers de 1973 et 1979 et contre-choc pétrolier de 1986). Cette spécification est complétée par les facteurs politiques qui n'appartiennent à aucune des trois catégories de déterminants identifiés par Gordon (1997). En effet, selon les modèles de cycles partisans, les gouvernants agissent sur le taux d'inflation pour diminuer le chômage. Après estimation, il ressort que ce "modèle quadrangulaire" est parfaitement adapté pour expliquer l'évolution du taux d'inflation en France depuis le début des années 1970. La variable de chômage est bien significative en vertu de la relation de Phillips originelle. Une spécification alternative utilisant le taux de chômage naturel estimé par le filtre d'Hodrick-Prescott a été proposée sans que cela n'améliore les résultats. On pourra à ce propos regretter la non-mise en œuvre d'une technique plus sophistiquée comme le filtre de Kalman par exemple tout en gardant à l'esprit que ce genre de méthodes a aussi ses limites. Concernant les variables indicatrices, on observe que les plans de lutte contre l'inflation ont tous été efficaces (même si cette efficacité n'a été que temporaire) et que les chocs sur le prix de l'énergie expliquent les déplacements observés de la courbe de Phillips. Pour ces derniers, des faits stylisés faisaient apparaître des déplacements d'une ampleur semblable en 1973, 1979 et 1986. Ceci est confirmé par notre estimation dans laquelle les coefficients associés aux variables indicatrices de ces déplacements sont très proches. En ce qui concerne les effets partisans, les résultats font écho à ceux obtenus pour la croissance du PIB : dans les cinq trimestres qui suivent l'élection d'un gouvernement de gauche (respectivement, de droite), l'inflation est plus élevée (respectivement, plus faible). On note également que les effets partisans mis en évidence sont "nets" de l'inflation anticipée (puisqu'elle est prise en compte explicitement dans l'équation estimée) comme cela est le cas dans le modèle d'Alesina (1987). Pour conclure sur les effets partisans, on peut noter que MUPPET se distingue des relations politico-économiques estimées habituellement pour l'inflation. En effet, dans la plupart des tests des cycles partisans, comme d'ailleurs des cycles opportunistes, l'inflation est simplement expliquée par un modèle ARMA (ARIMA dans le meilleur des cas) augmenté des facteurs politiques. Ici, la modélisation repose sur une spécification complète assise sur une théorie solide.

La quatrième et avant-dernière variable est le chômage. Comme pour la variable précédente, sa modélisation repose sur une régularité statistique, la "loi d'Okun", qui lie négativement taux de chômage et taux de croissance du PIB. Plusieurs spécifications de cette relation peuvent être proposées selon que la variable expliquée est le taux de chômage, le taux de chômage en écart par rapport à son taux naturel, ou encore la variation du taux de chômage sur un trimestre ou sur un an. Les deux premières ayant été écartées (non-stationnarité du taux de chômage et impossibilité d'endogénéiser le taux de chômage naturel dans notre modèle), la quatrième a été finalement

retenue eu égard à la supériorité qu'elle offrait en termes de pouvoir explicatif. Après estimation, il ressort que la loi d'Okun est pertinente pour expliquer l'évolution du chômage en France sur la période 1979-2003. Nous avons complété cette spécification en incluant des facteurs politiques et il est logiquement apparu une forte multicolinéarité puisque ceux-ci étaient déjà pris en compte dans le taux de croissance du PIB.

Enfin, notre dernière variable est une variable budgétaire. Les quatre premières variables économiques étaient des variables de résultat de politique économique et non d'instrument de politique économique. Or, les cycles opportunistes par exemple, lorsqu'ils existent, sont généralement détectés dans cette dernière classe de variables. Qui plus est, les modèles macroéconomiques considèrent les instruments de politique économique comme exogènes. En vertu de notre volonté d'endogénéiser le comportement de l'État, il nous paraissait important de modéliser au moins l'une de ses variables de commande. Nous avons choisi le solde des finances publiques car, d'une part, cette variable représente en quelque sorte un résumé des deux autres variables budgétaires de premier plan (les dépenses et les recettes publiques) et d'autre part, cette variable a reçu une attention grandissante ces dernières années en raison du rôle que lui attribue le Pacte de Stabilité et de Croissance. La spécification de l'équation à estimer emprunte à trois théories : l'inertie des finances publiques, la politique contra-cyclique et les cycles politico-économiques. Selon la première, le solde budgétaire dépend fortement de sa valeur passée. Ceci provient du fait que l'essentiel des dépenses est reconduit d'une année sur l'autre. On peut également faire le lien avec la théorie de l'incrémentalisme budgétaire selon laquelle l'administration, hostile au risque et aux changements, procède à des ajustements budgétaires lents. Selon la théorie de la politique contra-cyclique, la situation des finances publiques se détériore en période de ralentissement économique et s'améliore dans le cas contraire. Enfin, selon la théorie du cycle opportuniste, les années d'élections et/ou les années précédentes sont des années de dégradation du solde des finances publiques car les gouvernants veulent satisfaire les électeurs en augmentant les dépenses publiques et/ou en diminuant les impôts. Selon la théorie du cycle partisan, les gouvernements de gauche ont un programme plus coûteux et sont donc plus dépensiers que les gouvernements de droite. Après estimation sur la période 1970-2003, l'impact des deux premières théories est confirmé. En revanche, seul le cycle opportuniste se retrouve dans les données françaises : le solde des finances publiques est plus faible les années d'élections.

MUPPET est donc un ensemble d'équations décrivant, en partie, la sphère économique et la sphère politique. Il comporte quelques mécanismes simples qui ont un fort pouvoir explicatif.

Économie et politique sont étroitement imbriquées et ce modèle, qui explore les interactions souvent complexes et toujours fortes entre ces deux domaines, est donc un modèle d'économie politique. Il s'inscrit dans une tendance contemporaine de la recherche en macroéconomie qui vise à mieux comprendre les phénomènes économiques en considérant qu'ils sont influencés par des facteurs politiques.

Du point de vue économétrique, MUPPET prend en compte les avancées théoriques récentes (stationnarité et cointégration) sans oublier de traiter les problèmes standard (auto-corrélation, hétéroscédasticité et non-normalité des résidus, phénomène ARCH, multicolinéarité). Des efforts ont également été faits pour tester la stabilité du modèle même si on peut regretter que le test privilégié n'ait pas été applicable à toutes les équations estimées. Cependant, cette absence de test est compensée par les exercices de simulations. En effet, si les simulations historiques étaient surtout destinées à vérifier l'adéquation du modèle aux données, les prévisions *ex post* statiques ont, selon nous, valeur de test de stabilité car elles montrent la sensibilité du modèle à l'inclusion d'une observation supplémentaire. Cela a permis de voir que l'ajout d'observations ne faisait pas exploser le modèle et que les coefficients ne généraient pas des prévisions farfelues. La seule équation sur laquelle on peut émettre des doutes de ce point de vue là est l'équation de prix. Toujours sur le plan économétrique, on pourrait envisager, une fois que les tests seront au point, une détection plus précise de la non-stationnarité, ainsi qu'une exploration plus approfondie de la possibilité de racine fractionnaire.

Nous avons également procédé à une variante politique, une idée empruntée à Robert Erikson, Michael MacKuen et James Stimson (chapitre 6). Il s'agit de modifier une variable politique pour en étudier les conséquences sur l'ensemble du modèle. Cette simulation constitue, à notre connaissance, une première dans le cas français. Nous avons choisi d'inverser le sens d'un résultat électoral et avons considéré que la gauche avait remporté les élections législatives de 2002. Compte tenu de la forte influence des effets partisans dans le modèle, cela permet de bien voir son fonctionnement global : le supplément de croissance du PIB entraîne une baisse du chômage donc une hausse de la popularité. L'inflation est également plus élevée (conjonction de la baisse du chômage et des effets partisans directs) tout comme le solde des finances publiques. Ce dernier résultat est plus atypique. Alors que, selon la plupart des études, la situation des finances publiques se dégrade lorsqu'un gouvernement de gauche est au pouvoir, notre modèle suggère le contraire. Cela provient du fait que lorsque la gauche arrive au pouvoir, il y a une expansion de

l'économie et une baisse du chômage. En vertu de la politique contra-cyclique, comme le chômage est moins élevé, l'État dépense moins et la situation des finances publiques s'améliore.

Tant par ses objectifs que les moyens qu'il met en œuvre pour les atteindre, MUPPET emprunte beaucoup à deux modèles.

Le premier est celui de d'Alberto Alesina, John Londregan et Howard Rosenthal. MUPPET et ce modèle partagent notamment le même noyau : l'articulation vote / croissance du PIB. Cependant, MUPPET possède une dimension supplémentaire par rapport à son cousin américain : il génère des prévisions sur l'ensemble des variables qu'il modélise.

Cette dimension est présente dans l'autre modèle proche de MUPPET, le modèle de Poitiers, et sa version simplifiée, le modèle de Daniel Goyeau. Mais ce modèle, s'il détaille le comportement opportuniste de manière très fine, ne dit rien sur le comportement partisan. MUPPET prend, lui, en compte les deux types de comportements. De même, le modèle de Poitiers ne comporte pas, contrairement à MUPPET, d'équation de vote.

MUPPET est ainsi, à notre connaissance, le seul modèle existant qui, à la fois, prenne en compte la couleur politique des gouvernants et qui puisse être utilisé à des fins de prévision.

Sur la forme, certains développements apparaîtront peut-être un peu longs. Notamment, quelques parties des bilans de la littérature confinent parfois à l'histoire de la pensée. Il nous paraissait cependant nécessaire de rentrer dans le détail des études pour avoir une meilleure compréhension des mécanismes qu'elles renferment. Nous pensons en effet, à l'instar d'Isaac Newton qui disait "si j'ai vu plus loin que les autres, c'est en étant assis sur les épaules des géants", qu'un travail théorique comme empirique sérieux se construit à partir d'une revue de la littérature fouillée.

Maintenant, comment être simple sans caricaturer ? Le souci de parcimonie est inscrit dans la philosophie de MUPPET. Le nombre réduit d'équations permet en effet de garder un total contrôle du modèle. Cette simplicité du modèle renferme une sorte de message : pas besoin d'équations très compliquées pour expliquer certains phénomènes. Pour citer Lawrence Summers, "les tests empiriques qui inspirent le plus de confiance et qui sont le fondement le plus sûr de la théorie sont ceux qui n'ont pas besoin, pour être perçus, d'une analyse statistique sophistiquée [...] De bonnes données disent ce qu'elles ont à dire quelle que soit la façon dont elles sont analysées [...] Les physiciens ne se battent pas pour découvrir une façon plus élaborée d'observer la chute des pommes" (Summers, 1991, 146).

La qualité d'un modèle ne se juge pas à l'aune de son nombre d'équations ou de la complexité des relations estimées mais à l'aune de ses erreurs de prévision.

Les prévisions *ex post* dynamiques, certes calculées sur une période réduite (six trimestres en 2002 et 2003) imposée par la disponibilité de données homogènes, ont montré que MUPPET prévoyait relativement bien les tendances (80 % des points de retournement). Lorsqu'on examine les prévisions dans le détail, on note une forte erreur de prévision (ampleur et sens) pour la croissance du PIB au premier trimestre de 2003. Pour les variables non trimestrielles, pour lesquelles on ne possède qu'une seule prévision, on constate deux prévisions de très bonne qualité : le vote lors des élections législatives de 2002 et le solde des finances publiques cette année-là. Pour les sièges obtenus à l'Assemblée Nationale, c'est un peu moins bon mais la couleur politique de la future majorité est correctement prévue. Confronté aux prévisions de l'OCDE et de l'INSEE, MUPPET obtient des résultats tout à fait corrects. Chacun des modèles a des points forts et des points faibles selon la période et les variables et aucun ne domine systématiquement les autres. Notons toutefois que MUPPET supplante nettement l'OCDE pour la prévision (annuelle) du solde des finances publiques en 2002 et l'INSEE pour les prévisions trimestrielles de croissance du PIB. Notamment, pour ce dernier point, et même si un artefact n'est pas à exclure, MUPPET prévoyait, quatre trimestres avant, la récession du deuxième trimestre de 2002 alors que l'INSEE prévoyait une croissance soutenue pour ce trimestre et ce, avec seulement un trimestre d'avance. On notera également que l'INSEE comme l'OCDE possèdent, compte tenu du délai de publication de leurs prévisions, un net avantage informationnel sur MUPPET.

Du point de vue de la qualité des prévisions, MUPPET n'a donc pas à rougir. En effet, s'il ne fait pas mieux que les grands organismes, il obtient des performances semblables en mobilisant beaucoup moins de moyens. Au final, il témoigne de ce qu'un petit modèle politico-économique peut faire aussi bien qu'un modèle de grande taille purement économique.

Pour autant, il ne s'agit pas de minimiser le travail colossal des équipes des grands organismes de prévision. L'absence des facteurs politiques dans leurs modèles, c'est l'arbre mort qui masque la forêt luxuriante. En effet, ces modèles, par leur niveau de désagrégation très fin, autorisent des analyses que MUPPET ne permet pas. MUPPET n'a donc pas vocation à se substituer aux modèles macroéconomiques existants. Il doit être considéré pour ce qu'il est fondamentalement : le résultat d'un travail intellectuel exploratoire appuyé sur une conviction forte, celle que les facteurs politiques comptent dans l'explication des phénomènes économiques.

Annexes

Annexe 1 : Prévision de l'OCDE pour la croissance semestrielle du PIB français (Source : *Perspectives économiques de l'OCDE*)

Semestre de publication	Prévision pour le semestre…						
	s-2	s-1	s	s+1	s+2	s+3	s+4
67-1	4,0	4,0	3,0	3,5	-	-	-
67-2	-	3,9	3,6	3,8	-	-	-
68-1	4,4	4,5	-	-	-	-	-
68-2	-	-5,0	19,0	-	-	-	-
69-1	-3,7	21,1	4,5	3,5	3,5	-	-
69-2	21,3	5,1	3,3	4,3	4,3	-	-
70-1	5,0	5,7	5,5	5,3	5,3	-	-
70-2	6,1	5,7	5,3	5,8	6,0	-	-
71-1	6,0	5,2	5,5	5,8	6,0	-	-
71-2	5,2	5,7	5,3	5,3	-	-	-
72-1	4,1	5,6	5,0	5,0	5,5	-	-
72-2	7,0	5,0	5,0	6,3	6,0	-	-
73-1	4,9	5,8	6,0	6,0	6,0	-	-
73-2	5,6	6,5	6,0	5,5	5,5	-	-
74-1	6,6	5,5	4,8	4,5	4,3	-	-
74-2	5,4	4,5	4,3	3,0	1,8	-	-
75-1	4,3	2,5	0,0	1,5	2,0	-	-
75-2	-0,1	-5,0	2,5	3,3	3,0	-	-
76-1	-5,9	2,4	9,3	4,5	4,5	-	-
76-2	2,8	7,0	3,0	3,0	2,8	-	-
77-1	6,2	3,5	2,8	3,0	3,0	-	-
77-2	3,5	3,0	2,5	3,3	3,5	-	-
78-1	3,6	2,6	3,5	3,8	3,8	-	-
78-2	2,7	3,4	2,8	3,8	3,5	-	-
79-1	3,8	2,8	3,3	3,0	3,0	-	-
79-2	2,8	3,0	3,0	1,8	1,5	-	-
80-1	3,2	4,3	1,8	0,8	0,5	-	-
80-2	-	1,2	0,5	1,0	2,0	2,3	-
81-1	-	-0,4	-0,8	0,3	2,0	2,5	-
81-2	-	0,2	2,3	2,5	3,0	3,0	-
82-1	-	1,5	2,3	3,0	2,3	2,3	-
82-2	-	1,4	0,3	0,3	1,3	1,5	-
83-1	-	0,7	-0,5	-1,0	0,8	1,0	-
83-2	-	1,2	-1,0	0,3	0,8	1,5	-
84-1	-	1,0	1,0	1,5	1,8	2,0	-
84-2	-	2,1	1,3	2,0	2,3	2,0	-
85-1	-	1,0	0,8	2,0	2,0	1,8	-
85-2	-	0,0	2,8	1,8	1,8	1,5	-
86-1	-	3,1	2,3	2,8	2,5	2,3	-
86-2	-	1,3	2,3	2,3	2,3	2,0	-
87-1	-	2,0	0,5	2,3	2,0	1,8	-
87-2	-	1,1	2,0	1,3	1,3	1,3	1,5
88-1	1,0	3,4	1,5	1,8	1,8	2,0	-
88-2	-	3,5	3,8	2,8	2,5	2,5	2,5
89-1	3,6	2,9	3,3	3,0	2,5	2,5	-
89-2	-	3,5	3,5	3,0	2,9	2,8	2,7
90-1	4,5	2,5	3,4	3,1	2,8	2,8	-
90-2	-	2,1	3,0	2,0	2,3	2,6	2,7
91-1	3,1	2,0	0,6	2,6	2,7	2,9	-
91-2	-	0,9	2,2	1,9	2,4	2,7	2,8
92-1	0,6	2,9	1,7	2,0	2,7	3,0	-
92-2	-	2,1	0,6	1,6	2,4	2,9	3,1
93-1	1,7	0,2	-1,2	-0,5	1,7	3,0	-
93-2	-	-1,7	0,3	1,0	2,1	2,7	3,1
94-1	-2,0	0,9	2,0	2,4	3,0	3,3	-
94-2	-	2,4	3,0	3,0	3,3	3,2	3,2
95-1	3,3	3,6	2,5	3,4	3,1	3,1	-
95-2	-	2,8	1,2	2,4	2,6	2,7	2,8
96-1	2,4	-0,3	1,3	1,8	2,5	2,6	-
96-2	-	1,5	2,2	2,5	2,6	2,6	2,6
97-1	2,1	1,5	2,7	2,9	2,8	2,8	-
97-2	-	1,9	3,6	2,6	2,7	2,8	2,7
98-1	2,1	3,8	2,7	2,7	2,9	2,9	-
98-2	-	2,9	3,0	2,2	2,3	2,7	2,7
99-1	3,3	2,4	2,1	2,4	2,7	2,7	-
99-2	-	2,0	3,2	2,9	2,9	2,9	2,9
00-1	2,8	3,5	3,9	3,3	2,8	2,8	-
00-2	-	3,2	3,1	2,7	2,8	2,5	2,2
01-1	3,0	2,8	2,6	2,5	2,7	2,7	-
01-2	-	2,0	0,8	1,4	3,1	3,1	2,9
02-1	2,0	1,0	1,1	2,5	3,1	3,1	-
02-2	-	1,1	1,6	1,8	2,2	3,1	3,0
03-1	1,5	1,3	1,0	1,4	3,0	2,9	-

Annexe 2 : Prévision de l'OCDE pour la croissance annuelle du PIB français

(Source : *Perspectives économiques de l'OCDE*)

Année t	Date de la publication				
	Décembre t	Juin t	Décembre t-1	Juin t-1	Décembre t-2
1967	3,8	3,5	-	-	-
1968	3,0	3,5	4,5	-	-
1969	8,3	8,0	5,8	-	-
1970	5,8	5,5	4,0	-	-
1971	5,5	5,5	5,8	-	-
1972	5,5	5,0	5,3	-	-
1973	6,3	6,0	6,0	-	-
1974	4,8	4,8	5,5	-	-
1975	-2,0	1,0	3,0	-	-
1976	5,0	6,3	3,0	-	-
1977	3,0	3,0	3,0	-	-
1978	3,0	3,5	3,5	-	-
1979	3,0	3,0	3,5	-	-
1980	1,8	2,0	2,3	-	-
1981	0,5	-0,5	-0,5	-	-
1982	3,0	2,3	2,5	1,8	-
1983	0,5	-0,5	0,0	2,5	-
1984	1,8	1,3	0,0	0,5	-
1985	1,0	1,3	2,0	1,8	-
1986	2,0	2,5	2,0	2,0	-
1987	1,5	2,0	2,3	2,5	-
1988	3,5	2,0	1,5	1,5	-
1989	3,4	3,0	3,0	1,8	1,3
1990	2,5	3,1	3,1	2,8	2,5
1991	1,4	1,4	2,3	2,9	2,8
1992	1,9	2,0	2,1	2,7	2,6
1993	-0,9	-0,7	1,6	2,6	2,7
1994	2,2	1,8	1,1	1,5	2,8
1995	2,7	3,0	3,1	2,9	2,7
1996	1,3	1,0	2,2	3,2	3,2
1997	2,3	2,5	2,5	2,4	2,7
1998	3,1	2,9	2,9	2,8	2,6
1999	2,3	2,3	2,4	2,8	2,8
2000	3,3	3,7	2,6	2,6	2,6
2001	2,0	2,6	2,9	2,9	2,9
2002	1,0	1,4	1,6	2,7	2,5
2003	0,1	1,2	1,9	3,0	3,0
2004	2,1	2,0	1,7	2,6	2,9
2005	-	-	2,0	2,6	2,4
2006	-	-	-	-	2,3

Annexe 3 : Prévision de l'INSEE pour la croissance trimestrielle du PIB français (Source : *Note de Conjoncture* et *Point de Conjoncture*)

Trimestre de publication	Prévisions pour le trimestre…														
	t-12	t-11	t-10	t-9	t-8	t-7	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2
1990-2	-	-	-	1,2	0,3	1,1	0,8	1,5	0,6	0,5	0,7	0,7	0,5	0,9	0,9
1990-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1990-4	-	-	-	-	-	1,4	0,9	0,5	0,7	0,8	0,2	1,1	0,5	0,5	0,2
1991-1	1,2	0,5	0,9	0,9	1,3	0,8	0,6	0,9	0,9	0,2	1,3	-0,1	-	-	-
1991-2	-	-	-	1,4	0,7	0,6	1,0	1,0	0,1	0,9	-0,1	0,2	0,4	0,9	0,5
1991-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1991-4	-	-	-	-	-	1,4	0,0	0,7	-0,2	0,2	0,7	0,8	0,6	0,4	0,8
1992-1	1,5	0,7	0,5	1,0	1,4	0,0	0,6	-0,3	0,3	0,7	0,8	0,0	-	-	-
1992-2	-	-	-	1,4	-0,2	0,5	-0,1	0,1	0,5	1,1	0,1	1,0	0,4	0,7	0,6
1992-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1992-4	-	-	-	-	-	0,1	0,7	1,0	0,2	0,8	0,2	0,5	0,1	0,1	0,4
1993-1	1,3	-0,1	0,5	-0,2	-0,1	0,7	0,9	0,2	0,7	0,3	0,4	-0,3	-	-	-
1993-2	-	-	-	-0,2	0,5	0,7	0,1	0,8	0,1	0,1	-0,3	-0,5	-0,1	-0,1	0,3
1993-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1993-4	-	-	-	-	-	0,8	0,0	0,1	-0,4	-0,7	0,2	0,2	0,1	0,2	0,4
1994-1	-0,3	0,4	0,7	0,4	0,7	-0,1	0,2	-0,3	-0,9	0,2	0,4	0,2	-	-	-
1994-2	-	-	-	0,7	-0,2	0,0	-0,3	-1,0	0,2	0,3	0,0	0,5	1,1	0,6	0,6
1994-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1994-4	-	-	-	-	-	-1,1	0,2	0,2	0,1	0,8	1,1	0,7	0,6	1,0	0,7
1995-1	0,6	-0,2	0,0	-0,2	-1,0	0,2	0,1	0,1	0,9	1,3	0,8	0,6	-	-	-
1995-2	-	-	-	-1,3	0,0	0,1	0,2	0,9	1,3	0,9	0,8	0,7	0,6	0,7	0,9
1995-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1995-4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1996-1	-1,2	0,1	0,2	0,2	0,8	1,5	0,9	1,0	0,7	0,2	0,2	-0,3	-	-	-
1996-2	-	-	-	0,6	1,6	0,8	1,0	0,7	0,1	0,1	-0,4	1,2	-0,3	0,8	0,5
1996-3	-	-	0,6	1,7	0,8	1,0	0,6	0,1	0,2	-0,4	1,1	-0,4	1,0	0,4	-
1996-4	-	-	-	-	-	0,5	0,1	0,2	-0,5	1,1	-0,2	0,9	0,2	0,2	1,2
1997-1	-	-	-	-	0,5	0,1	0,2	-0,5	1,2	-0,1	0,8	0,2	0,2	1,2	-
1997-2	-	-	-	0,3	0,1	0,2	-0,3	1,3	-0,2	0,8	0,2	0,2	1,2	0,7	1,0
1997-3	-	-	0,3	0,1	0,2	-0,3	1,3	-0,2	0,8	0,2	0,3	1,0	0,9	0,9	-
1997-4	-	-	-	-	-	1,3	-0,1	0,8	0,3	0,3	1,1	0,9	0,8	0,7	0,7
1998-1	-	-	-	-	1,3	-0,1	0,9	0,3	0,3	1,1	0,9	0,8	0,8	0,7	-
1998-2	-	-	-	1,3	-0,1	0,8	0,3	0,2	1,1	0,9	0,8	0,6	0,8	1,0	0,7
1998-3	-	-	1,4	-0,1	0,8	0,3	0,2	1,1	0,9	0,8	0,7	0,6	0,9	0,6	-
1998-4	-	-	-	-	-	0,2	1,1	0,9	0,8	0,7	0,8	0,5	0,6	0,3	0,6
1999-1	-	-	-	-	0,1	1,2	0,9	0,8	0,8	0,9	0,4	0,7	0,3	0,6	-
1999-2	-	-	-	0,4	0,7	0,8	1,1	0,8	0,8	0,3	0,7	0,3	0,5	0,6	0,7
1999-3	-	-	0,4	0,7	0,8	1,1	0,9	0,9	0,5	0,6	0,4	0,6	0,9	0,8	-
1999-4	-	-	-	-	-	0,9	0,8	0,4	0,7	0,4	0,8	1,0	1,1	0,7	0,8
2000-1	-	-	-	-	0,9	0,9	0,4	0,7	0,4	0,8	1,0	0,9	0,9	0,9	-
2000-2	-	-	-	0,9	0,9	0,5	0,8	0,5	0,8	1,0	0,9	0,7	1,0	0,9	0,9
2000-3	-	-	0,9	0,8	0,6	0,6	0,6	0,8	1,0	1,0	0,7	0,7	0,8	0,7	-
2000-4	-	-	-	-	-	0,6	0,8	1,0	1,0	0,6	0,8	0,7	0,7	0,7	0,8
2001-1	-	-	-	-	0,7	0,9	1,0	1,1	0,6	0,7	0,6	0,9	0,8	0,7	-
2001-2	-	-	-	0,8	0,9	1,0	1,1	0,6	0,7	0,8	0,8	0,5	0,4	0,4	0,5
2001-3	-	-	0,9	0,8	0,9	1,1	0,7	0,7	0,8	0,8	0,4	0,3	0,3	0,3	-
2001-4	-	-	-	-	-	0,8	0,9	0,7	0,9	0,4	0,2	0,5	0,0	0,1	0,4
2002-1	-	-	-	-	0,8	0,9	0,6	1,0	0,4	0,2	0,5	-0,1	0,3	0,5	-
2002-2	-	-	-	1,1	0,9	0,5	1,3	0,3	-0,1	0,5	-0,4	0,4	0,8	0,7	0,7
2002-3	-	-	1,1	0,8	0,5	1,3	0,3	-0,1	0,5	-0,5	0,5	0,5	0,4	0,4	-
2002-4	-	-	-	-	-	0,4	-0,1	0,4	-0,4	0,6	0,4	0,2	0,3	0,4	0,6
2003-1	-	-	-	-	0,4	-0,1	0,3	-0,3	0,7	0,4	0,3	0,2	0,3	0,3	-
2003-2	-	-	-	0,6	-0,1	0,4	-0,3	0,7	0,5	0,3	-0,1	0,3	0,1	0,3	0,4
2003-3	-	-	0,5	0,0	0,4	-0,3	0,7	0,7	0,2	-0,2	0,1	-0,3	0,2	0,4	-
2003-4	-	-	-	-	-	0,7	0,7	0,2	-0,3	0,1	-0,3	0,4	0,6	0,7	0,5
2004-1	-	-	-	-	0,7	0,7	0,3	-0,3	0,0	-0,4	0,4	0,5	0,5	0,6	-
2004-2	-	-	-	0,8	0,6	0,1	-0,1	0,2	-0,3	0,6	0,6	0,8	0,5	0,6	0,5
2004-3	-	-	0,8	0,5	0,2	-0,1	0,2	-0,4	0,7	0,5	0,8	0,7	0,5	0,6	-
2004-4	-	-	-	-	-	0,2	-0,5	1,0	0,6	0,7	0,6	0,1	0,6	0,5	0,4

Annexe 4 : Prévision officielle pour la croissance annuelle du PIB français

(Sources : Dubois et Janci (1994) pour 1972-1992 et *Rapport Économique, Social et Financier* pour 1993-2005)

Année t	Prévision en septembre t-1
1972	5,2
1973	5,8
1974	5,5
1975	4,2
1976	4,7
1977	4,8
1978	4,5
1979	3,7
1980	2,5
1981	1,6
1982	3,3
1983	2,0
1984	1,0
1985	2,0
1986	2,1
1987	2,8
1988	2,2
1989	2,7
1990	3,0
1991	2,7
1992	2,2
1993	2,6
1994	1,4
1995	3,1
1996	2,8
1997	2,3
1998	3,0
1999	2,7
2000	2,8
2001	3,3
2002	2,5
2003	2,5
2004	1,7
2005	2,5

Annexe 5 : Sources pour les différentes bases du PIB

Base 1956 :

Bournay, J., G. Laroque et O. Maigne (1979) Comptes trimestriels 1949-1959, *Collections de l'INSEE*, volume C-70.

Repris dans INSEE (1981a) sur une période plus étendue 1946-1962.

Base 1962 :

Laroque, G., B. Le Calvez et P. Nasse (1975) Comptes trimestriels, méthodes statistiques et séries rétrospectives, *Collections de l'INSEE*, volume C-40.

Base 1971 :

INSEE (1981a) *Le mouvement économique en France, 1949-1979*.

INSEE (1981b) Les comptes nationaux trimestriels en base 1971 du premier trimestre 1963 au premier trimestre 1981, *Archives et documents*, n°29 et 30.

INSEE (1983) Les comptes nationaux trimestriels, 1963-1983, *Archives et documents*, n°103.

INSEE (1985) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1963-1984, *Archives et documents*, n°136.

INSEE (1986) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1963-1985 base 1971, *Archives et documents*, n°176.

Base 1980 :

INSEE (1987) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1977-1986 base 1980, *Archives et documents*, n°215.

INSEE (1988) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1987 base 1980, *Archives et documents*, n°259.

INSEE (1989) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1988 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°6.

INSEE (1990) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1989 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°19-20.

INSEE (1991) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1990 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°42-43.

INSEE (1992) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1991 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°60-61.

INSEE (1993) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1992 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°75-76.

INSEE (1994) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1993 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°99-100.

INSEE (1995) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1994 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°119-120.

INSEE (1996) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1995 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°136-137.

INSEE (1997) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1996 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°158-159.

INSEE (1998) Les comptes nationaux trimestriels, séries longues 1970-1997 en base 1980, *INSEE Résultats, série Économie Générale*, n°170-171.

Annexe 6 : Les données utilisées pour l'estimation de MUPPET

Le tableau ci-dessous présente les données utilisées pour estimer les équations trimestrielles de notre modèle. Ces données concernent les seules variables finalement retenues. Par ailleurs, les variables indicatrices, définies dans le texte, ne sont pas indiquées.

	PIB France série brute	PIB_FR_t	Taux de chomage	CHO_t-CHO_{t-1}	CHO_t-CHO_{t-4}	PIB OCDE Eur. série brute	PIB_OE_t	Indice des prix à la consommation	INF_t	POP_t
1971:4	-	-	2,79	-	-	-	-	-	-	2,50
1972:1	-	-	2,81	0,01	-	-	-	-	-	1,85
1972:2	-	-	2,84	0,04	-	-	-	-	-	1,70
1972:3	-	-	2,84	0,00	-	-	-	-	-	2,20
1972:4	-	-	2,74	-0,10	-	-	-	-	-	1,78
1973:1	-	-	2,62	-0,12	-	-	-	22,52	-	1,52
1973:2	-	-	2,63	0,01	-	-	-	22,95	1,93	1,38
1973:3	-	-	2,77	0,15	-	-	-	23,51	2,42	1,52
1973:4	-	-	2,72	-0,06	-	-	-	24,14	2,70	1,05
1974:1	-	-	2,72	0,00	-	-	-	25,08	3,89	0,93
1974:2	-	-	2,60	-0,11	-	-	-	26,06	3,90	1,70
1974:3	-	-	2,90	0,30	-	-	-	26,92	3,28	1,52
1974:4	-	-	3,42	0,52	-	-	-	27,77	3,18	1,13
1975:1	-	-	3,70	0,28	-	-	-	28,59	2,93	1,26
1975:2	-	-	4,22	0,52	-	-	-	29,23	2,26	1,22
1975:3	-	-	4,46	0,24	-	-	-	29,86	2,14	1,12
1975:4	-	-	4,43	-0,03	-	-	-	30,53	2,24	1,18
1976:1	-	-	4,55	0,12	-	-	-	31,33	2,63	1,19
1976:2	-	-	4,58	0,04	-	-	-	31,98	2,08	0,95
1976:3	-	-	4,48	-0,10	-	-	-	32,69	2,22	1,11
1976:4	-	-	4,52	0,04	-	-	-	33,57	2,70	0,59
1977:1	-	-	4,91	0,39	-	-	-	34,17	1,77	0,97
1977:2	-	-	5,32	0,41	-	-	-	35,13	2,81	0,78
1977:3	-	-	5,36	0,04	-	-	-	35,92	2,24	0,91
1977:4	-	-	5,10	-0,26	-	-	-	36,67	2,08	0,89
1978:1	209701	-	4,93	-0,17	0,02	5380347	-	37,31	1,77	0,95
1978:2	212063	-	5,20	0,27	-0,12	5425652	-	38,28	2,60	0,93
1978:3	213587	-	5,61	0,41	0,25	5464772	-	39,25	2,52	0,62
1978:4	215980	-	5,68	0,06	0,58	5520206	-	40,16	2,32	0,69
1979:1	217055	3,51	5,80	0,13	0,88	5537460	2,92	41,10	2,33	0,68
1979:2	219557	3,53	5,95	0,15	0,75	5642768	4,00	42,15	2,56	0,59
1979:3	220708	3,33	6,08	0,13	0,47	5652016	3,43	43,47	3,13	0,51
1979:4	221153	2,40	6,18	0,10	0,50	5703160	3,31	44,80	3,06	0,68
1980:1	223768	3,09	6,24	0,06	0,43	5737357	3,61	46,55	3,91	0,64
1980:2	222378	1,29	6,25	0,01	0,29	5699236	1,00	47,91	2,93	0,56
1980:3	222053	0,61	6,44	0,19	0,36	5695177	0,76	49,40	3,11	0,58
1980:4	222153	0,45	6,78	0,34	0,60	5699085	-0,07	50,90	3,03	0,50
1981:1	222777	-0,44	7,16	0,38	0,92	5703935	-0,58	52,44	3,03	0,44
1981:2	223817	0,65	7,51	0,35	1,26	5714702	0,27	54,03	3,01	0,47
1981:3	225443	1,53	7,79	0,28	1,35	5735359	0,71	56,15	3,92	2,86
1981:4	227777	2,53	7,86	0,07	1,08	5752358	0,93	58,08	3,45	1,71

	PIB France série brute	PIB_FR$_t$	CHO$_t$	CHO$_t$-CHO$_{t-1}$	CHO$_t$-CHO$_{t-4}$	PIB OCDE Eur. série brute	PIB_OE$_t$	Indice des prix à la consommation	INF$_t$	POP$_t$
1982:1	228996	2,79	7,90	-2,02	0,74	5778773	1,31	59,77	2,90	1,56
1982:2	230950	3,19	8,10	2,72	0,59	5784262	1,22	61,45	2,81	1,42
1982:3	230373	2,19	8,24	0,15	0,45	5767342	0,56	62,34	1,45	0,93
1982:4	231720	1,73	8,24	0,00	0,38	5777652	0,44	63,59	2,00	0,79
1983:1	232353	1,47	8,17	-0,07	0,28	5818183	0,68	65,31	2,71	0,84
1983:2	233085	0,92	8,33	0,16	0,24	5858567	1,28	66,95	2,51	0,58
1983:3	233261	1,25	8,58	0,24	0,33	5886819	2,07	68,43	2,21	0,52
1983:4	234395	1,15	8,99	0,42	0,76	5954932	3,07	69,83	2,05	0,56
1984:1	236542	1,80	9,57	0,57	1,39	6004008	3,19	71,07	1,77	0,50
1984:2	236126	1,30	9,84	0,27	1,51	5984290	2,15	72,17	1,55	0,45
1984:3	237647	1,88	10,04	0,20	1,46	6054909	2,86	73,44	1,77	1,97
1984:4	236970	1,10	10,23	0,19	1,24	6089904	2,27	74,59	1,56	1,10
1985:1	237727	0,50	10,24	0,01	0,67	6116682	1,88	75,65	1,42	1,22
1985:2	239811	1,56	10,20	-0,03	0,37	6174792	3,18	76,84	1,57	1,15
1985:3	241344	1,56	10,27	0,07	0,24	6222391	2,77	77,60	0,98	1,15
1985:4	242647	2,40	10,22	-0,05	-0,01	6267503	2,92	78,17	0,74	0,84
1986:1	242976	2,21	10,20	-0,02	-0,04	6287931	2,80	78,32	0,18	0,86
1986:2	245506	2,37	10,37	0,17	0,16	6357917	2,97	78,70	0,49	1,33
1986:3	247432	2,52	10,43	0,07	0,16	6397444	2,81	79,23	0,67	1,14
1986:4	247794	2,12	10,50	0,07	0,28	6443792	2,81	79,84	0,77	1,20
1987:1	248049	2,09	10,62	0,12	0,42	6423346	2,15	80,86	1,28	0,88
1987:2	251237	2,33	10,55	-0,07	0,18	6536430	2,81	81,37	0,63	0,90
1987:3	252963	2,24	10,44	-0,11	0,00	6599413	3,16	81,89	0,64	0,89
1987:4	256096	3,35	10,31	-0,12	-0,18	6688448	3,80	82,36	0,57	0,95
1988:1	259109	4,46	10,14	-0,17	-0,48	6737880	4,90	82,80	0,53	1,23
1988:2	260962	3,87	10,00	-0,14	-0,55	6782658	3,77	83,44	0,78	2,17
1988:3	264464	4,55	9,98	-0,02	-0,45	6851171	3,81	84,23	0,95	1,87
1988:4	266463	4,05	9,79	-0,19	-0,53	6918072	3,43	84,83	0,71	1,15
1989:1	271048	4,61	9,60	-0,19	-0,54	6992132	3,77	85,59	0,89	1,16
1989:2	272641	4,48	9,45	-0,15	-0,55	7025003	3,57	86,46	1,02	1,43
1989:3	274250	3,70	9,30	-0,15	-0,69	7075011	3,27	87,11	0,75	1,53
1989:4	278187	4,40	9,08	-0,22	-0,71	7153199	3,40	87,87	0,88	1,09
1990:1	280444	3,47	8,94	-0,14	-0,66	7237507	3,51	88,47	0,67	1,20
1990:2	280780	2,99	8,83	-0,11	-0,62	7275886	3,57	89,10	0,72	1,00
1990:3	281853	2,77	8,80	-0,03	-0,50	7317971	3,43	89,85	0,84	1,20
1990:4	281635	1,24	8,82	0,03	-0,25	7363923	2,95	90,83	1,09	0,92
1991:1	281562	0,40	8,95	0,13	0,01	7406733	2,34	91,47	0,70	1,02
1991:2	283842	1,09	9,22	0,27	0,39	7422443	2,01	91,99	0,57	1,39
1991:3	284611	0,98	9,54	0,32	0,74	7422637	1,43	92,77	0,85	0,49
1991:4	286168	1,61	9,74	0,20	0,91	7469045	1,43	93,54	0,83	0,38
1992:1	288563	2,49	9,92	0,18	0,97	7555692	2,01	94,00	0,49	0,37
1992:2	287637	1,34	10,13	0,21	0,90	7514247	1,24	94,57	0,61	1,71
1992:3	288225	1,27	10,35	0,22	0,81	7512673	1,21	94,80	0,24	0,84
1992:4	286459	0,10	10,61	0,27	0,88	7505030	0,48	95,29	0,51	0,76
1993:1	284766	-1,32	11,00	0,39	1,08	7489958	-0,87	95,97	0,71	0,66
1993:2	284872	-0,96	11,43	0,43	1,30	7501975	-0,16	96,42	0,47	3,00
1993:3	285189	-1,05	11,79	0,36	1,44	7533974	0,28	96,87	0,46	2,09
1993:4	285180	-0,45	12,08	0,29	1,46	7562403	0,76	97,27	0,42	1,62

	PIB France série brute	PIB_FR_t	CHO_t	CHO_t-CHO_{t-1}	CHO_t-CHO_{t-4}	PIB OCDE Eur. série brute	PIB_OE_t	Indice des prix à la consommation	INF_t	POP_t
1994:1	287053	0,80	12,23	-12,08	1,23	7623792	1,79	97,62	0,36	1,20
1994:2	289153	1,50	12,23	0,00	0,80	7672539	2,27	98,03	0,42	1,04
1994:3	291192	2,10	11,97	-0,26	0,18	7722049	2,50	98,44	0,42	1,62
1994:4	294076	3,12	11,72	-0,25	-0,36	7787507	2,98	98,87	0,44	1,30
1995:1	294621	2,64	11,56	-0,16	-0,67	7845605	2,91	99,32	0,45	1,05
1995:2	296399	2,51	11,33	-0,23	-0,90	7894689	2,90	99,65	0,33	3,32
1995:3	296265	1,74	11,21	-0,12	-0,75	7925265	2,63	100,22	0,58	2,13
1995:4	295438	0,46	11,39	0,18	-0,33	7957456	2,18	100,81	0,59	0,54
1996:1	298627	1,36	11,87	0,48	0,31	7991868	1,86	101,44	0,62	0,47
1996:2	298021	0,55	12,07	0,20	0,74	8036120	1,79	102,03	0,59	0,51
1996:3	299248	1,01	12,09	0,02	0,88	8087096	2,04	102,06	0,02	0,52
1996:4	299077	1,23	12,08	-0,01	0,69	8117106	2,01	102,47	0,41	0,34
1997:1	300016	0,47	12,17	0,08	0,29	8157695	2,07	102,95	0,46	0,45
1997:2	303156	1,72	12,15	-0,02	0,08	8263275	2,83	102,92	-0,02	0,72
1997:3	305421	2,06	12,03	-0,12	-0,06	8321274	2,90	103,34	0,40	1,69
1997:4	308977	3,31	11,86	-0,17	-0,22	8411613	3,63	103,64	0,29	1,44
1998:1	311364	3,78	11,71	-0,15	-0,46	8478010	3,93	103,71	0,07	1,22
1998:2	314918	3,88	11,52	-0,19	-0,63	8512641	3,02	103,91	0,20	1,69
1998:3	316638	3,67	11,36	-0,16	-0,67	8556452	2,83	103,94	0,03	2,54
1998:4	318220	2,99	11,28	-0,08	-0,58	8570601	1,89	103,91	-0,03	1,70
1999:1	320346	2,88	11,16	-0,11	-0,54	8629413	1,79	104,02	0,10	1,49
1999:2	323560	2,74	10,99	-0,17	-0,52	8670658	1,86	104,28	0,25	1,91
1999:3	326751	3,19	10,60	-0,39	-0,76	8771111	2,51	104,48	0,20	1,75
1999:4	331297	4,11	10,24	-0,36	-1,04	8880883	3,62	104,96	0,46	1,57
2000:1	334908	4,55	9,89	-0,34	-1,27	8984571	4,12	105,59	0,60	1,44
2000:2	338189	4,52	9,53	-0,36	-1,46	9067432	4,58	105,82	0,22	1,57
2000:3	339566	3,92	9,23	-0,30	-1,37	9107568	3,84	106,44	0,59	1,23
2000:4	343961	3,82	8,92	-0,31	-1,31	9147579	3,00	106,95	0,47	1,30
2001:1	345961	3,30	8,66	-0,26	-1,23	9188907	2,27	106,94	-0,01	1,36
2001:2	345821	2,26	8,57	-0,09	-0,96	9186027	1,31	107,95	0,94	1,14
2001:3	347950	2,47	8,63	0,05	-0,61	9201537	1,03	108,35	0,37	1,29
2001:4	345353	0,40	8,77	0,15	-0,15	9211131	0,69	108,48	0,12	1,15
2002:1	348601	0,76	8,82	0,04	0,16	9251499	0,68	109,22	0,69	0,92
2002:2	350234	1,28	8,92	0,10	0,35	9310713	1,36	109,70	0,43	3,35
2002:3	351250	0,95	9,04	0,12	0,42	9349287	1,61	110,25	0,51	2,07
2002:4	350258	1,42	9,19	0,15	0,42	9375566	1,79	110,82	0,51	1,85
2003:1	350722	0,61	9,46	0,27	0,64	9383643	1,43	111,81	0,89	1,58
2003:2	349185	-0,30	9,66	0,19	0,74	9388120	0,83	111,81	0,00	1,09
2003:3	-	-	9,82	0,16	-	-	-	-	-	0,78
2003:4	-	-	9,88	0,06	-	-	-	-	-	0,59
2004:1	-	-	9,82	-0,06	-	-	-	-	-	0,66
2004:2	-	-	9,81	-0,01	-	-	-	-	-	0,50
2004:3	-	-	9,77	-0,05	-	-	-	-	-	0,55
2004:4	-	-	9,77	0,00	-	-	-	-	-	0,48
2005:1	-	-	9,74	-0,02	-	-	-	-	-	0,51

Le tableau ci-dessous présente les données utilisées pour estimer la seule équation annuelle du modèle : l'équation de finances publiques. Nous précisons que l'une des variables explicatives

de cette équation, le taux de chômage en fin d'année, est le taux de chômage pour le quatrième trimestre de chaque année. Ses valeurs se lisent donc dans le tableau précédant.

Année	SDP_t	SDP^*_t	OPP0_1
1969	1,35	0,75	0
1970	1,19	0,75	0
1971	1,07	0,77	0
1972	1,38	1,22	0
1973	1,45	1,44	1
1974	0,92	1,06	0
1975	-1,61	-1,32	0
1976	-0,08	0,35	0
1977	-0,05	0,54	0
1978	-1,31	-0,58	1
1979	-0,13	0,74	0
1980	-0,05	0,98	0
1981	-2,24	-1,07	1
1982	-2,93	-1,62	0
1983	-2,76	-1,30	0
1984	-2,85	-1,24	0
1985	-2,99	-1,23	0
1986	-3,16	-1,25	1
1987	-1,96	0,09	0
1988	-2,48	-0,29	1
1989	-1,80	0,54	0
1990	-2,09	0,40	0
1991	-2,45	0,19	0
1992	-4,17	-1,38	0
1993	-5,98	-3,05	1
1994	-5,53	-2,45	0
1995	-5,50	-2,27	1
1996	-4,08	-0,70	0
1997	-3,04	0,48	0
1998	-2,67	1,00	0
1999	-1,77	2,05	0
2000	-1,40	2,56	0
2001	-1,53	2,58	0
2002	-3,26	1,00	1
2003	-4,14	0,26	0

Enfin, le tableau ci-après présente les données utilisées pour estimer l'équation de vote et l'équation de sièges. Nous rappelons que pour le PIB la base de référence change d'une élection à l'autre. C'est pour cela qu'il n'y a pas de correspondance entre ces données et celles du tableau précédant, excepté pour les élections de 2002 puisque la base est identique (1995).

Election	VOT	COH	POP_{t-1}-POP_{t-3}	PIB_FR_{t-1}	SIE	PROP
1958	56,94	0	1,20	1,03	80,86	0
1962	55,22	0	0,56	6,07	57,63	0
1967	53,53	0	0,25	4,71	50,64	0
1968	58,05	0	0,17	6,08	81,49	0
1973	53,81	0	0,08	5,90	60,89	0
1978	50,37	0	0,11	2,43	58,02	0
1981	43,15	0	-0,14	-1,34	31,86	0
1986	43,74	0	-0,31	2,13	43,78	1
1988	46,80	1	0,05	4,69	47,21	0
1993	36,07	0	-0,95	-0,13	14,77	0
1997	46,10	0	-0,07	1,11	44,68	0
2002	45,34	1	0,01	0,76	30,81	0

Bibliographie

Notes : lorsque pour un article les pages ne sont pas indiquées, cela signifie que l'article en question occupe un numéro complet. Les références relatives à des périodiques ne comportant pas de numéro renvoient à des périodiques à parution annuelle. Par ailleurs, pour les ouvrages, dans les cas où il y a plusieurs villes d'édition, aucune d'entre elles n'est indiquée. Enfin, le co-auteur de Didier Janci pour la contribution référencée "Dubois, E. et D. Janci" est un homonyme de l'auteur du présent travail.

Aaron-Cureau, C. (2003) Économie politique de la Banque Centrale d'une union monétaire : une application à l'Union Économique et Monétaire, Thèse de doctorat, Université de Paris 1.

Abramowitz, A.L. (1988) An Improved Model for Predicting Presidential Election Outcomes, *Political Science and Politics* 21(4), 843-847.

Abramowitz, A.L., D.J. Lanoue et S. Ramesh (1988) Economic Conditions, Causal Attributions, and Political Evaluations in the 1984 Presidential Election, *Journal of Politics* 50(4), 848-863.

Aglietta, M. et R. Courbis (1969) Un outil pour le plan : le modèle FIFI, *Économie et statistique*, n°1, 45-65.

Aglietta, M., R. Courbis et C. Seibel (1973) Le modèle FIFI, tome 1 : présentation générale et utilisation, *Collections de l'INSEE, série C*, n°22.

Aghion, P. et P. Bolton (1990) Government Domestic Debt and the Risk of Default: A Political-Economic Model of the Strategic Role of Debt, in R. Dornbush et M. Draghi (éds.), *Public Debt Management: Theory and History*, Cambridge University Press, Cambridge, MA, 315-349.

Ahmad, K.U. (1983) An Empirical Study of Politico-Economic Interactions in the United States: A Comment, *Review of Economics and Statistics* 65(1), 173-178.

Åkerman, J. (1947) Political Economic Cycles, *Kyklos* 1, 107-117.

Åkerman, J. (1955) *Structures et cycles économiques*, P.U.F., Paris (traduction de *Ekonomisk Teori II*, Gleerup, Lund, 1944).

Akhmedov, A. et E. Zhuravskaya (2004) Opportunistic Political Cycles: Test in a Young Democracy Setting, *Quarterly Journal of Economics* 119(4), 1301-1338.

Aidt, T.S. (2000) Economic Voting and Information, *Electoral Studies* 19(1-2), 349-362.

Alesina, A. (1987) Macroeconomic Policy in a Two-party System as a Repeated Game, *Quarterly Journal of Economics* 102(3), 651-678.

Alesina, A. (1988) Macro-Economics and Politics, in S. Fischer (éd.) *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, MA, 13-52.

Alesina, A. (1989) Politics and Business Cycles in Industrial Democracies, *Economic Policy*, n°8, 57-99.

Alesina, A. (1991) Evaluating Rational Partisan Business Cycle Theory: A Response, *Economics and Politics* 3(1), 63-71.

Alesina, A. (1995) Elections, Party Structure, and the Economy, in J.S. Banks et E.A. Hanushek (éds.) *Modern Political Economy: Old Topics, New Directions*, Cambridge University Press, Cambridge, MA, 145-170.

Alesina, A., G. Cohen et N. Roubini (1992) Macroeconomic Policy and Elections in OECD Democracies, *Economics and Politics* 4(1), 1-30.

Alesina, A., G. Cohen et N. Roubini (1993) Electoral Business Cycle in Industrial Democracies, *European Journal of Political Economy* 9(1), 1-23.

Alesina, A. et A. Cukierman (1990) The Politics of Ambiguity, *Quarterly Journal of Economics* 105(4), 829-850.

Alesina, A. et A. Drazen (1991) Why Are Stabilization Delayed?, *American Economic Review* 81(5), 1170-1188.

Alesina, A. et R. Gatti (1995) Independent Central Banks: Low Inflation at No Cost?, *American Economic Review* 85(2), 196-200.

Alesina, A., J. Londregan et H. Rosenthal (1993) A Model of the Political Economy of the United States, *American Political Science Review* 87(1), 12-33.

Alesina, A., J. Londregan et H. Rosenthal (1996) The 1992, 1994 and 1996 Elections: A Comment and a Forecast, *Public Choice* 88(1-2), 115-125.

Alesina, A. et R. Perotti (1995) The Political Economy of Budget Deficits, *IMF Staff Papers* 42(1), 1-31.

Alesina, A. et R. Perotti (1996) Budget Deficits and Budget Institutions, *NBER working paper* n°5556.

Alesina, A. et H. Rosenthal (1989) Partisan Cycles in Congressional Elections and the Macroeconomy, *American Political Science Review* 83(2), 373-398.

Alesina, A. et H. Rosenthal (1995) *Partisan Politics, Divided Government, and the Economy*, Cambridge University Press, New York.

Alesina, A. et H. Rosenthal (1996) A Theory of Divided Government, *Econometrica* 64(6), 1311-1341.

Alesina, A. et N. Roubini (1992) Political Cycles in OECD Economies, *Review of Economic Studies* 59(4), 663-688.

Alesina, A. et N. Roubini (1997) *Political Cycles and the Macroeconomy,* MIT Press, Cambridge, MA.

Alesina, A. et J. Sachs (1988) Political Parties and the Business Cycle in the United States, 1948-1984, *Journal of Money, Credit, and Banking* 20(1), 63-82.

Alesina, A. et L.H. Summers (1993) Central Bank Independence and Macroeconomic Performances, *Journal of Money, Credit, and Banking* 25(2), 151-162.

Alesina, A. et G. Tabellini (1990) A Political Theory of Fiscal Deficits and Government Debt in a Democracy, *Review of Economic Studies* 57(3), 403-414.

Allard-Prigent, C., C. Audenis, K. Berger, N. Carnot, S. Duchêne et F. Pesin (2002) Présentation du modèle MESANGE, document de travail, Direction de la Prévision.

Allen, H.V. (1986) The Federal Reserve and the Electoral Cycle, *Journal of Money, Credit, and Banking* 18(1), 88-94.

Allen, S.D. et D.L. McCrickard (1991) The Influence of Elections on Federal Reserve Behavior, *Economics Letters* 37(1), 51-55.

Alt, J.E. et K.A. Chrystal (1983a) *Political Economics*, University of California Press.

Alt, J.E. et K.A. Chrystal (1983b) The Criteria for Choosing a Politico-Economic Model, Forecast Results for British Expenditures 1976-79: A Reply to Frey and Schneider, *European Journal of Political Research* 11(1), 115-123.

Alt, J.E. et D.D. Lassen (2005) The Political Budget Cycle Is Where You Can't See It: Transparency and Fiscal Manipulation, University of Copenhagen, EPRU Working Paper Series 05-03.

Alt, J.E. et R. Lowry (1994) Divided Government, Fiscal Institutions and Budget Deficits, *American Political Science Review* 88(4), 811-828.

Alt, J.E. et R. Lowry (2000) A Dynamic Model of State Budget Outcomes under Divided Partisan Government, *Journal of Politics* 62(4), 1035-1069.

Alvarez, R.M. (1997) *Information and Elections*, University of Michigan Press, Ann Arbor.

Alvarez, R.M. et Nagler, J. (1995) Economics, Issues and the Perot Candidacy: Voter Choice in the 1992 Presidential Election, *American Journal of Political Science* 39(3), 714-744.

Alvarez, R.M. et J. Nagler (1998a) Economics, Entitlements and Social Issues: Voter Choice in the 1996 Presidential Elections, *American Journal of Political Science* 42(4), 1349-1363.

Alvarez, R.M. et J. Nagler (1998b) When Politics and Models Collide: Estimating Models of Multiparty Elections, *American Journal of Political Science* 42(1), 55-96.

Alvarez, R.M. et J. Nagler (2000) A New Approach for Modelling Strategic Voting in Multiparty Elections, *British Journal of Political Science* 30(1), 57-75.

Alvarez, R.M., S. Bowler et J. Nagler (2000) Issues, Economics, and the Dynamics of Multiparty Elections: The British 1987 General Election, *American Political Science Review* 94(1), 131-149.

Alvarez, R.M., J. Nagler et J.R. Willette (2000) Measuring the Relative Impact of Issues and the Economy in Democratic Elections, *Electoral Studies* 19(1-2), 237-253.

Amstrong, J.S. (1978) Forecasting with Econometric Methods: Folklore versus Fact, *Journal of Business* 51(4), 549-564.

Anderson, C.J. (1995a) *Blaming the Government: Citizens and the Economy in Five European Democracies*, M.E. Sharpe, Londres.

Anderson, C.J. (1995b) The Dynamics of Public Support for Coalition Governments, *Comparative Political Studies* 28(3), 350-383.

Anderson, C.J. (1995c) Party Systems and the Dynamics of Government Support: Britain and Germany, 1960-1990, *European Journal of Political Research* 27(1), 93-118.

Anderson, C.J. (2000) Economic Voting and Political Context: a Comparative Perspective, *Electoral Studies* 19(1-2), 151-170.

Anderson, C.J., M.S. Lewis-Beck et M. Stegmaier (2003) Post-socialist Democratization: A Comparative Political Economy Model of the Vote for Hungary and Nicaragua, *Electoral Studies* 22(3), 469-484.

Andrikopoulos, A., I. Loizides et K. Prodromidis (2004) Fiscal Policy and Political Business Cycles in the EU, *European Journal of Political Economy* 20(1), 125-152.

Annett, A.M. (1993) Elections and Macroeconomic Outcomes in Ireland, 1948-91, *Economic and Social Review* 25(1), 21-47.

Aranson, P.H. (1989) Rational Ignorance in Politics, Economics and Law, *Journal des économistes et des études humaines* 1(1), 25-42.

Arcelus, F. et A.H. Meltzer (1975) The Effect of Aggregate Economic Variables on Congressional Elections, *American Political Science Review* 69(4), 1232-1239.

Aron, R. (1962) A propos de la théorie politique, *Revue française de science politique* 12(1), 5-26.

Artis, M.J. et W. Zhang (1990) BVAR Forecasts for the G-7, *International Journal of Forecasting* 6(3), 349-362.

Artus, P. (1993) *Théorie de la croissance et des fluctuations*, P.U.F., Paris.

Artus, P., J. Bournay, P. Morin, A. Pacaud, C. Peyroux, H. Sterdyniak et R. Teyssier (1981) *METRIC, une modélisation de l'économie française*, INSEE, Paris.

Ash, J.C.K., D.J. Smyth et S.M. Heravi (1990) The Accuracy of OECD Forecasts of the International Economy, *International Journal of Forecasting* 6(3), 379-392.

Ashton, A.H. et R.H. Ashton (1985) Aggregating Subjective Forecasts: Some Empirical Results, *Management Science* 31(2), 1499-1508.

Attali, J. (1972) *Analyse économique de la vie politique*, P.U.F., Paris.

Auberger, A. (2001) *Popularité, cycles et politique économique*, Thèse de doctorat, Université de Paris 2.

Auberger, A. (2004) Surprise électorale et fluctuations économiques en France, miméo, LAEP, Université de Paris 1.

Auberger, A. et E. Dubois (2003) Situation politico-économique et résultats des élections législatives françaises, *Revue économique*, 54(3), 551-560.

Auberger, A. et E. Dubois (2005) The Influence of Local and National Economic Conditions on French Legislative Elections, *Public Choice*, à paraître.

Aubin, C. (1998a) L'analyse positive de la politique monétaire, miméo, G.R.I.E.F., Université de Poitiers.

Aubin, C. (1998b) Banque centrale et pouvoir politique dans une union monétaire, *Revue d'économie financière*, n°45, 197-212.

Aubin, C., J.-P. Berdot, D. Goyeau et J.-D. Lafay (1985) Un modèle politico-économique de la France (1966-1982), Rapport pour la DGRST, IRAPE, Poitiers.

Aubin, C., J.-P. Berdot, D. Goyeau et J.-D. Lafay (1987) Les déterminants de la croissance des dépenses publiques en France, rapport pour le Commissariat général au Plan, IRAPE, Poitiers.

Aubin, C. et J.-D. Lafay (1995) Objectifs politiques et contraintes institutionnelles dans les décisions de politiques monétaires, *Revue économique* 46(3), 869-878.

Bade, R. et M. Parkin (1978) Central Bank Laws and Monetary Policy: A Preliminary Investigation, miméo, University of Western Ontario.

Bade, R. et M. Parkin (1988) Central Bank Laws and Monetary Policy, miméo, University of Western Ontario.

Baghli, M., C. Bouthevillain, O. De Brandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et P. Rousseaux (2002) PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France, Banque de France, Notes d'études et de recherche, n°89.

Baghli, M., V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraisse et J.-P. Villetelle (2004) MASCOTTE : Modèle d'Analyse et de préviSion de la COnjoncture TrimesTriellE, Banque de France, Notes d'études et de recherche, n°106.

Balasko, Y. (1984) The Size of Dynamic Econometric Models, *Econometrica* 52(1), 123-142.

Balke, N.S. (1990) The Rational Timing of Parliamentary Elections, *Public Choice* 65(3), 201-216.

Balke, N.S. (1991) Partisanship Theory, Macroeconomic Outcomes, and Endogenous Elections, *Southern Economic Journal* 57(4), 920-935.

Ballis, B. (1989) A Post-Mortem on OECD Short-Term Projections from 1982 to 1987, OECD Department of Economics and Statistics Working Papers n°65.

Banaian, K., R.C.K. Burdekin et T.D. Willett (1998) Reconsidering the Principal Components of Central Bank Independence: The More the Merrier?, *Public Choice* 97(1-2), 1-12.

Banaian, K., L.O. Laney et T.D. Willett (1983) Central Bank Independance: An International Comparison, *Economic Review (Federal Reserve Bank of Dallas)*, mars, 1-13.

Barnard, G.A. (1963) New Methods of Quality Control, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 126(2), 255-258.

Barro, R.J. (1973) The Control of Politicians: An Economic Model, *Public Choice* 14(1), 19-42.

Barro, R.J. (1979) On the Determination of the Public Debt, *Journal of Political Economy* 87(5), 940-971.

Barro, R.J. (1986) U.S. Deficits since World War I, *Scandinavian Journal of Economics* 88(1), 195-222.

Barro, R.J. (1991) Economic Growth in a Cross Section of Countries, *Quarterly Journal of Economics* 102(2), 407-443.

Barro, R.J. (1996) Democracy and Growth, *Journal of Economic Growth* 1(1), 1-27.

Barro, R.J. et D.B. Gordon (1983) Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy, *Journal of Monetary Economics* 12(1), 101-121.

Batchelor, R. (2001) How Useful Are the Forecasts of the Intergovernmental Agencies? The IMF and OECD *versus* The Consensus, *Applied Economics* 33(2), 225-235.

Batchelor, R.A. et P. Dua (1990) Forecaster Ideology, Forecasting Technique, and the Accuracy of Economic Forecasts, *International Journal of Forecasting* 6(1), 3-10.

Bates, J.M. et C.W.J. Granger (1969) The Combination of Forecasts, *OR* 20(4), 451-468.

Bean, L. (1948) *How to Predict Elections*, Alfred A. Knopf, New York.

Beck, N. (1982) Does There Exist a Political Business Cycle: A Box-Tiao Analysis, *Public Choice* 38(2), 205-209.

Beck, N. (1984) Domestic Political Sources of American Monetary Policy: 1955-82, *Journal of Politics* 46(3), 786-817.

Beck, N. (1987) Elections and the Fed: Is There a Political Monetary Cycle?, *American Journal of Political Science* 31(1), 194-216.

Beck, N. (1989) Presidents, the Economy, and Elections: A Principal-Agent Perspective, in P. Brace, C.B. Harrington et G. King (éds.) *The Presidency in American Policy*, New York University Press, New York, 121-149.

Beck, N. (1992a) Comparing Dynamic Specifications: The Case of Presidential Approval, *Political Analysis* 3(6), 51-87.

Beck, N. (1992b) We Should Be Modest: Forecasting the 1992 Presidential Election, *The Political Methodologist* 5(2), 19-24.

Beck, N. (2000) Evaluating Forecasts and Forecasting Models of the 1996 Presidential Election, in J.E. Campbell et J.C. Garand (éds.) *Before the Vote: Forecasting American National Elections*, Sage Publications, 161-167.

Bélanger, E., R. Nadeau et M.S. Lewis-Beck (2005) A Political Economy Forecast for the 2005 British General Election, *British Journal of Politics and International Relations* 7(2), 191-198.

Bélanger, E. et M.S. Lewis-Beck (2004) National Economic Voting in France: Objective vs Subjective Measures, in M.S. Lewis-Beck (éd.) *The French Voter, Before and After the 2002 Elections*, Palgrave McMillan, 231-242.

Bellucci, P. (1991) Italian Economic Voting: A Deviant Case or Making a Case for a Better Theory, in H. Norpoth, M.S. Lewis-Beck et J.-D. Lafay (éds.) *Economics and Politics, the Calculus of Support*, University of Michigan Press, Ann Arbor, 63-81.

Bénard, J. (1972) *Comptabilité Nationale et modèles de politique économique*, P.U.F., Paris.

Berger, H. et J. de Haan (2002) Are Small Countries Too Powerful within the ECB?, *Atlantic Economic Journal* 30(3), 263-282.

Berger, H. et U. Woitek (1997a) How Opportunistic Are Partisan German Central Bankers?, *European Journal of Political Economy* 13(4), 807-821.

Berger, H. et U. Woitek (1997b) Searching for Political Business Cycles in Germany, *Public Choice* 91(2), 179-197.

Bernanke, B.S. (1983) Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment, *Quarterly Journal of Economics* 98(1), 85-106.

Bernhard, W. (2002) Exchange Rate Stability and Political Accountability in the European Monetary System, miméo, European Union Center, University of Illinois.

Berry, W.D. et D. Lowery (1987) Explaining the Size of the Public Sector: Responsive and Excessive Government Interpretations, *Journal of Politics* 49(2), 401-440.

Besley, T. et A. Case (1995) Incumbent Behavior: Vote Seeking, Tax Setting, and Yardstick Competition, *American Economic Review* 85(1), 25-45.

Bianchi, C., J.-L. Brillet et G. Calzolari (1984) Analyse et mesure de l'incertitude en prévision d'un modèle économétrique – Application au modèle mini-DMS, *Annales de L'INSEE*, n°54, 31-62.

Bianchi, C., G. Calzolari et J.-L. Brillet (1987) Measuring Forecast Uncertainty: A Review with Evaluation Based on a Macro Model of the French Economy, *International Journal of Forecasting* 3(2), 211-227.

Billaudot, B. (1971) DECA, *Statistiques et études financières, série orange*, n°1, 5-46.

Blais, A., D. Blake et S. Dion (1993) Do Parties Make a Difference? Parties and the Size of Government in Liberal Democracies, *American Journal of Political Science* 37(1), 40-62.

Blais, A. et R. Nadeau (1992) The Electoral Budget Cycle, *Public Choice* 74(4), 389-403.

Blanchard, O.J. (1985) Credibility, Disinflation and Gradualism, *Economic Letters* 17(3), 211-217.

Blendon, R.J., J.M. Benson, M. Brodie, R. Morin, D.E. Altman, D. Gitterman, M. Brossard et M. James (1997) Bridging the Gap between the Public's and Economists' Views of the Economy, *Journal of Economic Perspectives* 11(3), 105-118.

Block, S.A. (2001) Elections, Electoral Competitiveness, and Political Budget Cycles in Developing Countries, miméo.

Block, S.A. (2002) Political Business Cycles, Democratization, and Economic Reform: The Case of Africa, *Journal of Development Economics* 67(1), 205-228.

Bloom, H.S. et H.D. Price (1975) Voter Response to Short-Run Economic Conditions: The Asymmetric Effect of Prosperity and Recession, *American Political Science Review* 69(4), 1240-1254.

Boddy, R. et J. Crotty (1975) Class Conflict and Macro-Policy: The Political Business Cycle, *Review of Radical Political Economics* 7(1), 1-19.

Bohara, A., R. McNown et J.T. Batts (1987) A Re-evaluation of the Combination and Adjustment of Forecasts, *Applied Economics* 19(1), 437-445.

Boix, C. (2000) Partisan Governments, the International Economy, and Macroeconomic Policies in Advanced Nations, 1960-93, *World Politics* 53(1), 38-73.

Bonnetain, P. (2004) Behind the Polling-Booth Curtain and Beyond Simple Speculations: Toward a Causal Model of Far-Right Voting Behaviour - Some Evidence from French Presidential Elections of 2002, *Canadian Journal of Political Science* 37(2), 419-429.

Boone, L., M. Juillard, D. Laxton et P. N'Diaye (2001) How Well Do Alternative Time-Varying Parameter Models of the NAIRU Help Policymakers Forecast Unemployment and Inflation in the OECD Countries, IMF working paper.

Borisyuk, R., G. Borisyuk, C. Rallings et M. Thrasher (2005) Forecasting the 2005 General Election: A Neural Network Approach, *British Journal of Politics and International Relations* 7(2), 199-209.

Borooah, V.K. et V. Borooah (1990) Economic Performance and Political Popularity in the Republic of Ireland, *Public Choice* 67(1), 65-79.

Borooah, V.K. et F. van der Ploeg (1982) The Changing Criteria of Economic Success: Performance and Popularity in British Politics, *Manchester School of Economic and Social Studies* 50(1), 61-78.

Borooah, V.K. et F. van der Ploeg (1983) *Political Aspects of the Economy*, Cambridge University Press.

Borowski, D., C. Bouthevillain, C. Doz, P. Malgrange et P. Morin (1991) Vingt ans de prévisions macro-économiques : une évaluation sur données françaises, *Économie et prévision*, n°99, 43-65.

Boullé, J., R. Boyer, J. Mazier et G. Olive (1974) Le modèle STAR, *Statistiques et études financières, série orange*, n°15, 3-68.

Bourbonnais, R. (2000) *Econométrie*, Dunod, Paris (3ème édition).

Bouthevillain, C. (1993) La prévision macro-économique : précision relative et consensus, *Économie et prévision*, n°108, 97-126.

Bouthevillain, C. (1996) Les cycles des grands pays industrialisés, *Économie et statistique*, n°298, 71-91.

Bouthevillain, C. et A. Mathis (1995a) Prévisions : mesures, erreurs et principaux résultats, *Économie et statistique*, n°285-286, 89-100.

Bouthevillain, C. et A. Mathis (1995b) Erreurs de prévision : une réflexion rétrospective sur l'année 1993, *Économie et statistique*, n°285-286, 101-114.

Box, G.EP. et G.M. Jenkins (1970) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco.

Box-Steffensmeier, J.M. et R.M. Smith (1996) The Dynamics of Aggregate Partisanship, *American Political Science Review* 90(3), 567-580.

Boy, D. et N. Mayer (1997) *L'électeur a ses raisons*, Presses de Sciences Po, Paris.

Boyer, R. (1976) Le modèle STAR, in Commissariat Général au Plan (éd.) *Modèles monétaires de l'économie française*, La Documentation Française, Paris, 111-166.

Boyer, R., J. Mazier et G. Olive (1974) Un nouveau modèle de prévision macro-économique : STAR, *Économie et statistique*, n°61, 29-53.

Bratton, K.A. (1994) Retropective Voting and Future Expectations: The Case of the Budget Deficit in the 1988 Elections, *American Politics Quarterly* 22(3), 277-296.

Brender, A. et A. Drazen (2004) Political Budget Cycles in New *versus* Established Democracies, NBER working paper n°10539.

Brody, R.A et B.I. Page (1975) The Impact of Events on Presidential Popularity: The Johnson and Nixon Administrations, in A. Wildavsky (éd.) *Perspectives on the Presidency*, Little, Brown and Company, 136-148.

Brody, R. et L. Sigelman (1983) Presidential Popularity and Presidential Elections: An Update and Extension, *Public Opinion Quarterly* 47(3), 325-328.

Brody, R.A. et P.M. Sniderman (1977) From Life Space to Polling Place: The Relevance of Personal Concers for Voting Behavior, *British Journal of Political Science* 7(3), 337-360.

Brown, R.L., J. Durbin et J.M. Evans (1975) Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationship Over Time, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 37(2), 149-192.

Brunetti, A. (1997) Political Variables in Cross-country Growth Analysis, *Journal of Economic Survey* 11(2), 163-190.

Buchanan, J.M. et R.E. Wagner (1977) *Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes*, Academic Press, New York.

Burda, M. et C. Wyplosz (2003) *Macroéconomie : une perspective européenne*, De Boeck.

Bureau, D. (1988) Présentation du modèle METRICX, *Économie et prévision*, n°85, 5-26.

Bussery, H., R. Courbis et C. Seibel (1975) Le modèle FIFI, tome 2 : les équations, *Collections de l'INSEE, série C*, n°37-38.

Buti, M. et P. van den Noord (2003) Discretionary Fiscal Policy and Elections: The Experience of the Early Years of EMU, OECD Working Paper, n°351.

Cagan, F. (1956) Monetary Dynamics of Hyperinflation, in M. Friedman (éd.) *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, 25-117.

Cahuc, P. et H. Kempf (1994) Le taux naturel de chômage : fortunes et infortunes d'un concept, in M. Lavoie et M. Seccareccia (éds.) *Milton Friedman et son œuvre*, Presses de l'Université de Montréal, et Economica, Paris, 111-130.

Calvert, R.L. (1985) Robustness of the Multidimensional Voting Model: Candidate Motivations, Uncertainty, and Convergence, *American Journal of Political Science* 29(1), 69-95.

Calvert, R.L. et J.A. Ferejohn (1983) Coattail Voting in Recent Presidential Elections, *American Political Science Review* 77(2), 407-419.

Cameron, D.R. (1978) The Expansion of the Public Economy: A Comparative Analysis, *American Political Science Review* 72(4), 1243-1261.

Campbell, A. (1960) Surge and Decline: A Study of Electoral Change, *Public Opinion Quarterly* 24(3), 397-418.

Campbell, A., P.E. Converse, W.E. Miller et D.E. Stokes (1960) *The American Voter*, John Wiley & Sons, New York.

Campbell, J.E. (1992) Forecasting the Presidential Vote in the States, *American Journal of Political Science* 36(2), 386-407.

Campbell, J.E. (1993) Weather Forecasters Should Be So Accurate: A Response to "Forewarned Before Forecast", *Political Science and Politics* 26(2), 165-166.

Campbell, J.E. (1996) The Trial-Heat Presidential Election Forecasting Model, Certainty, and Political Campaigns, *American Politics Quarterly* 24(4), 408-433.

Campbell, J.E. (2000a) Polls and Votes: The Trial-Heat Presidential Election Forecasting Model, Certainty, and Political Campaigns, in J.E. Campbell et J.C. Garand (éds.) *Before the Vote: Forecasting American National Elections*, Sage Publications, 17-46.

Campbell, J.E. (2000b) The Science of Forecasting Presidential Elections, in J.E. Campbell et J.C. Garand (éds.) *Before the Vote: Forecasting American National Elections*, Sage Publications, 169-187.

Campbell, J.E. (2001) Taking Stock of the Forecasts of the 2000 Presidential Election, *American Politics Research* 29(3), 275-278.

Campbell, J.E. et J.C. Garand (2000a) *Before the Vote: Forecasting American National Elections*, Sage Publications.

Campbell, J.E. et J.C. Garand (2000b) Forecasting U.S. National Elections, in J.E. Campbell et J.C. Garand (éds.) *Before the Vote: Forecasting American National Elections*, Sage Publications, 3-14.

Campbell, J.E. et K.A. Wink (1990) Trial-Heat Forecasts of the Presidential Vote, *American Politics Quarterly* 18(3), 251-269.

Capdevielle, J., E. Dupoirier, G. Grunberg, E. Schweisguth et C. Ysmal (1981) *France de Gauche, vote à Droite*, Presses de la FNSP, Paris.

Capoen, F., H. Sterdyniak et P. Villa (1994) Indépendance des Banques Centrales, politique monétaire et budgétaire : une approche stratégique, *Revue de l'OFCE*, n°50, 65-102.

Caporale, T. et K.B. Grier (2000) Towards a Politico-Economic Model of US Monetary Policy, miméo.

Capron, H. (1987) Cohérence et estimation des fonctions de popularité, *Revue économique* 38(5), 1029-1041.

Cargill, T.F. et M.M. Hutchison (1991) Political Business Cycles with Endogenous Election Timing: Evidence from Japan, *Review of Economics and Statistics* 73(4), 733-739.

Carlsen, F. (1997) Opinion Polls and Political Business Cycles: Theory and Evidence for the United States, *Public Choice* 92(3), 387-406.

Carlsen, F. (1998) Rational Partisan Theory: Empirical Evidence for the United States, *Southern Economic Journal* 65(1), 64-82.

Carlsen, F. (1999) Inflation and Elections: Theory and Evidence for Six OECD Économies, *Economic Inquiry* 37(1), 120-135.

Carlsen, F. (2000) Unemployment, Inflation and Government Popularity - Are There Partisan Effects?, *Electoral Studies* 19(1-2), 141-150.

Carlsen, F. et E.F. Pedersen (1999) Rational Partisan Theory: Evidence for Seven OECD Economies, *Economics and Politics* 11(1), 13-32.

Carnot, N. et B. Tissot (2002) *La prévision économique*, Economica, Paris.

Castles, F.G. (1982) The Impact of Parties on Public Expenditure, in F.G. Castles (éd.) *The Impact of Parties: Politics and Policies in Democratic Capitalist States*, Sage Publications, Londres, 21-96.

Castles, F.G. et R.D. McKinlay (1979) Public Welfare Provision, Scandinavian, and the Sheer Futility of the Sociological Approach to Politics, *British Journal of Political Science* 9(2), 157-171.

Cautrès, B. et N. Mayer (2004) *Le nouveau désordre électoral*, Presses de Sciences Po, Paris.

Cayrol, R., J. Jaffré, J.-L. Missika, P. Giacometti, G. Le Gall et L. Parisot (1997) Le modèle économique électoral de l'Iowa : fiabilité, limites et complémentarité, *Revue politique et parlementaire*, n°989, 65-69.

Cette, G. et H. Delessy (1997) Ecart de PIB : une grande variété de méthodes et de diagnostics, *Économie internationale*, n°69, 3-16.

Chantereau, S., V. Genthon et J.-P. Puig (1987) Dix ans d'exploration du moyen terme avec DMS, *Économie et statistique*, n°201, 23-42.

Chappell, D. et D.A. Peel (1979) On the Political Theory of the Business Cycle, *Economics Letters* 2(4), 327-332.

Chappell, H.W. (1983) Presidential Popularity and Macroeconomic Performance: Are Voters Really So Naïve?, *Review of Economics and Statistics* 65(3), 385-392.

Chappell, H.W. (1990) Economic Performance, Voting, and Political Support: A Unified Approach, *Review of Economics and Statistics* 72(2), 313-320.

Chappell, H.W. et L.G. Veiga (2000) Economics and elections in Western Europe: 1960–1997, *Electoral Studies* 19(2-3), 183-197.

Chappell, H.W., T.M. Havrilesky et R.R. McGregor (1993) Partisan Monetary Policies: Presidential Influence through the Power of Appointment, *Quarterly Journal of Economics* 108(1), 185-218.

Chappell, H.W. et W.R. Keech (1985a) The Political Viability of Rule-Based Monetary Policy, *Public Choice* 46(2), 125-140.

Chappell, H.W. et W.R. Keech (1985b) A New View of Political Accountability for Economic Performance, *American Political Science Review* 79(1), 10-27.

Chappell, H.W. et W.R. Keech (1988) The Unemployment Rate Consequences of Partisan Monetary Policies, *Southern Economic Journal* 55(1), 107-122.

Chapsal, J. (1984) *La vie politique en France de 1940 à 1958*, P.U.F., Paris.

Chauvin, V., G. Dupont, E. Heyer, M. Plane et X. Timbeau (2002) Le modèle France de l'OFCE : la nouvelle version : e-mod.fr, *Revue de l'OFCE*, n°81, 245-300.

Chowdhury, A.R. (1993) Political Surfing over Economic Waves: Parliamentary Election Timing in India, *American Journal of Political Science* 37(4), 1000-1118.

Christoffersen, P.F. (1998) Evaluating Interval Forecasts, *International Economic Review* 39(4), 841-862.

Chrystal, A.K. et J.E. Alt (1981) Some Problems in Formulating and Testing a Politico-Economic Model of the United Kingdom, *Economic Journal* 91, n°363, 730-736.

Claggett, W. (1986) A Reexamination of the Asymmetry Hypothesis: Economic Expansions, Contractions and Congressional Elections, *Western Political Quarterly* 39(4), 623-633.

Clark, W.C. (1943) Economic Aspects of a President's Popularity, thèse, University of Pennsylvannia.

Clark, W.R. et U.N. Reichert (1998) International and Domestic Constraints on Political Business Cycles in OECD Économies, *International Organization* 52(1), 87-120.

Clarke, H.D. et E. Elliott (1989) New Models of Presidential Approval, *European Journal of Political Economy* 5(4), 551-569.

Clarke, H.D. et M.C. Stewart (1994) Prospections, Retrospections and Rationality: The Bankers Model of Presidential Approval Reconsidered, *American Journal of Political Science* 38(4), 1104-1123.

Clarke, H.D., M.C. Stewart et P. Whiteley (1998) New Models for New Labour: The Political Economy of Labour Party Support, January 1992 – April 1997, *American Political Science Review* 92(3), 559-575.

Clarke, H.D., M.C. Stewart et P. Whiteley (2002) Emotions, Expectations and the Dynamics of Party Support in Britain, in H. Dorussen et M. Taylor (éds.) *Economic Voting*, Routledge / ECPR, 235-260.

Clarke, H.D., M.C. Stewart et G. Zuk (1986) The Political Economy of Party Support in Canada: 1980-84, *European Journal of Political Economy* 2(1), 25-46.

Clarke, H.D. et P. Whiteley (1990) Perceptions of Macroeconomic Performance, Government Support and Conservative Party Strategy in Britain 1983-1987, *European Journal of Political Research* 18(1), 97-120.

Clemen, R.T. (1986) Linear Constraints and the Efficiency of Combining Forecasts, *Journal of Forecasting* 5(1), 31-38.

Clemen, R.T. (1989) Combining Forecasts: A Review and Annoted Bibliography, *International Journal of Forecasting* 5(4), 559-583.

Clements, M.P. et D.F. Hendry (1993) On the Limitations of Comparing Mean Square Forecast Errors, *Journal of Forecasting* 12(8), 617-637.

Cohen, G.D. (1993) *Pre- and Post- Electoral Macroeconomic Fluctuations*, thèse, Harvard University.

Conover, P.J. et S. Feldman (1986) Emotional Reactions to the Economy: I'm Mad as Hell and I'm Not Going to Take It Anymore, *American Journal of Political Science* 30(1), 50-76.

Conover, P.J., S. Feldman et K. Knight (1986) Judging Inflation and Unemployment: The Origins of Retrospective Evaluations, *Journal of Politics* 48(3), 565-588.

Conover, P.J., S. Feldman et K. Knight (1987) The Personal and Political Underpinnings of Economic Forecasts, *American Journal of Political Science* 31(3), 559-583.

Cooper, J.P. et C.R. Nelson (1975) The Ex Ante Prediction Performance of the St. Louis and FRB-MIT-PENN Econometric Models and Some Results on Composite Predictors, *Journal of Money, Credit, and Banking* 7(1), 1-32.

Cotis, J.-P. et H. Joly (1997) Croissance tendancielle, croissance potentielle et output gap : les analyses de la Direction de la prévision, *Économie internationale*, n°69, 191-207.

Cotis, J.-P., R. Méary et N. Sobczak (1998) Le chômage d'équilibre en France, *Revue économique* 49(3), 921-935.

Courbis, R. (1969) Développement économique et concurrence étrangère, *Revue économique* 20(1), 37-83.

Courbis, R. (1972a) The FIFI Model Used in the Preparation of the French Plan, *Economics of Planning* 12(1-2), 37-78.
Courbis, R. (1972b) The REGINA Model, a Regional-National Model of the French Economy, *Economics of Planning* 12(3), 133-152.
Courbis, R. (1982) La théorie des économies concurrencées et ses applications : de FIFI à MOGLI, in J.-J. Reiffers (éd.) *Économie et finance internationale*, Dunod, Paris, 395-424.
Courbis, R. (1991) Macroeconomic Modelling in France, in R.G. Bodkin, L.R. Klein et K. Marwak (éds.) *A History of Macroeconometric Model-Building*, Edward Elgar, 231-266.
Courbis, R. (1995) De la modélisation macro-économique à la modélisation macro-politique : propos d'étape, *Journal de la société de statistique de Paris* 136(1), 47-70.
Courbis, R., A. Fonteneau, C. Le Van et P. Voisin (1980) Le modèle MOGLI, *Prévision et analyse économique* 1(2-3).
Courbis, R. et P. Salmon (1986) Le modèle PROTEE, GAMA Paper, n°544.
Crain, W.M., T.H. Deaton et R.D. Tollison (1978) Macroeconomic Determinants of the Vote in Presidential Elections, *Public Finance Quarterly* 6(4), 427-438.
Cukierman, A. (1980) The Effects of Uncertainty of Investment under Risk Neutrality with Endogenous Information, *Journal of Political Economy* 88(3), 462-475.
Cukierman, A. (1992) *Central Bank Strategy, Credibility and Independence: Theory and Evidence*, MIT Press, Cambridge, MA.
Cukierman, A. et A.H. Meltzer (1986) A Positive Theory of Discretionary Policy, the Costs of Democratic Government and the Benefits of a Constitution, *Economic Inquiry* 24(3), 367-388.
Cukierman, A. et A.H. Meltzer (1989) A Political Theory of Government Debt and Deficit in a Neo-Ricardian Framework, *American Economic Review* 79(4), 713-732.
Cukierman, A., S. Webb et B. Neyapti (1992) Measuring the Independence of Central Bank and Its Effects on Economic Outcomes, *World Bank Economic Review* 6(3), 353-398.
Curtice, J. et C. Payne (1991) Local Elections as National Referendums in Great Britain, *Electoral Studies* 10(1), 3-17.
Cusack, T.R. (1997) Partisan Politics and Public Finance: Change in Public Spending in the Industrialized Democracies, *Public Choice* 91(3-4), 375-395.
Cusack, T.R. (1999) Partisan Politics and Fiscal Policy, *Comparative Political Studies* 32(4), 464-486.
van Dalen, H.P. et O.H. Swank (1996) Government Spending Cycles: Ideological or Opportunistic, *Public Choice* 89(1-2), 183-200.
David, J.-H. (1972) Un modèle de l'économie française inspiré des thèses monétaristes, *Bulletin trimestriel de la Banque de France*, n°5, 23-56.
Davidson, L.S., M. Fratianni et J. von Hagen (1990) Testing for Political Business Cycles, *Journal of Policy Modelling* 12(1), 35-59.
Davidson, L.S., M. Fratianni et J. von Hagen (1992) Testing the Satisficing Version of Political Business Cycle, 1905-1984, *Public Choice* 73(1), 21-35.
Davidson, R. et J.G. MacKinnon (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
Davis, H.T. (1941) *Theory of Econometrics*, The Principia Press, Bloomington.
Dehove, M., A. Fauqueur, J.-P. Gaudemet, M. Husson, J. Mathis, G. de Monchy et D. Vallet (1981) Le modèle COPAIN : comportements patrimoniaux et intégration financière, *Économie et prévision*, n°48, 3-69.
Deleau, M., R. Guesnerie et P. Malgrange (1973a) Planification, incertitude et politique économique : l'opération OPTIMIX, une procédure formalisée d'adaptation du Plan à l'aléa, *Revue économique* 24(5), 801-836.
Deleau, M., R. Guesnerie et P. Malgrange (1973b) Planification, incertitude et politique économique : l'opération OPTIMIX, résultats numériques, *Revue économique* 24(6), 1072-1103.
Deleau, M. et P. Malgrange (1978) *L'analyse des modèles macroéconomiques quantitatifs*, Economica, Paris.

Dessus, S., J.-D. Lafay et C. Morrisson (1997) Un modèle politico-économique des programmes de stabilisation en Afriquen, *Revue d'économie du développement*, n°4, 3-34.

Dessus, S., J.-D. Lafay et C. Morrisson (1998) A Politico-Economic Model for Stabilisation in Africa, *Journal of African Économies* 7(1), 91-119.

Dickey, D.A. et W.A. Fuller (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74, n°366, 427-481.

Dickey, D.A. et W.A. Fuller (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root, *Econometrica* 49(4), 1057-1072.

Diebold, F.X. et G.D. Rudebusch (1989) Long Memory and Persistence in Aggregate Output, *Journal of Monetary Economics* 24(2), 189-209.

Diebold, F.X et R.S. Mariano (1995) Comparing Predictive Accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3), 253-263.

Doisy, S. (2001) La croissance potentielle de l'économie française : une évaluation, Document de travail, Direction de la Prévision.

Dolez, B. (2002) Les mystères de la chambre bleue : des voix aux sièges lors des élections législatives de juin 2002, *Revue française de science politique* 52(5-6), 577-591.

Dolez, B. et A. Laurent (2005) The Seat-Vote Equation in French Legislative Elections (1978-2002), *French Politics* 3(2), 124-141.

Douglas, R. (1975) Economy and Polity in Australia: A Quantification of Commonsense, *British Journal of Political Science* 5(3), 341-361.

Downs, A. (1957a) An Economic Theory of Political Action in Democracy, *Journal of Political Economy* 65(2), 135-150.

Downs, A. (1957b) *An Economic Theory of Democracy*, Harper & Row, New York.

Drazen, A. (2000) The Political Business Cycle after 25 Years, in B.S. Bernanke et K. Rogoff (éds.) *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, Cambridge, MA, 75-137.

Drazen, A. (2001) *Political Economy in Macroeconomics*, Princeton University Press.

Drazen, A. et M. Eslava (2005) Electoral Manipulation via Expenditure Composition: Theory and Evidence, NBER working paper n°11085.

Dua, P., D.J. Smyth et S.W. Taylor (1995) Public Perceptions of Macroeconomic Policy during the Bush Presidency, *Southern Economic Journal* 61(3), 775-782.

Dubois, E. (2004) Mémoire longue et popularité du Premier ministre français, miméo, LAEP, Université de Paris 1.

Dubois, E. (2005) Vitesse des réformes politiques et croissance dans les pays d'Europe de l'Est en transition, miméo, LAEP, Université de Paris 1.

Dubois, E. et C. Fauvelle-Aymar (2004) Vote Functions in France and the 2002 Election Forecast, in M.S. Lewis-Beck (éd.) *The French Voters: Before and After the 2002 election*, Palgrave Macmillan, 205-230.

Dubois, E., M. Leprince et S. Paty (2005) Les déterminants politiques des choix fiscaux locaux: le cas des départements en France, *Revue de l'OFCE*, n°94, 317-350.

Dubois, E. et D. Janci (1994) Prévision du PIB par la courbe des taux : une constatation empirique en quête de théorie, *Économie et prévision*, n°112, 69-85.

Dumazet, D. et V. Khong (1989) ICARE 1980, le modèle ICARE en nouvelle base de comptabilité nationale, *Revue de l'IPECODE*, n°22, 11-43.

Durand, J.-J. et M. Huchet-Bourdon (2003) La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures ?, document de travail.

Dutch, R.M. et H.D. Palmer (2002) Heterogeneous Perceptions of Economic Conditions in Cross-national Perspective, in H. Dorussen et M. Taylor (éds.) *Economic Voting*, Routledge / ECPR, 139-172.

Économie et Prévision (1998) Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français, *Économie et prévision*, n°134.

Edgeworth, F.Y. (1898) Miscellaneous Applications of the Calculus of Probabilities, *Journal of the Royal Statistical Society* 61(3), 534-544.

Eijffinger, S.C.W. et E. Schaling (1993) Central Bank Independence in Twelve Industrial Countries, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, n°184, 1-41.

Eijffinger, S.C.W., E. Schaling et M. Hoeberichts (1998) Central Bank Independence: A Sensitivity Analysis, *European Journal of Political Economy* 14(1), 73-88.

Ellis, C.J. et M.A. Thoma (1991) Partisan Effects in Economics with Variable Electoral Terms, *Journal of Money, Credit, and Banking* 23(4), 728-741.

Engle, R.F. et C.W.J. Granger (1987) Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55(2), 251-276.

Equipe AMADEUS (1991) Le modèle AMADEUS : présentation générale, INSEE, Département des Etudes Économiques d'Ensemble, documents de travail n° G 9101.

Equipe DMS (1987) DMS 4, modèle dynamique multisectoriel, *Collections de l'INSEE, série C*, n°139.

Equipe MEFISTO (1992) A Model of the French Financial System at the Bank of France, *Economic Modelling* 9(3), 211-252.

Equipe MEFISTO (1993) MEFISTO – version 2 : la maquette du système financier français de la Banque de France, *Cahiers économiques et monétaires*, n°42, 41-95.

Equipe PROPAGE (1980) PROPAGE, modèle détaillé de projections à moyen terme, *Économie et statistique*, n°121, 61-74.

Erikson, R.S., M.B. MacKuen et J.A. Stimson (2000) Bankers or Peasants Revisited: Economic Expectations and Presidential Approval, *Electoral Studies* 19(1-2), 295-312

Erikson, R.S., M.B. MacKuen et J.A. Stimson (2002) *The Macro-Polity*, Cambridge University Press.

Erikson, R.S. et C. Wlezien (1994) Forecasting the Presidential Vote, 1992, *Political Methodologist* 5(2), 10-11.

Erikson, R.S. et C. Wlezien (1996) Of Time and Presidential Election Forecasts, *Political Science and Politics* 29(1), 37-39.

Evans, M.K. (1969) Un modèle économétrique de l'économie française, OCDE.

Fair, R.C. (1972) *A Short-Run Forecasting Model of the United States Economy*, Lexington Books, D.C. Heath and Company, Lexington.

Fair, R.C. (1978) The Effect of Economic Events on Votes for President, *Review of Economics and Statistics* 60(2), 159-172.

Fair, R.C. (1984) *Specification, Estimation, and Analysis of Macroeconomic Models*, Harvard University Press.

Fair, R.C. (1993) Testing Macroeconometric Models, *American Economic Review* 83(2), 287-293.

Fair, R.C. (2001) *Predicting Presidential Elections and Other Things,* Stanford University Press.

Fair, R.C. (2002) The Effect of Economc Events on Votes for President: 2000 Update, miméo.

Fair, R.C. et R.J. Shiller (1990) Comparing Information in Forecast from Econometric Models, *American Economic Review* 80(3), 375-389.

Fang, Y. (2003) Forecasting Combination and Encompassing Tests, *International Journal of Forecasting* 19(1), 87-94.

Faubry, E., J.-E. Moncomble, O. Vidal de la Blache et P. Zagamé (1984) Le modèle Hermès-France, *Économie et prévision*, n°66, 3-29.

Faust, J. et J.S. Irons (1999) Money, Politics and the Post-War Business Cycle, *Journal of Monetary Economics* 43(1), 61-89.

Fauvelle-Aymar, C. et M.S. Lewis-Beck (1997) L'Iowa donne l'opposition gagnante, *Libération*, 23/05/1997.

Fauvelle-Aymar, C. et M.S. Lewis-Beck (2005) Coalition Strategies and the National Front Vote in French Legislative Contests, *French Politics* 3(2), 164-177.

Fauvelle-Aymar, C., J.-D. Lafay et M. Servais (2000) The Impact of Turnout on Electoral Choices: An Econometric Analysis of the French Case, *Electoral Studies* 19(1-2), 393-412.

Favero, C. et D.F. Hendry (1992) Testing the Lucas Critique: A Review, *Econometric Reviews* 11(3), 265-306.

Feiwel, G.R. (1974) Reflection on Kalecki's Theory of Political Business Cycle, *Kyklos* 27(1), 21-48.

Feldman, S. (1982) Economic Self-Interest and Political Behavior, *American Journal of Political Science* 26(3), 446-466.

Feldman, S. (1984) Economic Self-Interest and the Vote: Evidence and Meaning, *Political Behavior* 6(3), 229-251.

Feldman, S. et P. Conley (1991) Explaining Explanations of Changing Economic Conditions, in H. Norpoth, M.S. Lewis-Beck et J.-D. Lafay (éds.) *Economics and Politics, the Calculus of Support*, University of Michigan Press, Ann Arbor, 185-205.

Feng, Y. (2003) *Democracy, Governance, and Economic Performance*, MIT Press, Cambridge, MA.

Ferejohn, J.A. (1986) Incumbent Performance and Electoral Control, *Public Choice* 50(1-3), 5-25.

Fidrmuc, J. (2000a) Political Support for Reforms: Economics of Voting in Transition Countries, *European Economic Review* 44(8), 1491-1513.

Fidrmuc, J. (2000b) Economics of Voting in Post-Communist Countries, *Electoral Studies* 19(1-2), 199-217.

Fildes, R. et H. Stekler (2002) The State of Macroeconomic Forecasting, *Journal of Macroeconomics* 24(4), 435-468.

Finkel, S.E. (1993) Reexamining the "Minimal Effects" Model in Recent Presidential Campaigns, *Journal of Politics* 55(1), 1-21.

Fiorina, M.P. (1978) Economic Retrospective Voting in American National Elections: A Microanalysis, *American Journal of Political Science* 22(2), 426-443.

Fiorina, M.P. (1981) *Retrospective Voting in American National Elections*, Yale University Press.

Fiorina, M.P. et K.A. Shepsle (1989) Is Negative Voting an Artifact, *American Journal of Political Science* 33(2), 423-439.

Fisher, I. (1926) A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes, *International Labour Review* 13(6), 785-792.

Flores, B.E. et E.M. White (1989) Subjective versus Objective Combining of Forecasts: An Experiment, *Journal of Forecasting* 8(3), 331-341.

Fontaine, C. (1982) Conjoncture sociale : économie et politique, *Chroniques d'actualité de la SEDEIS* 26(1), 1-14.

Fontaine, C. (1986) Eclaircie et échéances électorales, *Chroniques d'actualités de la SEDEIS* 34(1), 7-21.

Fonteneau, A. (1983) Le modèle "OFCE-annuel", *Observations et diagnostics économiques*, n°5, 53-79.

Forsythe, R., F. Nelson, G.R. Neumann et J. Wright (1992) Anatomy of an Experimental Political Stock Market, *American Economic Review* 82(5), 1142-1161.

Foucault, M. et A. François (2005) Le rendement des dépenses électorales en France, *Revue économique*, à paraître.

Foucault, M., A. François et J.-D. Lafay (2001) Electoral Forecastings on Internet: An Experimental Method from 2001 French Municipal Elections, mimeo, LAEP, Université de Paris 1.

Fouquet, D., J.-M. Charpin, H. Guillaume, P-A. Muet et D. Vallet (1978) DMS, modèle dynamique multi-sectoriel, *Collections de l'INSEE, série C*, n°64-65.

Fox, G. et E.N. Phillips (2003) Interrelationship between Presidential Approval, Presidential Votes and Macroeconomic Performance, 1948-2000, *Journal of Macroeconomics* 25(3), 411-424.

Fraile, M. (2002) The Retrospective Voter in Spain during the 1990s, in H. Dorussen et M. Taylor (éds.) *Economic Voting*, Routledge / ECPR, 284-302.

François, A. (2003) *Economie politique des ressources affectées aux campagnes électorales : analyse théorique et empirique*, thèse, Université de Paris 1.

Franzese, R.J. (1999) Partially Independent Central Banks, Politically Responsive Governments, and Inflation, *American Journal of Political Science* 43(3), 681-706.

Franzese, R.J. (2002) Electoral and Partisan Cycles in Economic Policies and Outcomes, *Annual Review of Political Science* 5, 369-421.

Freeman, J.R., J.T. Williams et T.-M. Lin (1989) Vector Autoregression and the Study of Politics, *American Journal of Political Science* 33(4), 842-877.

Frey, B.S. (1974) The Politico-Economic System: A Simulation Model, *Kyklos* 27(2), 227-254.

Frey, B.S. (1978) *Modern Political Economy*, Martin Robertson, Londres (édition française de 1985 aux Presses Universitaires de France, Paris).

Frey, B.S. et L.J. Lau (1968) Towards a Mathematical Model of Government Behaviour, *Zeitschrift Für Nationalökonomie* 28(4), 355-380.

Frey, B.S., W.W. Pommerehne, F. Schneider et G. Gilbert (1984) Consensus and Dissension among Economists: An Empirical Inquiry, *American Economic Review* 74(5), 986-994.

Frey, B.S. et F. Schneider (1978a) An Empirical Study of Politico-Economic Interaction in the US, *Review of Economics and Statistics* 60(2), 174-183.

Frey, B.S. et F. Schneider (1978b) A Politico-Economic Model of the United Kingdom, *Economic Journal* 88, n°350, 243-253.

Frey, B.S. et F. Schneider (1978c) Economic and Personality Determinants of Presidential Popularity, *Empirical Economics* 3(2), 79-89.

Frey, B.S. et F. Schneider (1979) An Econometric Model with an Endogeneous Government Sector, *Public Choice* 34(1), 29-43.

Frey, B.S. et F. Schneider (1980) Popularity Functions: The Case of the US and West Germany, in P. Whiteley (éd.) *Models of Political Economy*, Sage Publications, 47-84.

Frey, B.S. et F. Schneider (1981a) A Politico-Economic Model of the U.K.: New Estimates and Predictions, *Economic Journal* 91, n°363, 737-740.

Frey, B.S. et F. Schneider (1981b) Central Bank Behavior: A Positive Empirical Analysis, *Journal of Monetary Economics* 7(3), 291-315.

Frey, B.S. et F. Schneider (1982a) Corrigendum: A Politico-Economic Model of the U.K.: New Estimates and Predictions, *Economic Journal* 92, n°366, 410.

Frey, B.S. et F. Schneider (1982b) Politico-economic Models in Competition with Alternative Models: Which Predict Better?, *European Journal of Political Research* 10(3), 241-254.

Frey, B.S. et F. Schneider (1983) Do Governments Respond to Political Incentives?, *European Journal of Political Research* 11(1), 125-126.

Friedman, M. (1968) The Role of Monetary Policy, *American Economic Review* 58(1), 1-17.

Friedman, M. (1972) Monetary Policy, *Proceedings of the American Philosophical Society* 116(3), 183-196.

Fromm, G. et L.R. Klein (1981) Scale of Macro-Econometric Models and Accuracy of Forecasting, in Kmenta, J. et J.B. Ramsey (éds.) *Large-scale Macro-economic Models*, North-Holland, Amsterdam, 369-388.

Froyen, R.T., T.W. Havrilesky et R.N. Waud (1997) The Asymmetric Effects of Political Pressures on U.S. Monetary Policy, *Journal of Macroeconomics* 19(3), 471-493.

Fuhrer, J.C. et G.R. Moore (1995) Inflation Persistence, *Quarterly Journal of Economics* 110(1), 127-160.

Garand, J.C. (1988) Explaining Government Growth in the U.S. States, *American Political Science Review* 82(3), 837-849.

Gärtner, M. (1999) The Election Cycle in the Inflation Bias: Evidence from the G-7 Countries, *European Journal of Political Economy* 15(4), 705-725.

Gaxie, D. (1985) *Explication du vote*, Presses de la FNSP, Paris.

Gelman, A. et G. King (1993) Why Are American Presidential Election Campaign Polls So Variable When Votes Are So Predictable?, *British Journal of Political Science* 23(1), 409-451.

Généreux, J. (1996) *L'économie politique : analyse économique des choix publics et de la vie politique*, Larousse, Paris.

Gildea, J.A. (1990) Explaining FOMC Members' Votes, in T. Mayer (éd.) *The Political Economy of American Monetary Policy*, Cambridge University Press, New York, 211-227.

Giraud, R. (1980) L'analyse spectrale : théorie et application à l'étude des interactions politico-économiques, thèse, Université de Paris 2.

Golden, D.G. et J.M. Poterba (1980) The Price of Popularity: The Political Business Cycle Reexamined, *American Journal of Political Science* 24(4), 696-714.

Gomez, B.T. et J.M. Wilson (2001) Political Sophistication and Economic Voting in the American Electorate: A Theory of Heterogeneous Attribution, *American Journal of Political Science* 45(4), 899-914.

Gomez, B.T. et J.M. Wilson (2003) Causal Attribution and Economic Voting in American Congressional Elections, *Political Research Quarterly* 56(3), 271-282.

Goodhart, C.A.E. et R.J. Bhansali (1970) Political Economy, *Political Studies* 18(1), 43-106.

Gordon, R.J. (1984) Unemployment and Potential Output in the 1980s, *Brookings Papers on Economic Activity*, n°2, 537-568.

Gordon, R.J. (1989) Hysteresis in History: Was There Ever a Phillips Curve?, *American Economic Review* 79(2), 220-225.

Gordon, R.J. (1997) The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy, *Journal of Economic Perspectives* 11(1), 11-32.

Goyeau, D. (1985) *Prévision, comportement des décideurs publics et anticipations des agents privés*, thèse, Université de Poitiers.

Granger, C.W.J. (1986) Comment, *Journal of Business et Economic Statistics* 4(1), 16-17.

Granger, C.W.J. et P. Newbold (1973) Evaluations of Forecasts, *Applied Economics* 5(1), 35-47.

Granger, C.W.J. et P. Newbold (1974) Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics* 2(2), 111-120.

Granger, C.W.J. et P. Newbold (1977) *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, New York.

Granger, C.W.J. et R. Ramanathan (1984) Improved Methods of Combining Forecasts, *Journal of Forecasting* 3(2), 197-204.

Green, D.P. et I. Shapiro (1995) Choix rationnels et politique : pourquoi en savons-nous toujours aussi peu ?, *Revue française de science politique* 45(1), 96-130.

Greene, J.P. (1993) Forewarned Before Forecast: Presidential Election Forecasting Models and the 1992 Election, *Political Science and Politics* 26(1), 17-21.

Greene, W.H. (2002) *Econometric Analysis*, Prentice Hall (5ème édition).

Grier, K.B. (1987) Presidential Elections and Federal Reserve Policy: An Empirical Test, *Southern Economic Journal* 54(2), 475-486.

Grier, K.B. (1989) On the Existence of a Political Monetary Cycle, *American Journal of Political Science* 33(2), 376-389.

Grilly, V., D. Masciandaro et G. Tabellini (1991) Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries, *Economic Policy*, n°13, 342-392.

Grunberg, E. et F. Modigliani (1954) The Predictability of Social Events, *Journal of Political Economy* 62(6), 465-478.

Gubala, S.M. et N. Dietz (2002) The Presidential-Economic Dance: Are "New" Economic Variables "in Rhythm" with Traditionnal Economic Indicators and Presidential Approval?, miméo.

Gubian, A., G. Cornilleau, C. Mathieu et M-A. Véganzonès (1992) Mosaïque : la nouvelle version du modèle OFCE trimestriel, *Revue de l'OFCE*, n°40, 141-200.

Guéna, M. (1993) *Les modèles politico-économiques*, thèse, Université de Nanterre.

Guérin, D. et R. Nadeau (1995) Conjoncture économique et comportement électoral au Québec, *Recherches sociographiques* 36(1), 65-76.

Guillaume, H. et P.-A. Muet (1979) Simulations et multiplicateurs dynamiques du modèle DMS, *Revue économique* 30(2), 207-243.

Gujarati, D.N. (1995) *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York.

de Haan, J. et J.E. Sturm (1994) Political and Institutional Determinants of Fiscal Policy in the European Community, *Public Choice* 80(1), 157-172.

de Haan, J. et J.E. Sturm (1997) Political and Economic Determinants of OECD Budget Deficits and Government Expenditures: A Reinvestigation, *European Journal of Political Economy* 13(4), 739-750.

de Haan, J., S.C.W. Eijffinger et S. Waller (2005) The ECD: Centralization, Transparency and Credibility, MIT Press, Cambridge, MA.

Hadri, K., B. Lockwood et J. Maloney (1998) Does Central Bank Independence Smooth the Political Business Cycle in Inflation Some OECD Evidence, *Manchester School of Economic and Social Studies* 66(4), 377-395.

von Hagen, J. (1992) Budgeting Procedures and Fiscal Performance in the European Community, Economic Papers, Commission of the European Community, n° 96.

von Hagen, J. et R. Süppel (1994a) Central Bank Constitutions for Federal Monetary Unions, *European Economic Review* 38(3-4), 774-782.

von Hagen, J. et R. Süppel (1994b) Central Bank Constitutions for Monetary Unions, CEPR Discussion Paper No. 919.

Hallerberg, M. et L. Vinhas de Souza (2000) The Political Business Cycles of EU Accession Countries, Tinbergen Institute Discussion Paper n°085/2.

Happy, J.R. (1986) Voter Sensitivity to Economic Conditions, *Comparative Politics* 19(1), 45-56.

Harvey, C.R. (1991) Les taux d'intérêt et la croissance économique en France, *Analyse financière*, n°3, 97-103.

Harvey, D., S. Leybourne et P.Newbold (1997) Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors, *International Journal of Forecasting* 13(2), 281-291.

Havrilesky, T.M. (1987) A Partisanship Theory of Fiscal and Monetary Regimes, *Journal of Money, Credit, and Banking* 19(3), 308-325.

Havrilesky, T.M. (1988) Monetary Policy Signalling from the Administration to the Federal Reserve, *Journal of Money, Credit, and Banking* 20(1), 82-101.

Havrilesky, T.M. et J.A. Gildea (1992) Reliable and Unreliable Partisan Appointees to the Board of Governors, *Public Choice* 73(4), 397-417.

Havrilesky, T.M. et R. Schweitzer (1990) A Theory of FOMC Dissent Voting with Evidence from the Time Series, in T. Mayer (éd.) *The Political Economy of American Monetary Policy*, Cambridge University Press, New York, 197-210

Haynes, S.E. et J.A. Stone (1988) Does the Political Business Cycle Dominate US Unemployment and Inflation? Some New Evidence, in T.D. Willett (éd.) *Political Business Cycles: The Political Economy of Money, Inflation and Unemployment*, Duke University Press, Durham, 276-293.

Haynes, S.E. et J.A. Stone (1990) Political Models of the Business Cycle Should Be Revived, *Economic Inquiry* 28(3), 442-465.

Heckelman, J.C. (1999a) Testing Rational Partisan Theory when Elections Are Endogenous Events: Some Empirical Evidence from the United Kingdom, *Quarterly Journal of Business and Economics* 38(4), 45-56.

Heckelman, J.C. (1999b) Adaptive Partisan Theory, *Journal of Public Finance and Public Choice* 17, 11-18.

Heckelman, J.C. (2001a) The Econometrics of Rational Partisan Theory, *Applied Economics* 33(3), 417-426.

Heckelman, J.C. (2001b) Partisan Business Cycles under Variable Election Dates, *Journal of Macroeconomics* 23(1), 261-275.

Heckelman, J.C. (2002a) Variable Rational Partisan Business Cycles: Theory and Some Evidence, *Canadian Journal of Economics* 35(3), 568-585.

Heckelman, J.C. (2002b) Electoral Uncertainty and the Macroeconomy: The Evidence from Canada, *Public Choice* 113(1-2), 179-189.

Hellwig, T. (2002) Political Accountability in France under Globalization, préparé pour la 13ème International Conference of Europeanists, 14-16 mars, Chicago.

Hetherington, M.J. (1996) The Media's Role in Forming Voters' National Economic Expectations of American Voters, *American Journal of Political Science* 40(2), 372-395.

Heyer, E. et X. Timbeau (2002) Le chômage structurel à 5 % en France ?, *Revue de l'OFCE*, n°80, 115-151.

Hibbing, J.R. et J.R. Alford (1981) The Electoral Impact of Economic Conditions: Who is Held Rsponsible?, *American Journal of Political Science* 25(3), 423-439.

Hibbs, D.A. (1977) Political Parties and Macroeconomic Policy, *American Political Science Review* 71(4), 1467-1487.

Hibbs, D.A. (1982a) Economic Outcomes and Political Support for British Governments among Occupational Classes: A Dynamic Analysis, *American Political Science Review* 76(2), 259-279.

Hibbs, D.A. (1982b) President Reagan's Mandate from the 1980 Elections: A Shift to the Right, *American Politics Quarterly* 10(4), 387-420.

Hibbs, D.A. (1982c) On the Demand for Economic Outcomes: Macroeconomic Performance and Mass Political Support in the United States, Great Britain, and Germany, *Journal of Politics* 44(2), 426-462.

Hibbs, D.A. (1982d) Public Concern about Inflation and Unemployment in the United States: Trends, Correlates, and Political Implications, in R.E. Hall (éd.) *Inflation: Causes and Effects*, University of Chicago Press, Chicago, 211-231.

Hibbs, D.A. (1987a) *The Political Economy of Industrial Democracies*, Harvard University Press, Cambridge, MA.

Hibbs, D.A. (1987b) *The American Political Economy*, Harvard University Press, Cambridge, MA.

Hibbs, D.A. (1994) The Partisan Model of Macroeconomic Cycles, *Economics and Politics* 6(1), 1-23.

Hibbs, D.A. (2000) Bread and Peace Voting in US Presidential Elections, *Public Choice* 104(1-2), 149-180.

Hibbs, D.A. et N. Vasilatos (1981) Economics and Politics in France: Economic Performance and Mass Political Support for Presidents Pompidou and Giscard d'Estaing, *European Journal of Political Research* 9(1), 133-145.

Hibbs, D.A. et N. Vasilatos (1983) Performance économique et fonction de popularité des présidents Pompidou et Giscard d'Estaing, *Revue d'économie politique* 93(1), 44-61.

Hibon, M. et T. Evgeniou (2005) To Combine or Not to Combine: Selecting among Forecasts and Their Combinations, *International Journal of Forecasting* 21(1), 15-24.

Hicks, A. (1984) Elections, Keynes, Bureaucracy and Class: Explaining U.S. Budget Deficits, 1961-1978, *American Sociological Review* 49(2), 165-182.

Hicks, A.M. et D.H. Swank (1984) On the Political Economy of Welfare Expansion: A Comparative Analysis of 18 Advanced Capitalist Democracies, 1960-1971, *Comparative Political Studies* 17(1), 81-119.

Hicks, A.M. et D.H. Swank (1992) Politics, Institutions, and Welfare Spending in Industrialized Democracies, 1960-82, *American Political Science Review* 86(3), 658-674.

Hodrick, R.J. et E.C. Prescott (1997) Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1-16.

Holbrook, T.M. (1991) Presidential Elections in Space and Time, *American Journal of Political Science* 35(1), 91-109.

Holbrook, T.M. (1994) Campaigns, National Conditions, and U.S. Presidential Elections, *American Journal of Political Science* 38(4), 973-998.

Holbrook, T.M. (1996) *Do Campaign Matter?*, Sage publications.
Holbrook, T.M. et J.C. Garand (1996) Homo Economus? Economic Information and Economic Voting, *Political Research Quarterly* 49(2), 351-375.
Holden, K, D. Peel et B. Sandhu (1987) The Accuracy of OECD Forecasts, *Empirical Economics* 12(3), 175-186.
Hotelling, H. (1929) Stability in Competition, *Economic Journal* 39, n°153, 41-57.
Host, V. et M. Paldam (1990) An International Element of the Vote? A Comparative Study of Seventeen OECD Countries, 1948-85, *European Journal of Political Research* 18(2), 221-239.
Hudson, E.A. et M.L. Wevers (1977) New Zealand General Elections: A Formal Analysis, *Political Science* 29(1), 1-18.
Hudson, J. (1985) The Relationship Between Government Popularity and Approval for the Government's Record in the United Kingdom, *British Journal of Political Science* 15(2), 165-186.
Imbeau, L.M., F. Pétry et M. Lamari (2001) Left-right Party Ideology and Government Policies: A Meta-analysis, *European Journal of Political Research* 40(1), 1-29.
Inoguchi, T. (1980) Economic Conditions and Mass Support in Japan, 1960-1976, in P. Whiteley (éd.) *Models of Political Economy*, Sage Publications, 121-151.
INSEE (1977) METRIC, modèle économique trimestriel de la conjoncture, *Annales de l'INSEE*, n°26-27.
INSEE (1980) Une représentation de l'économie française : le modèle DMS, *Revue économique* 31(5), 930-981.
INSEE (1982) PROPAGE, modèle détaillé de l'appareil productif français, *Collections de l'INSEE, série C,* n°103.
IPECODE (1983) ICARE, modèle conjoncturel de l'économie française, *Revue de l'IPECODE*, n°1.
IPECODE (1987) Quatre ans de prévision macroéconomique à l'IPECODE, *Revue de l'IPECODE*, n°15, 151-167.
Irac, D. (2000) Estimation of a Time Varying NAIRU for France, Banque de France, Notes d'études et de recherche, n°75.
Ito, T. (1990) The Timing of Elections and Political Business Cycles in Japan, *Journal of Asian Economics* 1(1), 135-156.
Ito, T. (1991) International Impacts on Domestic Political Economy: A Case of Japanese General Elections, *Journal of International Money and Finance* 10(supplement), S73-S89.
Ito, T. et J.H. Park (1988) Political Business Cycles in the Parliamentary System, *Economics Letters* 27(3), 233-238.
Jacquinot, P. et F. Mihoubi (2000) Modèle à Anticipations Rationnelles de la COnjoncture Simulée : MARCOS, Banque de France, Notes d'études et de recherche, n°78.
Jenkins, G.M. (1982) Some Practical Aspects of Forecasting in Organizations, *Journal of Forecasting* 1(1), 3-21.
Jérôme, B. (1993) Rationalité, jugement des électeurs et intentions de vote aux élections législatives : étude du cas français sur données trimestrielles 1982:2 - 1992:4, miméo.
Jérôme, B. et V. Jérôme-Speziari (2000) The 1998 French Regional Elections: Why So Much Political Instability?, *Electoral Studies* 19(1-2), 219-236.
Jérôme, B., V. Jérôme-Speziari et M.S. Lewis-Beck (1999) Polls Fails in France: Forecasts of the 1997 Legislative Election, *International Journal of Forecasting* 15(2), 163-174.
Jérôme, B., V. Jérôme-Speziari et M.S. Lewis-Beck (2001) Evaluation économique et vote en France et en Allemagne, in B. Cautrès et D. Reynié (éds.) *L'opinion européenne*, Presses de Sciences Po et Fondation Robert Schuman, Paris, 101-122.
Johnson, D.R. et P.L. Siklos (1994) Political Effects on Central Bank Behaviour: Some International Evidence, in P.L. Siklos (éd.) *Variety of Monetary Reforms: Lessons and Experiences on the Road to Monetary Union*, Kluwer Academic Publishers, 133-163.
Johnston, J. (1985) *Méthodes économétriques, tome 1*, Economica, Paris.

Jondeau, E. et H. Le Bihan (2001) Testing for a Forward-looking Phillips Curve: Additional Evidence from European and US Data, Notes d'études et de recherche, Banque de France, Notes d'études et de recherche, n°86.

Jordan, N. (1965) The Asymmetry of "Liking" and "Disliking": A Phenomenon Meriting Further Reflection and Research, *Public Opinion Quarterly* 29(2), 315-322.

Kalecki, M. (1943) Political Aspects of Full Employment, *Political Quarterly* 14(4), 322-331.

Kang, H. (1986) Unstable Weights in the Combination of Forecasts, *Management Science* 32(6), 683-695.

Kanji, G.K. (1993) *100 Statistical Tests*, Sage Publications.

Kayser, M.A. (2005) Who Surfs, Who Manipulates? The Determinants of Opportunistic Election Timing and Elctorally Motivated Economic Intervention, *American Political Science Review* 99(1), 17-27.

Keech, W.R. et I.L. Morris (1997) Appointments, Presidential Power, and the Federal Reserve, *Journal of Macroeconomics* 19(2), 253-267.

Keil, M.W. (1988) Is The Political Business Cycle Really Dead?, *Southern Economic Journal* 55(1), 86-99.

Kelejian, H.H. et B. Vavrichek (1981) An Evaluation of the Forecasting Perfomance of Macro Economic Models, with Special Emphasis on Model Size, in J. Kmenta et J.B. Ramsey (éds.) *Large-scale Macro-economic Models*, North-Holland, Amsterdam, 93-122.

Kempf, H. (2004) La Banque Centrale Européenne entre indépendance et contrôle politique, in R. Frank et R. Greenstein (éds.) *Gouvernance et citoyenneté en Europe*, Bruylant, Bruxelles, 131-158.

Kendall, M.G. et A. Stuart (1950) The Law of Cubic Proportion in Election Results, *British Journal of Sociology* 1(3), 183-197.

Kendall, M.G. et A. Stuart (1952) La loi du cube dans les élections britanniques, *Revue française de science politique* 2(2), 270-276.

Kernell, S. (1977) Presidential Popularity and Negative Voting: An Alternative Explanation of the Midterm Congressional Decline of the President's Party , *American Political Science Review* 71(1), 44-66.

Kernell, S. (1978) Explaining Presidential Popularity, *American Political Science Review* 72(2), 506-522.

Kernell, S. et D.A. Hibbs (1981) A Critical Threshold Model of Presidential Popularity, in D.A. Hibbs et H. Fassbender (éds.) *Contemporary Political Economy*, North-Holland, 49-72.

Kerr, W.A. (1944) A Quantitative Study of Political Behavior, 1840-1940, *Journal of Social Psychology* 19, 273-281.

Key, V.O. (1942) *Politics, Parties, and Pressure groups*, Thomas Y. Crowell Compagny, New York.

Key, V.O. (1961) *Public Opinion and American Democracy*, Alfred A. Knopf, New York.

Key, V.O. (1966) *The Responsible Electorate: Rationality in Presidential Voting: 1936-1960*, Harvard University Press, Cambridge, MA.

Keynes, J.M. (1936) The General Theory of Employment, Interest and Money, MacMillan, Londres (édition de 1973 chez le même éditeur).

Kiefer, D. (1999) *Macroeconomy Policy and Public Choice*, Springer.

Kiewiet, D.R. (1981) Policy-Oriented Voting in Response to Economic Issues, *American Political Science Review* 75(2), 448-459.

Kiewiet, D.R. (1983) *Macro-economics and Micro-politics: The Electoral Effects of Economic Issues*, University of Chicago Press, Chicago.

Kiewiet, D.R. (1985) The Effects of Economic Issues on Voting for President, 1956-1980, in S.E. Schier et N.J. Vig (éds.) *Political Economy in Western Democracies*, Holmes & Meier, 304-325.

Kiewiet, D.R. et D. Rivers (1984) A Retrospective on Retrospective Voting, *Political Behavior* 6(4), 369-393.

Kinder, D.R. et D.R. Kiewiet (1979) Economic Discontent and Political Behavior, the Role of Personal Grievances and Collective Economic Judgements in Congressional Voting, *American Journal of Political Science* 23(3), 495-527.

Kinder, D.R. et D.R. Kiewiet (1981) Sociotropics Politics: The American Case, *British Journal of Political Science* 11(2), 129-161.

Kinder, D.R. et W.R. Mebane (1983) Politics and Economics in Everyday Life, in K.R. Monroe (éd.) *The Political Process and Economic Change*, Agathon Press, New York, 141-180.

Kinder, D.R., G.S. Adams et P.W. Gronke (1989) Economics and Politics in the 1984 American Presidential Election, *American Journal of Political Science* 33(2), 491-515.

King, G. (1989) Representation Trought Legislative Redistricting: A Stochastic Model, *American Journal of Political Science* 33(4), 787-824.

King, G. et R.X. Browning (1987) Democratic Representation and Partisan Bias in Congressional Elections, *American Political Science Review* 81(4), 1251-1273.

Kirchgässner, G. (1984) On the Theory of Optimal Government Behaviour, *Journal of Economic Dynamics and Control* 8(2), 167-195.

Kirchgässner, G. (1985) Rationality, Causality, and the Relation between Economic Conditions and the Popularity of Parties, *European Economic Review* 28(1-2), 243-268.

Kirchgässner, G. (1986) Economic Conditions and the Popularity of West Germany Parties: A survey, *European Journal of Political Research* 14(4), 421-439.

Kirchgässner, G. (1991) On the Relation between Voting Intention and the Perception of the General Economic Situation. An Empirical Analysis for the Federal Republic of Germany, *European Journal of Political Economy* 7(4), 497-526.

Kirschen, E.S., J. Bénard, H. Besters, F. Blackaby, O. Eckstein, J. Faaland, F. Hartog, L. Morissens, E. Tosco (1964) *Economic Policy in Our Time*, North-Holland, Amsterdam.

Klorman, R. (1978) Trend in Personal Finances and the Vote, *Public Opinion Quarterly* 42(1), 31-48.

Kmenta, J. et J.B. Ramsey (1981) Model Size, Quality of Forecast Accuracy, and Economic Theory, in J. Kmenta et J.B. Ramsey (éds.) *Large-scale Macro-economic Models*, North-Holland, Amsterdam, 3-16.

Kohl, J. (1981) Trends and Problems in Postwar Public Expenditure Development in Western Europe and North America, in P. Flora et A.J. Heidenheimer (éds.) *The Development of Welfare States in Europe and America*, Transaction Books, 307-344.

Kontopoulos, Y. et R. Perotti (1999) Government Fragmentation and Fiscal Policy Outcomes: Evidence from OECD Countries, in J.M. Poterba et J. von Hagen (éds.) *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, University of Chicago Press, 81-102.

Koutsogeorgopoulou, V. (2000) A Post-mortem on Economic Outlook Projections, Economic Department Working Papers, n°274.

Kraemer, M. (1997) Electoral Budget Cycles in Latin America and The Caribbean: Incidence, Causes and Political Futility, Inter-American Development Bank Working Paper.

Kramer, G.H. (1971) Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896-1964, *American Political Science Review* 65(1), 131-143.

Kramer, G.H. (1983) The Ecological Fallacy Revisited: Aggregate *versus* Individual Level Findings on Economic and Elections, and Sociotropic Voting, *American Political Science Review* 77(1), 92-111.

Krause, G.A. (1997) Voters, Information Heterogeniety, and the Dynamics of Aggregate Economic Expectations, *American Journal of Political Science* 41(4), 1170-1200.

Kuklinksi, J. et D. West (1981) Economic Expectations and Voting Behavior in United States House and Senate Elections, *American Political Science Review* 75(2), 436-447.

Kydland, F.E. et E.C. Prescott (1977) Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, *Journal of Political Economy* 85(3), 473-492.

Lächler, U. (1982) On Political Business Cycles with Endogenous Election Dates, *Journal of Public Economics* 17(1), 111-117.

Lacy, D. et J.T. Grant (1999) The Invisible Foot: Economic Voting in the 1996 Presidential Election, in H.F. Weisberg et J.M. Box-Steffensmeier (éds.) *Reelection 1996*, Chatham, 99-110.

Lafay, J.-D. (1973) Comportements politiques et conjoncture économique, miméo.

Lafay, J.-D. (1977) Les conséquences électorales de la conjoncture économique : essais de prévision chiffrée pour mars 1978, *Vie et sciences économiques*, n°75, 1-7.

Lafay, J.-D. (1980) Demandes de politiques économiques et mouvements de popularité, préparé pour le 8ème colloque international d'économétrie appliquée, Université de Poitiers.

Lafay, J.-D. (1981a) The Impact of Economic Variables on Political Behavior in France, in D.A. Hibbs et H. Fassbender (éds.) *Contemporary Political Economy*, North-Holland, 137-149.

Lafay, J.-D. (1981b) Empiriqual Analysis of Politico-Economic Interaction in East European Countries, *Soviet Studies* 33(3), 386-400.

Lafay, J.-D. (1984) Political Change and Stability of the Popularity Function: The French General Election of 1981, *Political Behavior* 6(4), 333-352.

Lafay, J.-D. (1989) L'opposition dans le système politico-économique : analyse théorique et étude empirique du cas français, *Journal des économistes et des études humaines* 1(1), 43-59.

Lafay, J.-D. (1991) Political Dyarchy and Popularity Functions: Lessons from the 1986 French Experience, in H. Norpoth, M.S. Lewis-Beck et J.-D. Lafay (éds.) *Economics and Politics, The Calculus of Support*, University of Michigan Press, Ann Arbor, 123-139.

Lafay, J.-D. (1995a) Les interactions entre économie et politique, *Journal de la société de statistique de Paris* 136(1), 17-28.

Lafay, J.-D. (1995b) Note sur l'élection présidentielle de 1995 et les apports de l'analyse économétrique des comportements électoraux, miméo.

Lafay, J.-D. (1997) L'analyse économique de la politique : raisons d'être, vrais problèmes et fausses critiques, *Revue française de sociologie* 38(2), 229-243.

Lafay, J.-D. (1998) Économie et politique : les apports de la seconde génération, *Sociétal*, n°22, 81-82.

Lafay, J.-D., Berdot, J.-P. et E. Giraud (1981) Popularity Functions and Models for France: Tables of Preliminary Results, miméo, Université de Poitiers.

Lafay, J.-D. et J. Lecaillon (1990) Économie et popularité en France, in *La popularité politique*, actes du colloque de l'Association Française de Science Politique, Paris, 19 octobre.

Lafay, J.-D. et M.S. Lewis-Beck (2000) Qui sera le nouveau président des États-Unis ?, *Le Figaro*, 20/10/2000.

Lafay, J.-D. et M. Servais (2000) The Influence of Political Scandals on Popularity and Votes, in M.S. Lewis-Beck (éd.) *How France Votes*, Chatham House Publishers, 189-205.

Lancelot, A. (1998) *Les elections nationals sous la Ve République*, P.U.F., Paris.

Laney, L.O. et T.D. Willett (1983) Presidential Politics, Budget Deficits and Monetary Policy in the United-States, 1960-1976, *Public Choice* 4(1), 53-69.

Lanoue, D.J. (1994) Retrospective and Prospective Voting in Presidential Year Elections, *Political Research Quarterly* 47(1), 193-205.

Lardic, S. (1996) Non stationnarité, mémoire des séries et hystérésis, *Revue d'économie politique* 106(3), 417-450.

Lardic, S. et V. Mignon (2002) *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica, Paris.

Largier, F. (1991) *Analyse économique de la politique*, Cujas, Paris.

Laroque, G., B. Le Calvez et P. Nasse (1975) Comptes trimestriels, méthodes statistiques et séries rétrospectives, *Collections de l'INSEE*, volume C-40.

Lau, L.J. et B.S. Frey (1971) Ideology, Public Approval, and Government Behavior, *Public Choice* 10(1), 21-40.

Lau, R.R. et D.O. Sears (1981) Cognitive Links between Economic Grievances and Political Responses, *Political Behavior* 3(4), 279-302.

Lawrence, M.J., R.H. Edmunson et M.J. O'Connor (1986) The Accuracy of Combining Judgemental and Statistical Forecasts, *Management Science* 32(12), 1521-1532.

Lazarsfeld, P.F., B. Berelson et H. Gaudet (1944) *The People's Choice*, Columbia University Press, New York.

Le Borgne, E. et B. Lockwood (2004) Do Elections Always Motivate Incumbents? Learning *versus* Re-election Concerns, CEPR Discussion Paper n°4664.

Lecaillon, J. (1980a) Salaires, chômage et situation politique, *Revue d'économie politique* 90(5), 615-627.

Lecaillon, J. (1980b) *La crise et l'alternance*, Cujas, Paris.

Lecaillon, J. (1981a) Cycle électoral et répartition du revenu national, *Revue économique* 32(2), 213-236.

Lecaillon, J. (1981b) Popularité des gouvernants et politique économique, *Consommation-Revue de Socio-Économie*, n°3, 17-50.

Lecaillon, J. (1983a) Aspects conjoncturels et électoraux des fluctuations de la répartition, *Revue économique* 93(1), 29-43.

Lecaillon, J. (1983b) Politique et répartition des revenus : le coût économique du calendrier électoral, Ecole Normale Supérieure, Laboratoire d'Économie Politique, n°73.

Lecaillon, J. (1984) Disparités de revenus et stratégie politique, *Revue d'économie politique* 94(4), 433-445.

Leertouwer, E. et P. Maier (2001) Who Creates Political Business Cycles: Should Central Banks Be Blamed?, *European Journal of Political Economy* 17(3), 445-463.

Lehingue, P. (1997) L'analyse économique des choix électoraux (I), *Politix*, n°40, 88-112.

Lehingue, P. (1998) L'analyse économique des choix électoraux (II), *Politix*, n°41, 82-122.

Lewis-Beck, M.S. (1980) Economic Conditions and Executive Popularity: The French Experience, *American Journal of Political Science* 24(2), 306-323.

Lewis-Beck, M.S. (1983) Economics and the French Voter: A Microanalysis, *Public Opinion Quarterly* 47(3), 347-360.

Lewis-Beck, M.S. (1984) France: The Stalled Electorate, in R.J. Dalton, S.C. Flanagan et P.A. Beck (éds.) *Electoral Change in Advanced Industrial Democracies: Realignment or Dealignment?*, Princeton University Press, Princeton, 425-448.

Lewis-Beck, M.S. (1985) Un modèle de prévision des élections législatives françaises, *Revue française de science politique* 35(6), 1080-1089.

Lewis-Beck, M.S. (1986a) Comparative Economic Voting: Britain, France, Germany, Italy, *American Journal of Political Science* 30(2), 315-346.

Lewis-Beck, M.S. (1986b) Les législatives de 1986 : nouveau clivage ou restauration ?, *Politique économique*, n° 3, 31-33.

Lewis-Beck, M.S. (1988a) *Economics and Elections, the Major Western Democracies*, University of Michigan Press, Ann Arbor.

Lewis-Beck, M.S. (1988b) Economics and the American Voters: Past, Present, Future, *Political Behavior* 10(1), 5-21.

Lewis-Beck, M.S. (1991) French National Elections: Political Economic Forecasts, *European Journal of Political Economy* 7(4), 487-496.

Lewis-Beck, M.S. (1995) Comparaison de prévision des élections présidentielles en France et aux États-Unis, *Journal de la société de statistique de Paris* 136(1), 29-46.

Lewis-Beck, M.S. (1996) Cross-National Election Surveys: A French Pre-test, *Electoral Studies* 15(4), 513-528.

Lewis-Beck, M.S. (1997a) Le vote du "porte-monnaie" en question, in D. Boy et N. Mayer (éds.) *L'électeur a ses raisons*, Presses de Sciences Po, Paris, 239-261.

Lewis-Beck, M.S. (1997b) Who's the Chef? Economic Voting under a Dual Executive, *European Journal of Political Research* 31(3), 315-325.

Lewis-Beck, M.S. (1998) Class, Religion, and the French Voter: A "Stalled" Electorate?, *French Politics and Society* 16(2), 43-51.

Lewis-Beck, M.S. (2000) The Enduring French Voter, in M.S. Lewis-Beck (éd.) *How France Votes*, Chatham House Publishers, 1-13.

Lewis-Beck, M.S. (2005) Election Forecasting: Principles and Practice, *British Journal of Politics and International Relations* 7(2), 145-164.

Lewis-Beck, M.S. et P. Bellucci (1982) Economic Influences on Legislative Elections in Multiparty Systems: France and Italy, *Political Behavior* 4(1), 93-107.

Lewis-Beck, M.S. et K. Chlarson (2002) Party, Ideology, Institutions and the 1995 French Presidential Election, *British Journal of Political Science* 32(3), 489-512.

Lewis-Beck, M.S. et H. Eulau (1985) Economic Conditions and Electoral Outcomes in Trans-National Perspective, in H. Eulau et M.S. Lewis-Beck (éds.) *Economic Conditions and Electoral Outcomes*, Agathon Press, New York, 1-13.

Lewis-Beck, M.S. et B. Jérôme (1999) Is Local Politics Local? French Evidence, *European Journal of Political Research* 35(2), 181-197.

Lewis-Beck, M.S. et G.E. Mitchell (1993) French Electoral Theory: The National Front Test, *Electoral Studies* 12(2), 112-127.

Lewis-Beck, M.S. et R. Nadeau (2000) French Electoral Institutions and the Economic Vote, *Electoral Studies* 19(1-2), 171-182.

Lewis-Beck, M.S. et R. Nadeau (2004) Dual Governance and Economic Voting: France and the United States, in M.S. Lewis-Beck (éd.) *The French Voter, Before and After the 2002 Elections*, Palgrave McMillan, 136-154.

Lewis-Beck, M.S. et M. Paldam (2000) Economic Voting: An Introduction, *Electoral Studies* 19(1-2), 113-121.

Lewis-Beck, M.S. et T.W. Rice (1982) Presidential Popularity and Presidential Vote, *Public Opinion Quarterly* 46(4), 534-537.

Lewis-Beck, M.S. et T.W. Rice (1984) Forescasting Presidential Elections: A Comparison of Naive Models, *Political Behavior* 6(1), 9-21.

Lewis-Beck, M.S. et T.W. Rice (1985) Government Growth in the United States, *Journal of Politics* 47(1), 2-30.

Lewis-Beck, M.S. et T.W. Rice (1992) *Forecasting Elections*, CQ Press.

Lewis-Beck, M.S. et A. Skalaban (1992) France, in M.N. Franklin, T.T. Mackie et H. Valen (éds.) *Electoral Change: Responses to Evolving Social and Attitudinal Structures in Western Countries*, Cambridge University Press, 167-178.

Lewis-Beck, M.S. et M. Stegmaier (2000) Economic Determinants of Electoral Outcomes, *Annual Review of Political Science*, 183-219.

Lewis-Beck, M.S. et C. Tien (1996) Prospective Presidential Models, *American Politics Quarterly* 24(4), 468-491.

Lewis-Beck, M.S. et C. Tien (2005) The Jobs Model Forecasts: Well Done in 2004, *PS* 38(1), 27-29.

Leyden, K.M. et S.A. Borrelli (1995) The Effect of State Economic Conditions on Gubernatorial Elections: Does Unified Government Make a Difference?, *Political Research Quarterly* 48(2), 275-290.

L'Horty, Y. et N. Sobczak (1997) Les déterminants du chômage d'équilibre : estimation d'un modèle WS-PS, *Économie et prévision*, n°127, 101-116.

Lindbeck, A. (1976) Stabilization Policy in Open Économies with Endogenous Politicians, *American Economic Review* 66(2), 1-19.

Lipsey, R.G. (1960) The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis, *Economica* 27, n°105, 1-31.

Litterman, R.B. (1979) Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions, Federal Reserve Bank of Minneapolis, working paper n°115.

Lleweellyn, J. et H. Arai (1984) International Aspects of Forecasting Accuracy, *OECD Economic Studies*, automne, 73-117.

Llewellyn, J., S. Potter et L. Samuelson (1985) *Economic Forecasting and Policy: The International Dimension*, Routledge.

Lockerbie, B. (1991) Prospective Economic Voting in U.S. House Elections, 1956-88, *Legislative Studies Quarterly* 16(2), 239-261.

Lockerbie, B. (1992) Prospective Voting in Presidential Elections, 1956-1988, *American Politics Quarterly* 20(3), 308-325.

Lockerbie, B. (2000) Election Forecasting: A Look to the Future, in J.E. Campbell et J.C. Garand (éds.) *Before the Vote: Forecasting American National Elections*, Sage Publications, 133-144.

Lohmann, S. (1992) Optimal Commitment in Monetary Policy: Credibility *versus* Flexibility, *American Economic Review* 82(1), 273-286.

Lohmann, S. (1997) Partisan Control of the Money Supply and Decentralized Appointment Powers, *European Journal of Political Economy* 13(2), 225-246.

Lohmann, S. (1998) Rationalizing the Political Business Cycle: A Workhorse Model, *Economics and Politics* 10(1), 1-17.

Lossani, M., P. Natale et P. Tirelli (2000) Macroeconomics and Politics Revisited: Do Central Banks Matter?, *Economics and Politics* 12(1), 53-67.

Lowry, R.C., J.E. Alt et K.E. Ferree (1998) Fiscal Policy Outcomes and Electoral Accountability in American States, *American Political Science Review* 92(4), 759-774.

Lowery, D. et W.D. Berry (1983) The Growth of Government in the United States: An Empirical Assessment of Competing Explanations, *American Journal of Political Science* 27(4), 665-694.

Lucas, R.E. (1973) Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, *American Economic Review* 63(3), 326-334.

Lucas, R.E. (1976) Econometric Policy Evaluation: A Critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 19-46.

Lucas, R.E. et L.A. Rapping (1969) Price Expectations and the Phillips Curve, *American Economic Review* 59(3), 342-350.

Luksetich, W.A. et W.B. Riley (1978) The Effects of Economic Factors on Presidential Elections: 1900-72, *Journal of Behavioral Economics* 7(2), 11-25.

Lupoletti, W.M. et R.H. Webb (1986) Defining and Improving The Accuracy of Macroeconomic Forecasts: Contributions from a VAR Model, *Journal of Business* 59(1), 263-285.

Lybeck, J.A. (1985) A Simultaneous Model of Politico-Economic Interaction in Sweden, 1970-82, *European Journal of Political Research* 13(1), 135-151.

McCallum, B.T. (1978) The Political Business Cycle: An Empirical Test, *Southern economic Journal* 44(3), 504-515.

McNees, S.K. (1975) An Evaluation of Economic Forecasts, *New England Economic Review*, novembre-décembre, 3-39.

McNees, S.K. (1982) The Role of Macroeconometric Models in Forecasting and Policy Analysis in the United States, *Journal of Forecasting* 1(1), 37-48.

McNees, S.K. (1986) Estimating GNP: The Trade-off between Timeliness and Accuracy, *New England Economic Review*, janvier-février, 3-10.

McNees, S.K. (1987) Consensus Forecasts: Tyranny of the Majority?, *New England Economic Review*, novembre-décembre, 15-21.

McNees, S.K. (1990) The Role of Judgment in Macroeconomic Forecasting Accuracy, *International Journal of Forecasting* 6(3), 287-299.

MacKuen, M.B., R.S. Erikson et J.A. Stimson (1989) Macropartisanship, *American Political Science Review* 83(4), 1125-1142.

MacKuen, M.B., R.S. Erikson et J.A. Stimson (1992) Peasants or Bankers? The American Electorate and the U.S. Economy, *American Political Science Review* 86(3), 597-611.

MacKuen, M.B., R.S. Erikson et J.A. Stimson (1996) Comment, *Journal of Politics* 58(3), 793-801.

MacKuen, M.B., J.A. Stimson et R.S. Erikson (2003) Responsabilité des élus devant l'électorat et efficacité du système politique américain : une analyse contrefactuelle, *Revue française de science politique* 53(6), 887-909.

MacRae, D. (1977) A Political Model of the Business Cycle, *Journal of Political Economy* 85(2), 239-265.

Maddala, G.S. (1981) Statistical Inference in Relation to the Size of the Model, in J. Kmenta et J.B. Ramsey (éds.) *Large-scale Macro-economic Models*, North-Holland, Amsterdam, 191-218.

Madsen, H.J (1980) Electoral Outcomes and Macro-Economic Policies: The Scandinavian Cases, in P. Whiteley (éd.) *Models of Political Economy*, Sage Publications, 15-46.

Makridakis, S., S.C. Wheelwright et R.J. Hyndman (1998) *Forecasting, Methods and Applications*, John Wiley & Sons (3ème édition).

Makridakis, S., A. Andersen, R. Carbone, R. Fildes, M.Hibon, R. Lewandowski, J. Newton, E. Parzen et R. Winkler (1982) The Accuracy of Extrapolation (Time Series) Methods: Results of a Forecasting Competition, *Journal of Forecasting* 1(2), 111-153.

Makridakis, S. et R.L. Winkler (1983) Averages of Forecasts: Some Empirical Results, *Management Science* 29(9), 987-996.

Maier, P. (2002) Rhetoric and Action: What Are Central Bank Doing Before Elections?, *Public Choice* 112(3-4), 235-257.

Maier, P., J.-E. Sturm et J. de Haan (2002) Political Pressure on the Bundesbank: An Empirical Investigation Using the Havrilesky Approach, *Journal of Macroeconomics* 24(1), 103-123.

Malinvaud, E. (1964) *Méthodes statistiques de l'économétrie*, Dunod, Paris.

Maloney, J., B. Pearson et A.C. Pickering (2001) Behind the Cube Rule: Implications of and Evidence against a Fractal Electoral Geography, working paper n°01/03, University of Bristol.

Maloney, J., A.C. Pickering et K. Hadri (2003) Political Business Cycles and Central Bank Independence, *Economic Journal* 113, n°486, 167-181.

Mankiw, G.N. (1997) *Macroeconomics*, Worth Publishers, New York (3ème édition).

Mansion, Y. (1981) Les budgets économiques en France : comparaison des budgets prévisionnels et des comptes nationaux *a posteriori*, *Prévision et analyse économique* 2(4), 25-44.

Maravall, J.M. et A. Przeworski (2001) Political Reactions to the Economy: The Spanish Experience, in S.C. Stokes (éd.) *Public Support for Market Reforms in New Democracies*, Cambridge University Press, 35-76.

March, J.G. (1957-58) Party Legislative Representation as a Function of Election Results, *Public Opinion Quarterly* 21(4), 521-542.

Marcus, G.E et M.B. Mackuen (1993) Anxiety, Enthusiasm, and the Vote: The Emotional Underpinnings of Learning and Involvement during Presidential Campaigns, *American Political Science Review* 87(3), 672-685.

Markus, G.B. (1988) The Impact of Personal and National Economic Conditions on the Presidential Vote: A Pooled Cross-Sectional Analysis, *American Journal of Political Science* 32(1), 137-154.

Markus, G.B. (1992) The Impact of Personal and National Economic Conditions on Presidential Voting, 1956-1988, *American Journal of Political Science* 36(3), 829-834.

Maxfield, S. (1997) *Gatekeepers of Growth: The International Political Economy of Central Banking in Developing Countries*, Princeton University Press, Princeton.

Mayer, N. et P. Perrineau (1992) *Les comportements politiques*, Armand Colin, Paris.

Meade, E.E. et D.N. Sheets (2002) Regional Influences on U.S. Monetary Policy: Some Implications for Europe, Centre for Economic Performance, Londres.

Meehl, P.E. (1977) The Selfish Voter Paradox and the Thrown-Away Vote Argument, *American Political Science Review* 71(1), 11-30.

Meltzer, A.H. et M. Vellrath (1975) The Effects of Economic Policies on Votes for the Presidency: Some Evidence from Recent Elections, *Journal of Laws and Economics* 18(2), 781-805.

Méraud, J. (1997) *Les collectivités locales et l'économie nationale*, Crédit Local de France, DEXIA, Editions Locales de France, Paris.

Meynaud, J. (1959) *Introduction à la science politique*, Cahiers de la Fondation Nationale des Sciences Politiques, Armand Colin, Paris.

Michaudon, H. et C. Prigent (1998) Présentation du modèle Annuel MAcroéconomique à DEUx Secteurs, INSEE, Département des Etudes et des Synthèses Économiques, documents de travail n°G9801.

Milesi-Ferretti, G.M., R. Perotti et M. Rostagno (2002) Electoral Systems and Public Spending, *Quarterly Journal of Economics* 117(2), 609-657.

Miller, A.H. et M.P. Wattenberg (1985) Throwing the Rascals Out: Policy and Performance Evaluations of Presidential Candidates, 1952-1980, *American Political Science Review* 79(2), 359-372.

Miller, W.L. et M. MacKie (1973) The Electoral Cycle and the Asymmetry of Government and Opposition Popularity, *Political Studies* 21(3), 263-279.

Mincer, J. et V. Zarnowitz (1969) The Evaluation of Economic Forecasts, in J. Mincer (éd.) *Economic Forecasts and Expectations*, NBER, New York, 3-46.

Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie (1997) *Trente ans de prévisions et de conseils, 1965-1995, Actes du colloque du trentenaire de la D.P.*, Editions de Bercy, Paris.

Minford, P. et D. Peel (1982) The Political Theory of the Business Cycle, *European Economic Review* 17(2), 253-270.

von Mises, L. (1949) *Human Action*, Henri Regnery Company, Chicago (édition française de 1985 aux Presses Universitaires de France, Paris).

Monroe, K.R. (1978) Economic Influences on Presidential Popularity, *Public Opinion Quarterly* 42(3), 360-369.

Monroe, K.R. (1979) Econometric Analyses of Electoral Behavior: A Critical Review, *Political Behavior* 1(2), 137-173.

Monroe, K.R. (1980) A French Political Business Cycle?, in P.G. Cerny et M.A. Schain (éds) *French Politics et Public Policy in the 1980's*, St. Martin's Press, New York, 142-158.

Monroe, K.R. et M.D. Levi (1983) Economic Expectations, Economic Uncertainty, and Presidential Popularity, in K.R. Monroe (éd.) *The Political Process and Economic Change*, Agathon Press, New York, 214-231.

Morrisson, C. (1980) Note sur les équations de popularité et les équations de salaires, *revue d'économie politique* 90(5), 632-637.

Morrisson, C. et P. Cohen-Tanugi (1979) *Salaires, intérêts, profits dans l'industrie française*, Presses de la FNSP, Paris.

Mosley, P. (1984) Popularity Functions and the Role of the Media: A Pilot Study of the Popular Press, *British Journal of Political Science* 14(1), 117-129.

Mossuz-Lavau, J. (1997) Les comportements électoraux, in J.-L. Parodi (éd.) *Institutions et vie politique*, Les cahiers français, La Documentation Française, Paris, 147-152.

Mouritzen, P.E. (1989) The Local Political Business Cycle, *Scandinavian Political Studies* 12(1), 37-55.

Mueller, D. (1989) *Public Choice II*, Cambridge University Press, Cambridge, MA.

Mueller, J.E. (1970) Presidential Popularity from Truman to Johnson, *American Political Science Review* 64(1), 18-35.

Mughan, A. (1987a) The "Hip Pocket Nerve" and Electoral Volatility in Australia and Great Britain, *Politics* 22(2), 66-75.

Mughan, A. (1987b) General Election Forescasting in Britain: A Comparison of Three Simple Models, *Electoral Studies* 6(3), 195-207.

Musgrave, R.A. et A.T. Peacock (1958) *Classics in the Theory of Public Finance*, St. Martin's Press, New York (édition de 1994 chez le même éditeur).

Muth, J.A. (1961) Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica* 29(3), 315-335.

Nadeau, R. et M. Mendelsohn (1994) Short-Term Popularity Boost Following Leadership Change in Great Britain, *Electoral Studies* 13(3), 222-228.

Nadeau, R., R.G. Niemi et A. Yoshinaka (2002a) A Cross-national Analysis of Economic Voting: Taking Account of the Political Context Across Time and Nations, *Electoral Studies* 21(3), 403-423.

Nadeau, R., R.G. Niemi et A. Yoshinaka (2002b) Erratum: A Cross-national Analysis of Economic Voting: Taking Account of the political Context Across Time and Nations, *Electoral Studies* 21(4), 540-542.

Nannestad, P. et M. Paldam (1994) The VP-Function: A Survey of the Literature on Vote and Popularity Functions After 25 Years, *Public Choice* 79(3-4), 213-245.

Nannestad, P. et M. Paldam (1995a) The Grievance Asymmetry Revisited: A Micro Study of Economic Voting in Denmark, 1986-92, miméo, Aarhus Universitet.

Nannestad, P. et M. Paldam (1995b) It's the Government's Fault! A Cross-section Study of Economic Voting in Denmark, 1990/93, *European Journal of Political Research* 28(1), 33-62.

Nannestad, P. et M. Paldam (2002) The Cost of Ruling – A Foundation Stone for Two Theories, in H. Dorussen et M. Taylor (éds.) *Economic Voting*, Routledge / ECPR, 17-44.

Nelson, C.R (1972) The Prediction Performance of the FRB-MIT-PENN Model of the U.S. Economy, *American Economic Review* 62(5), 902-917.

Nelson, C.R. et C.I. Plosser (1982) Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics* 10(2), 139-162.

Nerlove, M. (1958) Adaptive Expectations and Cobweb Phenomena, *Quarterly Journal of Economics* 72(2), 227-240.

Newey, W.K. et K.D. West (1987) A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Variance-Covariance Estimator, *Econometrica* 55(3), 703-708.

Newey, W.K. et K.D. West (1994) Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation, *Review of Economic Studies* 61(4), 631-653.

Nickelsburg, M. et H. Norpoth (2000) Commander-in-chief Economist? The President in the Eye of the Public, *Electoral Studies* 19(1-2), 313-332

Niskanen, W.A. (1971) *Bureaucracy and Representative Government*, Aldine, Chicago.

Niskanen, W.A. (1979) Economic and Fiscal Effects on the Popular Vote for the President, in D.W. Rae et T.J. Eismeier (éds.) *Public Policy and Public Choice*, Sage Publications, 93-120.

Nordhaus, W.D. (1975) The Political Business Cycle, *Review of Economic Studies* 42(2), 169-190.

Nordhaus, W.D. (1989) Alternative Approaches to the Political Business Cycles, *Brookings Papers on Economic Activity* n°2, 1-49.

Norpoth, H. (1986) Transfer Function Analysis, in *New Tools for Social Scientists*, W.D. Berry et M.S. Lewis-Beck (éds.) Sage Publications, 241-273.

Norpoth, H. (1996a) Of Time and Candidates: A Forecast for 1996, *American Politics Quarterly* 24(4), 443-467.

Norpoth, H. (1996b) Presidents and the Prospective Voter, *Journal of Politics* 58(3), 776-792.

Norpoth, H. (1996c) Rejoinder, *Journal of Politics* 58(3), 802-805.

Norpoth, H. (1996d) The Economy, in L. LeDuc, R.G. Niemi et P. Norris (éds.) *Comparing Democracies: Elections and Voting in Global Perspective*, Sage Publications, 299-318.

Norpoth, H. (2001) Divided Government and Economic Voting, *Journal of Politics* 63(2), 414-435.

Norpoth, H. (2002) On a Short Leash: Term Limits and the Economic Voter, in H. Dorussen et M. Taylor (éds.) *Economic Voting*, Routledge / ECPR, 121-136.

Norpoth, H. et T. Yantek (1983) Macroeconomic Conditions and Fluctuations of Presidential Popularity: The Question of Lagged Effects, *American Journal of Political Science* 27(4), 785-807.

al-Nowaihi, A. et P. Levine (1998) Can Political Monetary Cycles Be Avoided, *Journal of Monetary Economics* 42(3), 525-545.

Oatley, T. (1999) Central Bank Independence and Inflation: Corporatism, Partisanship, and Alternative Indices of Central Bank Independence, *Public Choice* 98(3-4), 399-413.

OECD (1988) OECD *Interlink System – Reference Manual*, OECD, Economics and Statistics Department.

Ogburn, W.F. et E. Hill (1935) Income Classes and the Roosevelt Vote in 1932, *Political Science Quarterly* 50(2), 186-193.

Ogburn, W.F. et L.C. Coombs (1940) The Economic Factor in the Roosevelt Elections, *American Political Science Review* 34(4), 719-727.

Okun, A.M. (1962) Potential GNP: The Measurement and Significance, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 98-104.

Olson, M. (1982) *The Rise and Decline of Nations: Economic Growth, Stagflation and Social Rigidies*, Yale University Press, New Haven.

Pacek, A.C. (1994) Macroeconomic Conditions and Electoral Politics in East Central Europe, *American Review of Political Science* 38(3), 723-744.

Padoan, P.C. (1986) The Election Cycle in an Economy-wide Macrodynamic Model: The Italian Case, *European Journal of Political Economy* 2(3), 305-332.

Pain, N. (1994) Cointegration and Forecast Evaluation: Some Lessons from National Institute Forecasts, *Journal of Forecasting* 13(5), 481-493.

Palda, F. et K. Palda (1998) The Impact of Campaign Expenditures on Political Competition in the French Legislative Elections of 1993, *Public Choice* 94(1-2), 157-174.

Paldam, M. (1979) Is There an Electional Cycle? A Comparative Study of National Accounts, *Scandinavian Journal of Economics* 81(2), 323-342.

Paldam, M. (1981) A Preliminary Survey of the Theories and Findings on Vote and Popularity Functions, *European Journal of Political Research* 9(2), 181-199.

Paldam, M. (1986) The Distribution of Election Results and the Two Explanations of the Cost of Ruling, *European Journal of Political Economy* 2(1), 5-24.

Paldam, M. (1990) The V-P Function, a Status, in *La popularité politique*, actes du colloque de l'Association Française de Science Politique, Paris, 19 octobre.

Paldam, M. (1991a) How Robust Is the Vote Function? A Study of Seventeen Nations over Four Decades, in H. Norpoth, M.S. Lewis-Beck et J.-D. Lafay (éds.) *Economics and Politics, the Calculus of Support*, University of Michigan Press, Ann Arbor, 9-31.

Paldam, M. (1991b) Politics Matter after all: Testing Alesina's Theory of RE Partisan Cycles on Data for Seventeen Countries, in N. Thygesen, K. Velupillai et S. Zambelli (éds) *Business Cycles: Theories, Evidence and Analysis*, International Economic Macmillan Association, 369-405.

Paldam, M. (1997) Political Business Cycles, in D. Mueller (éd.) *Perspectives on Public Choice. A Hanbook*, Cambridge University Press, 342-370.

Paldam, M. et P. Nannestad (2000) What Do Voters Know About the Economy? A Study of Danish Data, 1990-1993, *Electoral Studies* 19(1-2), 363-391.

Paldam, M. et P. Skott (1995) A Rational-Voter Explanation of the Cost of Ruling, *Public Choice* 83(1-2), 159-172.

Palmer, H.D. et G.D. Whitten (1999) Voter Rationality and the Effects of Unexpected Inflation and Unexpected Growth: Party Support among European Union Citizens from 1976-1992, préparé pour le workshop "Political Institutions: Intermediaries Between Economics and Politics?", Mannheim, 26-31 mars.

Palmer, H.D. et G.D. Whitten (2000) Government Competence, Economic Performance and Endogenous Election Dates, *Electoral Studies* 19(2-3), 413-426.

Palmer, H.D. et G.D. Whitten (2002) Economics, Politics, and the Cost of Ruling in Advanced Industrial Democracies: How Much Does Context Matter?, in H. Dorussen et M. Taylor (éds.) *Economic Voting*, Routledge / ECPR, 66-91.

Pampel, F.C. et J.B. Williamson (1988) Welfare Spending in Advanced Industrial Democracies, 1950-1980, *American Journal of Sociology* 93(6), 1424-1456.

Parkinson, C.N. (1957) *Parkinson's Law and Other Studies in Administration*, Houghton Mifflin, Boston, (édité en français sous le titre *1=2 ou les règles d'or de Mr Parkinson*, Robert Laffont, Paris, 1958).

Pearson, F.A. et W.I. Myers (1948) Prices and Presidents, in *Farm Economics*, New York State College of Agriculture, n°163, 4210-4218.

Peel, D.A. et D. Jones (1987) Further Empirical Evidence on Popularity and Electoral Cycle Effects, *Economics Letters* 23(1), 31-36.

Peffley, M. (1984) The Voter as Juror: Attributing Responsibility for Economic Conditions, *Political Behavior* 6(3), 275-294.

Pelika, S.L. et E.F. Fowler (2002) Sociotropic Economic Assesments, Partisanship, and Presidential Vote Choice, 1980-1996, miméo.

Peltzman, S. (1990) How Efficient is the Voting Market?, *Journal of Law and Economics* 33(1), 27-63.

Perrineau, P. et C. Ysmal (2003) *Le vote de tous les refus*, Presses de Sciences Po, Paris.

Perrot, D. (2003) *Asymétries d'information et structures multigouvernementales : une application aux décisions publiques dans l'Union Européenne*, thèse, Université de Paris 1.

Perroux, F. (1973) *Pouvoir et économie*, Dunod, Paris.

Persson, T. et L. Swensson (1989) Why a Stubborn Conservative Would Run a Deficit, *Quarterly Journal of Economics* 104(2), 325-345.

Persson, T. et G. Tabellini (1990) *Macroeconomic Policy, Credibility and Politics*, Hardwood Academics Publishers.

Persson, T. et G. Tabellini (1993) Designing Institutions for Monetary Stability, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 53-84.

Persson, T. et G. Tabellini (1994) Does Centralisation Increase the Size of Government?, *European Economic Review* 38(3-4), 765-773.

Persson, T. et G. Tabellini (1999a) The Size and Scope of Government: Comparative Politics with Rational Politicians, *European Economic Review* 43(4-6), 699-735.

Persson, T. et G. Tabellini (1999b) Political Economics and Macroeconomic Policy, in J. Taylor et M. Woodford (éds.) *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, 1397-1482.

Persson, T. et G. Tabellini (2000) *Political Economics: Explaining Economic Policy*, MIT Press, Cambridge, MA.

Persson, T. et G. Tabellini (2002) Do Electoral Cycles Differ Across Political Systems?, miméo.

Persson, T. et G. Tabellini (2003) *The Economic Effects of Constitutions*, MIT Press, Cambridge, MA.

Pétry, F. et H.R. Harmatz (1994) Test empirique d'explications de l'évolution des dépenses publiques au Canada 1960-1990, *Revue québécoise de science politique*, n° 25, 31-64.

Pétry, F. et H.R. Harmatz (1995) Politico-Economic Interactions in Canada: An Empirical Assessment, *Public Finance Quarterly* 23(3), 305-335.

Phelps, E.S. (1967) Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time, *Economica* 34, n°135, 254-281.

Phelps, E.S. (1972) *Inflation Policy and Unemployment Theory*, Macmillan Press.

Phillips, A.W. (1958) The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957, *Economica* 25, n°100, 283-299.

Phillips, P.C.B. et P. Perron (1988) Testing for Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika* 75(2), 347-353.

Pissarides, C. (1980) British Government Popularity and Economic Performance, *Economic Journal* 90, n°359, 569-581.

van der Ploeg, F. (2004) Macroeconomics of Fiscal Policy and Government Debt, miméo.

Pommerehne, W.W., F. Schneider et J.-D. Lafay (1981) Les interactions entre économie et politique : synthèse des analyses théoriques et empiriques, *Revue économique* 32(1), 110-162.

Pons, J. (1999) Evaluating the OECD's Forecasts for Economic Growth, *Applied Economics* 31(7), 893-902.

Popkin, S.L. (1991) *The Reasoning Voter*, University of Chicago Press.

Popper, K. (1957) *Misère de l'historicisme*, Plon, Paris (édition de 1988 chez le même éditeur).

Poterba, J. (1994) State Responses to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics, *Journal of Political Economy* 102(4), 799-821.

Powell, G.B. (2000) *Elections as Instruments of Democracy*, Yale University Press.

Powell, G.B. et G.D. Whitten (1993) A Cross-National Analysis of Economic Voting: Taking Account of the Political Context, *American Journal of Political Science* 37(2), 391-414.

Price, S. (1997) Political Business Cycles and Macroeconomic Credibility: A Survey, *Public Choice* 92(3-4), 407-427.

Przeworski, A. et F. Limongi (1993) Political Regimes and Economic Growth, *Journal of Economic Perspectives* 7(3), 51-69.

Puckett, R.H. (1984) Federal Open Market Committee Structure and Decisions, *Journal of Monetary Economics* 14(1), 97-104.

Quinn, D.P. et R.Y. Shapiro (1991) Economic Growth Strategies: The Effects of Ideological Patisanship on Interest Rates and Business Taxation in the United States, *American Journal of Political Science* 35(3), 656-685.

Rabinowitz, G. et M. Zechman (1978) A Politico-Economic Model of Presidential Voting: 1896-1972, présenté au Congrès de l'American Political Science Association.

Radcliff, B. (1994) Reward without Punishment: Economic Conditions and the Vote, *Political Research Quarterly* 47(3), 721-732.

Rees, A., H. Kaufman, S.J. Eldersveld et F. Freidel (1962) The Effect of Economic Conditions on Congressional Elections 1946-1958, *Review of Economics and Statistics* 64(2), 458-465.

Reid, B.G. (1998) Endogenous Elections, Electoral Budget Cycles and Canadian Provincial Governments, *Public Choice* 97(1-2), 35-48.

Reid, D.J. (1968) Combining Three Estimates of Gross Domestic Product, *Economica* 35, n°140, 431-444.

Remmer, K.L. (1991) The Political Impact of Economic Crisis in Latin America in the 1980s, *American Political Science Review* 85(3), 777-800.

Remmer, K.L. (1993) The Political Economy of Elections in Latin America, 1980-1991, *American Political Science Review* 87(2), 393-407.

Riba, C. et A. Diaz (2002) Economic Voting in Subnational Government, in H. Dorussen et M. Taylor (éds.) *Economic Voting*, Routledge / ECPR, 173-199.

Rice, S.A. (1928) *Quantitative Aspects of Politics*, Alfred A. Knopf, New York.

Richards, D.J. (1986) Unanticipated Money and the Political Business Cycle, *Journal of Money, Credit, and Banking* 18(4), 447-457.

Richardson, P. (1988) The Structure and Simulation Properties of OECD's Interlink Model, *OECD Economic Studies* 10, 57-122.

Riker, W.H. (1968) Implications from the Disequilibrium of Majority Rule for the Study of Institutions, *American Political Science Review* 74(2), 432-446.

Rogoff, K. (1985) The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target, *Quarterly Journal of Economics* 100, n°403, 1069-1189.

Rogoff, K. (1988) Comment, in S. Fischer (éd.) *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, MA, 52-56.

Rogoff, K. (1990) Equilibrium Political Budget Cycles, *American Economic Review* 80(1), 21-36.

Rogoff, K. et A. Sibert (1988) Elections and Macro-Economic Policy Cycle, *Review of Economic Studies* 55(1), 1-16.

Rosa, J.-J. (1980) Economic Conditions and Elections in France, in P. Whiteley (éd.) *Models of Political Economy*, Sage Publications, 101-120.

Rosa, J.-J. et D. Amson (1976) Conditions économiques et élections, *Revue française de science politique* 25(6), 1101-1124.

Roubini, N. et J. Sachs (1989a) Government Spending and Budget Deficits in the Industrial Countries, *Economic Policy*, n°8, 100-132.

Roubini, N. et J. Sachs (1989b) Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracy, *European Economic Review* 33(5), 903-938.

Salanié, B. (1999) Guide pratique des séries non-stationnaires, *Économie et prévision*, n°137, 119-141.

Samuelson, P.A. et R.M. Solow (1960) Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy, *American Economic Review* 50(2), 177-194.

Sanders, D. (1991) Government Popularity and the Next General Election, *Political Quarterly* 62(2), 235-261.

Sanders, D. (1993a) Forecasting the 1992 British General Election Outcome, in D. Denver, P. Norris, D. Broughton et C. Rallings (éds.) *British Elections and Parties Yearbook*, Harvester Wheatsheaf, Londres, 100-115.

Sanders, D. (1993b) Economic Influences on the Vote: Modelling Electoral Decisions, in I. Budge et D. McKay (éds.) *Developping Democracy. Comparative research in honour of J.F.P. Blondel*, Sage Publications, 79-97.

Sanders, D. (1996) Economic Performance, Management Competence and the Outcome of the Next General Election, *Political Studies* 44(2), 203-231.

Sanders, D. (2000) The Real Economy and the Perceived Economy in Popularity Functions: How Much Do Voters Need to Know? A Study of British Data, 1974-97, *Electoral Studies* 19(1-2), 275-294.

Sanders, D. (2003) Party Identification, Economic perceptions, and Voting in British General Elections, 1974–97, *Electoral Studies* 22(2), 239-263.

Sanders, D. (2004) Vote Functions and Popularity Functions in British Politics, *Electoral Studies* 23(2), 307-313.

Sanders, D. (2005a) The Political Economy of UK Party Support, 1997-2004: Forecasts for the 2005 General Election, *Journal of Elections, Public Opinion, and Parties* 15(1), 47-71.

Sanders, D. (2005b) Popularity Function Forecasts for the 2005 UK General Election, *British Journal of Politics and International Relations* 7(2), 174-190.

Saporiti, A. et J.M. Streb (2003) Separation of Powers and Political Budget Cycles, CEMA Working Papers, Universidad del CEMA.

Sapir, A. et K. Sekkat (1999) Optimum Electoral Areas: Should Europe Adopt a Single Election Day?, *European Economic Review* 43(8), 1595-1619.

Sapir, A. et K. Sekkat (2002) Political Cycles, Fiscal Deficits, and Output Spillovers in Europe, *Public Choice* 111(2), 195-205.

Sargent, T.J. et N. Wallace (1975) Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy* 83(2), 241-254.

Sargent, T.J. et N. Wallace (1981) Some Unpleasant Monetarist Arithmetic, *FRB Minneapolis Quarterly Review* 5(3).

Schneider (1978a) Different (Income) Classes and Presidential Popularity: An Empirical Study, *Munich Social Science Review* 1(2), 53-69.

Schneider (1978b) Politish-oekonomische Gesamtmodelle : ein theoretisher und empirischer ansatz, Kronberg, Hain.

Schneider, F. et B. Frey (1983) An Empirical Study of Politico-Economic Interactions in the United States: A Reply, *Review of Economics and Statistics* 65(1), 178-182.

Schneider, F. et W.W. Pommerehne (1980) Politico-Economic Interactions in Australia: Some Empirical Evidence, *Economic Record* 56, n°153, 113-131.

Schneider, F., W.W. Pommerehne et B.S. Frey (1981) Politico-Economic Interdependence in a Direct Democracy: The Case of Switzerland, in D.A. Hibbs et H. Fassbender (éds.) *Contemporary Political Economy*, North-Holland, 231-248.

Schuknecht, L. (1999) Fiscal Policy Cycles and the Exchange Rate Regime in Developing Countries, *European Journal of Political Economy* 15(3), 569-580.

Schuknecht, L. (2000) Fiscal Policy Cycles and Public Expenditure in Developing Countries, *Public Choice* 102(1-2), 115-130.

Schultz, K.A. (1995) The Politics of Political Business Cycle, *British Journal of Political Science* 25(1), 79-100.

Schumpeter, J.A. (1942) *Capitalism, Socialism, and Democracy*, Haper, New York (édition française de 1951 chez Payot, Paris).

Schwert, G.W. (1989) Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation, *Journal of Business and Economic Statistics* 7(2), 147-159.

Servais, M. (1997) Les modèles économétriques du vote, in N. Mayer (éd.) *Les modèles explicatifs du vote*, L'Harmattan, Paris, 133-153.

Sheffrin, S.M. (1989) Evaluating Rational Partisan Business Cycle Theory, *Economics and Politics* 1(3), 239-259.

Shi, M. et J. Swensson (2002a) Conditional Political Budget Cycles, CEPR Discussion Paper n°3352.

Shi, M. et J. Swensson (2002b) Political Budget Cycles in Developed and Developing Countries, Institute for International Economic Studies, Stockholm.

Sieg, G. (1997) A Model of Partisan Central Bank, *European Journal of Political Economy* 13(3), 503-516.

Sigelman, L. (1979) Presidential Popularity and Presidential Elections, *Public Opinion Quarterly* 43(4), 532-534.

Sims, C.A. (1967) Evaluating Short-Term Macro-Economic Forecasts: The Dutch Performance, *Review of Economics and Statistics* 49(2), 225-236.

Sims, C.A. (1980) Macroeconomics and Reality, *Econometrica* 48(1), 1-48.

Smith, A. (1776) *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, Random House, New York (édition française de 1991 chez Flammarion, Paris).

Smith, A. (1996) Endogenous Election Timing in Majoritarian Parliamentary Systems, *Economics and Politics* 8(2), 85-110.

Smith, A. (2003) Election Timing in Majoritarian Parliaments, *British Journal of Political Science* 33(3), 397-418.

Smith, A. (2005) Election Timing, miméo, Yale University.

Smyth, D.J. (1983) Short-Run Macroeconomic Forecasting: The OECD Performance, *Journal of Forecasting* 2(1), 37-49.

Smyth, D.J. et P. Dua (1988) Public Perceptions of Macroeconomic Policy: An Econometric Analysis of the Reagan Presidency, *Review of Economics and Statistics* 70(2), 357-361.

Smyth, D.J. et P. Dua (1989) The Public's Indifference Map between Inflation and Unemployment: Empirical Evidence for the Nixon, Ford, Carter and Reagan Presidencies, *Public Choice* 60(1), 71-85.

Smyth, D.J., P. Dua et S. Washburn Taylor (1994) Voters and Macroeconomics: Are they Forward Looking or Backward Looking, *Public Choice* 78(3-4), 283-293.

Smyth, D.J., P. Dua et S. Washburn Taylor (1995) Structural Change in the Relationship between Presidential Popularity and Inflation and Unemployment: The Nixon and Ford Presidencies, *Applied Economic Letters* 2(9), 305-307.

Smyth, D.J., S. Washburn Taylor et P. Dua (1989) Social Preferences, Inflation, Unemployment, and Political Business Cycles: Econometric Evidence for the Reagan Presidency, *Southern Economic Journal* 56(2), 336-348.

Smyth, D.J., S. Washburn Taylor et P. Dua (1991) Structural Change in the United States' Social Preference Function, 1983-88, *Applied Economics* 23(4b), 763-768.

Sniderman, P.M. et R.A. Brody (1977) Coping: The Ethic of Self-Reliance, *American Journal of Political Science* 21(3), 501-521.

Soh, B.H. (1986) Political Business Cycles in Industrialized Democratic Countries, *Kiklos* 39(1), 31-46.

Solano, P.L. (1983) Institutional Explanations of Public Expenditures among High Income Democracies, *Public Finance* 38(3), 440-458.

Sorensen, R.J. (1987) Macroeconomic Policy and Government Popularity in Norway 1963-1986, *Scandinavian Political Studies* 10(4), 301-321.

Spolaore, E. (2004) Adjustments in Different Government Systems, *Economics and Politics* 16(2), 117-146.

Stekler, H.O. (1968) Forecasting with Econometric Models: An Evaluation, *Econometrica* 36(3-4), 437-463.

Stekler, H.O. (1991) Macroeconomic Forecast Evaluation Techniques, *International Journal of Forecasting* 7(3), 375-384.

Sterdyniak, H., H. Le Bihan, P. Cour et H. Delessy (1997) Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches, *Revue de l'OFCE*, n°60, 147-186.

Sterdyniak, H., M.-A. Boudier, M. Boutillier, F. Charpin et B. Durand (1984) Le modèle trimestriel de l'OFCE, *Revue de l'OFCE*, n°9, 137-178.

Stevenson, R.T. (2002) The Cost of Ruling, Cabinet Duration, and the "Median-Gap" Model, *Public Choice* 113(1-2), 157-178.

Stevenson, R.T. et L. Vavreck (2000) Does Campaign Length Matter? Testing for Cross-National Effects, *British Journal of Political Science* 30(2), 217-235.

Stigler, G.J. (1973) General Economic Conditions and National Elections, *American Economic Review* 63(2), 160-167.

Stimson, J.A. (1976) Public Support for American Presidents: A Cyclical Model, *Public Opinion Quarterly* 40(1), 1-21.

Stokes, S. (1996) Public Opinion and Market Reforms: The Limits of Economic Voting, *Comparative Political Studies* 29(5), 499-519.

Sugolov, P., B. Dodonov et C. von Hirschhausen (2003) Infrastructure Policies and Economic Development in East European Transition Countries: First Evidence, Institute for Economic Research, working paper.

Sturm, J.-E., G.H. Kuper et J. de Haan (1996) Modelling Government Investment and Economic Growth on a Macro Level: A Review, CCSO Series No. 29.

Summers, L.H. (1991) The Scientific Illusion in Empirical Macroeconomics, *Scandinavian Journal of Economics* 93(1), 129-148.

Suzuki, M. (1991) The Rationality of Economic Voting and the Macroeconomic Regime, *American Journal of Political Science* 35(3), 624-642.

Suzuki, M. (1994) Evolutionary Voter Sophistication and Political Business Cycle, *Public Choice* 18(3-4), 241-261.

Suzuki, M. et H.W. Chappell (1996) The Rationality of Economic Voting Revisited, *Journal of Politics* 58(1), 224-236.

Swank, D.H. (1988) The Political Economy of Government Domestic Expenditure in the Affluent Democracies, 1960-80, *American Journal of Political Science* 32(4), 1120-1150.

Swank, O.H. (1990) Presidential Popularity and Reputation, *De Economist* 138(2), 168-180.

Swank, O.H. (1993) Popularity Functions Based on the Partisan Theory, *Public Choice* 75(4), 339-356.

Swank, O.H. (1995) Rational Voters in a Partisanship Model, *Social Choice and Welfare* 12(1), 13-27.

Swank, O.H. (1998) Partisan Policies, Macroeconomic Performance and Political Support, *Journal of Macroeconomics* 30(2), 367-386.

Taagepera, R. (1973) Seats and Votes: A Generalisation of the Cube Law of Elections, *Social Science Research* 2(3), 257-275.

Taagepera, R. et M. Shugart (1989) *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*, Yale University Press, Yale.

Tabellini, G. et A. Alesina (1990) Voting on the Budget Deficit, *American Economic Review* 80(1), 37-49.

Tabellini, G. et V. La Via (1989) Money, Deficit and Public Debt in the United States, *Review of Economics and Statistics* 71(1), 15-25.

Tay, A.S. et K.F. Wallis (2000) Density Forecasting: A Survey, *Journal of Forecasting* 19(4), 235-254.

Taylor, J.B. (1980) Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, *Journal of Political Economy* 88(1), 1-22.

Terrones, M. (1989) Macroeconomic Policy Choices under Alternative Electoral Structures, University of Western Ontario research report n°8905.

Theil, H. (1958) *Economic Forecasts and Policy*, North-Holland, Amsterdam.

Theil, H. (1966) *Applied Economic Forecasting*, North-Holland, Amsterdam.

Theil, H. (1970) The Cube Law Revisited, *Journal of the American Statistical Association* 65, n°331, 1213-1219.

This, I. (1996) Problèmes épistémologiques liés à l'autoréalisation des théories et des prévisions économiques, *Revue économique* 47(3), 555-565.

Thompson, W.R. et G. Zuk (1983) American Elections and the International Electoral-Economic Cycle: A Test of the Tufte Hypothesis, *American Journal of Political Science* 27(3), 464-484.

Tibbitts, C. (1930-31) Majority Votes and the Business Cycle, *American Journal of Sociology* 36, 596-606.

Tinbergen, J. (1952*) On the Theory of Economic Policy*, North-Holland, Amsterdam.

Tobin, J. (1980) Stabilization Policy Ten Years After, *Brookings Papers on Economic Activity*, n°1, 19-89.

de Tocqueville, A. (1835) *De la démocratie en Amérique*, C. Gosselin, Paris (édition de 1981 chez G.F. Granier-Flammarion, Paris).

Tufte, E.R. (1973) The Relationship between Seats and Votes in Two-Party Systems, *American Political Science Review* 67(2), 540-554.

Tufte, E.R. (1974) *Data Analysis for Politics and Policy*, Prentice-Hall.

Tufte, E.R. (1975) Determinants of the Outcomes of Midterm Congressional Elections, *American Political Science Review* 69(3), 812-826.

Tufte, E.R. (1978) *Political Control of the Economy*, Princeton University Press, Princeton.

Turner, D., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae et P. Richardson (2001) Estimating the Structural Rate of Unemployment for the OECD Countries, *OECD Economic Studies*, n°33, 171-216.

Ursprung, H. (1984) Macroeconomic Performance and Government Popularity in New Zealand, *Comparative Political Studies* 16(4), 457-477.

Uslaner, E.M. (1989) Looking Forward and Looking Backward: Prospective and Retrospective Voting in the 1980 Federal Elections in Canada, *British Journal of Political Science* 19(4), 495-513.

Vaubel, R. (1997a) The Bureaucratic and Partisan Behavior of independent Central Bank: German and International Evidence, *European Journal of Political Economy* 13(2), 201-224.

Vaubel, R. (1997b) Reply to Berger and Woitek, *European Journal of Political Economy* 13(4), 823-827.

Veiga, F.J. et L.G. Veiga (2000) The déterminants of Vote Intentions in Portugal, miméo, Universidade do Minho.

Veiga, L.G. (1999) Voters' versus Policymakers' Attitudes towards Unemployment and Inflation, miméo, Universidade do Minho.

Veiga, L.G. et H.W. Chappell (2002) Politics and Unemployment in Industrialized Democracies, *Public Choice* 110(3-4), 261-282.

Verstyuk, S. (2003) Partisan Differences in Economic Outcomes and Corresponding Voting Behavior, Center for Policy Studies Working Paper.

Vincent, A. (1943) *La conjoncture, science nouvelle*, La vie industrielle, Paris.

Vincent, A. (1947) *Initiation à la conjoncture économique*, P.U.F., Paris.

Wallace, M.S. et J.T. Warner (1984) Fed Policy and Presidential Elections, *Journal of Macroeconomics* 6(1), 79-88.

Waller, C.J. (1989) Monetary Policy Games and Central Bank Politics, *Journal of Money, Credit, and Banking* 21(4), 422-431.

Waller, C.J. (1992) A Bargaining Model of Partisan Appointments to the Central Bank, *Journal of Monetary Economics* 29(3), 411-428.

Waller, C.J. et C.E. Walsch (1996) Central Bank Independence, Economic Behavior and Optimal Term Length, *American Economic Review* 86(5), 1139-1153.

Wallis, K.F. (1989) Macroeconomic Forecasting: A Survey, *Economic Journal* 99, n°394, 28-61.

Walras, L. (1874) *Eléments d'économie politique pure*, F. Pichon, Paris (quatrième édition, 1900).

Walsh, C.E. (1995) Optimal Contract for Central Banker, *American Economic Review* 85(1), 150-167.

Wattenberg, M.P. (1990) *The Decline of American Political Parties*, 1952-1988, Harvard University Press, Cambridge, MA.

Way, C. (2000) Central banks, Partisan Politics, and Macroeconomic Outcomes, *Comparative Political Studies* 33(2), 196-224.

Weatherford, M.S. (1978) Economic Conditions and Electoral Outcomes: Class Differences in the Political Response to Recession, *American Journal of Political Science* 22(1), 917-938.

Weingast, B.R., K.A. Shepsle et C. Johnsen (1981) The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics, *Journal of Political Economy* 89(4), 642-664.

Whiteley, P. (1979) Electoral Forecasting from Poll Data: The British Case, *British Journal of Political Science* 9(2), 219-236.

Whiteley, P. (1984) Inflation, Unemployment and Government Popularity. Dynamic Models for the United States, Britain and West Germany, *Electoral Studies* 3(1), 3-24.

Whiteley, P. (1986) *Political Control of the Macroeconomy: The Political Economy of Public Policy Making*, Sage Publications.

Whiteley, P. (2005) Forecasting Seats from Votes in British General Elections, *British Journal of Politics and International Relations* 7(2), 165-173.

Whitten, G.D. et H.D. Palmer (1999) Cross-national Analyses of Economic Voting, *Electoral Studies* 18(1), 49-67.

Wides, J.W. (1976) Self-Perceived Economic Change and Political Orientations, *American Politics Quarterly* 4(4), 395-411.

Widmaier, U. (1990) Political Stability in OECD Nations, *International Political Science Review* 11(2), 219-242.

Wilensky, H.L. (1981) Leftism, Catholicism, and Democratic Corporatism: The Role of Political Parties in Recent Welfare State Development, in P. Flora et A.J. Heidenheimer (éds.) *The Development of Welfare States in Europe and America*, Transaction Books, 345-382.

Williams, J.T. (1990) The Political Manipulation of Macroeconomic Policy, *American Political Science Review* 84(3), 767-796.

Wilkinson, T. et H. Hart (1950) Prosperity and Political Victory, *Public Opinion Quarterly* 14(2), 331-335.

Wittman, D. (1977) Candidates with Policy Preferences: A Dynamic Model, *Journal of Economic Theory* 14(1), 180-189.

Wittman, D. (1983) Candidate Motivation: A Synthesis of Alternative Theories, *American Political Science Review* 77(1), 142-157.

Yantek, T. (1985) Government Popularity in Great Britain under Conditions of Economic Decline, *Political Studies* 33(3), 467-483.

Yantek, T. (1988) Polity and Economy under Extreme Economic Conditions: A Comparative Study of the Reagan and Thatcher Experiences, *American Journal of Political Science* 32(1), 196-216.

Ysmal, C. (1986) *Le comportement électoral des Français*, La Découverte, Paris.

Zagamé, P. (1987) L'expérience française de modélisation macro-économique : bilan et perspectives, *Revue d'économie politique* 97(5), 485-528.

Zarnowitz, V. (1967) An Appraisal of Short-Term Economic Forecasts, NBER Occasional Paper n°104.

Table des matières

INTRODUCTION GÉNÉRALE **1**

PARTIE 1 : L'INSUFFISANCE DES MODÈLES MACROÉCONOMÉTRIQUES EN MATIÈRE DE PRÉVISION : UNE EXPLICATION PAR LA NON-PRISE EN COMPTE DES FACTEURS POLITIQUES **12**

CHAPITRE 1 : LES ERREURS DE PRÉVISION : AMPLEUR ET CAUSES POSSIBLES **15**

1 Les principaux modèles macroéconométriques français **18**

1.1 Les modèles de l'administration 20

1.1.1 Les modèles de court terme 20

1.1.2 Les modèles de moyen terme 23

1.2 Les modèles hors administration 25

1.2.1 Les modèles des universités ou assimilés : l'exemple du GAMA 25

1.2.2 Les modèles d'institutions privées : l'exemple de l'OFCE et du REXECODE 26

1.2.2.1 L'OFCE 26

1.2.2.2 Le REXECODE 27

1.2.3 Les modèles de la Banque de France 28

1.2.4 Les modèles des organismes internationaux : l'exemple de l'OCDE 29

2 Les prévisions issues des modèles économétriques : des performances décevantes **30**

2.1 Les méthodes d'évaluation de la qualité d'une prévision 30

2.1.1 Les instruments de mesure qualitatifs 31

2.1.2 Les instruments de mesure quantitatifs 32

2.2 La croissance du PIB selon l'OCDE et l'INSEE : des prévisions médiocres 37

2.2.1 Les prévisions de croissance du PIB de l'OCDE 38

2.2.1.1 La qualité des prévisions de l'OCDE : un bilan des études précédentes 39

2.2.1.2 Une nouvelle évaluation des prévisions semestrielles et annuelles de la croissance du PIB français par l'OCDE (1980-2003) 41
2.2.2 Les prévisions de croissance du PIB de l'INSEE 45
2.2.2.1 La qualité des prévisions de l'INSEE : un bilan des études précédentes 45
2.2.2.2 Une nouvelle évaluation des prévisions trimestrielles et semestrielles de la croissance du PIB français par l'INSEE (1990-2003) 47

3 Analyse des causes possibles des erreurs de prévision 53
3.1 L'influence des jugements experts 54
3.2 Les restrictions trop fortes imposées sur les paramètres : la critique de Sims 55
3.3 L'instabilité intrinsèque des modèles : la critique de Lucas 56
3.4 Des modèles fondés sur des relations fallacieuses : non-stationnarité et cointégration 57
3.5 L'absence de prise en compte des facteurs politiques 62

Conclusion du chapitre 1 65

CHAPITRE 2 : LE COMPORTEMENT DES ACTEURS DU JEU POLITICO-ÉCONOMIQUE : BILAN DES AVANCÉES THÉORIQUES ET EMPIRIQUES RÉCENTES 68

1 Le comportement économique de l'électeur ou l'introuvable paradigme 69
1.1 Le comportement économique de l'électeur : un demi-siècle de controverses 70
1.1.1 Les travaux pionniers : Anthony Downs, Vladimir Key et l'émergence du vote rétrospectif 70
1.1.2 Les premières remises en cause du vote rétrospectif : l'asymétrie des jugements et le vote partisan 73
1.1.3 L'altération du vote rétrospectif : l'influence du contexte institutionnel et du niveau d'information 75
1.1.3.1 La question de la responsabilité et l'influence du contexte institutionnel 76
1.1.3.2 La question de la responsabilité et le niveau d'information 79
1.1.4 Le vote prospectif 80

1.1.5 L'apparition d'un second clivage : "vote égotropique" versus "vote sociotropique" 83
1.1.6 Les autres caractéristiques du comportement de l'électeur : son degré de sophistication et sa mémoire 85
1.2 L'électeur français et ses rapports à l'économie : synthèse des études existantes 88
1.3 Quelques faits stylisés pour le cas français 94
1.3.1 Les préférences en matière d'inflation et de chômage réexaminées 94
1.3.2 La formation des anticipations et la qualité des évaluations économiques 98

2 Le comportement des gouvernants : entre opportunisme et idéologie 106
2.1 Les cycles politico-économiques 107
2.1.1 Les cycles opportunistes 108
2.1.1.1 Les pionniers : Michal Kalecki, Anthony Downs et Johan Åkerman 108
2.1.1.1.1 L'approche théorique marxiste de Kalecki (1943) 108
2.1.1.1.2 L'approche théorique néo-classique de Downs (1957a,b) 109
2.1.1.1.3 L'approche empirique de Åkerman (1947) 110
2.1.1.2 Les cycles politico-économiques à la Nordhaus 111
2.1.1.2.1 Le contexte de l'article de Nordhaus (1975) 111
2.1.1.2.2 Hypothèses et résolution du modèle 112
2.1.1.2.3 Deux approches similaires : MacRae (1977) et Tufte (1978) 113
2.1.1.2.4 Tentatives de vérifications empiriques 114
2.1.1.2.5 Les raffinements du modèle de Nordhaus (1975) 117
2.1.1.2.5.1 L'introduction des anticipations rationnelles 117
2.1.1.2.5.2 La prise en compte du contexte institutionnel 119
2.1.1.2.5.2.1 Le calendrier électoral : durée du mandat et élections endogènes 119
2.1.1.2.5.2.2 Régime politique et règle de vote 121
2.1.2 Les cycles partisans 124
2.1.2.1 Premières intuitions et modèles à anticipations naïves 124
2.1.2.2 L'introduction des anticipations rationnelles 127
2.1.2.2.1 Exposé du modèle d'Alesina (1987) 128
2.1.2.2.2 Les techniques de test et les tentatives de vérifications empiriques 130
2.1.2.2.3 Les critiques et les raffinements 132

2.1.3 Entre opportunisme et idéologie, le pragmatisme 136
2.2 Les cycles politico-économiques en France 140
2.2.1 Les études existantes : un bilan 140
2.2.2 A la recherche de cycles politico-économiques en France : quelques faits stylisés 143

3 Le comportement de la banque centrale : entre indépendance *de jure* et dépendance *de facto* 149
3.1 Inflation et banque centrale indépendante : constat empirique 150
3.2 Impact d'une banque centrale indépendante sur les cycles politico-économiques 152
3.2.1 Les conclusions des modèles théoriques 152
3.2.2 Les conclusions des études empiriques 154
3.3 Études de cas : les États-Unis et l'Allemagne 157
3.3.1 Le cas des États-Unis 157
3.3.2 Le cas de l'Allemagne 160
3.3.3 Les canaux d'influence 161
3.3.3.1 Les nominations à la banque centrale 162
3.3.3.2 Les pressions sur la banque centrale 163
3.3.3.3 Quelques pistes théoriques 164
3.4 Implications pour la Banque Centrale Européenne 166
3.4.1 L'organisation institutionnelle 166
3.4.2 La BCE et les cycles politico-économiques 167

Conclusion du chapitre 2 171

PARTIE 2 : *MUPPET* : UN MODÈLE MACROÉCONOMÉTRIQUE ORIGINAL AVEC PRISE EN COMPTE DES FACTEURS POLITIQUES 173

***CHAPITRE 3 : ÉLÉMENTS MÉTHODOLOGIQUES* 177**

1 La taille du modèle 177

2 L'économétrie du modèle : les techniques d'estimation utilisées et la présentation des résultats 179

2.1 Une présentation générale des techniques d'estimation des systèmes d'équations et l'option retenue pour MUPPET 179
2.2 La présentation des résultats économétriques 181

Conclusion du chapitre 3 187

CHAPITRE 4 : LES ÉQUATIONS DE SOUTIEN POLITIQUE 189

1 L'équation de vote 189
1.1 L'explication du vote dans la tradition de la science politique française et américaine 192
1.2 Les équations de vote : définition et historique rapide 196
1.2.1 Les études préliminaires 196
1.2.2 Les premières équations de vote 197
1.3 Les équations de vote en France : un bilan de la littérature 202
1.4 L'équation de vote de MUPPET 206
1.4.1 La spécification 206
1.4.1.1 La variable dépendante 207
1.4.1.2 Les variables explicatives 211
1.4.1.2.1 La conjoncture économique 211
1.4.1.2.1.1 Les variables économiques subjectives 212
1.4.1.2.1.2 Les variables économiques objectives 213
1.4.1.2.2 Les facteurs institutionnels 219
1.4.1.2.2.1 La cohabitation 219
1.4.1.2.2.2 L'impact de la modification de la règle électorale 220
1.4.1.2.3 Les facteurs politiques 220
1.4.1.2.3.1 L'abstention 221
1.4.1.2.3.2 Le vote lors des élections précédentes 222
1.4.1.2.3.3 La popularité 225
1.4.1.2.4 Le contexte de l'élection 227
1.4.1.2.3.1 Les dépenses de campagne 227
1.4.1.2.3.2 Les scandales 228
1.4.1.2.3.3 La lassitude de l'électorat 229
1.4.1.2.3.4 Le rôle de la campagne 229

1.4.2 Les estimations 233
1.4.3 Les simulations 237

2 L'équation de sièges 240
2.1 Un bilan de la littérature sur le passage des voix aux sièges 241
2.2 La relation entre vote et sièges dans le cas français 245
2.3 L'équation de sièges dans MUPPET 246
2.3.1 La spécification 246
2.3.2 Les estimations 248
2.3.3 Les simulations 251

3 L'équation de popularité 252
3.1 Spécification de l'équation de popularité de MUPPET 254
3.1.1 La variable dépendante 256
3.1.2 Les variables explicatives 261
3.1.2.1 Les variables économiques 262
3.1.2.2 Les variables politiques 264
3.1.2.2.1 La variable dépendante retardée 264
3.1.2.2.2 L'état de grâce 265
3.1.2.2.3 L'usure du pouvoir 269
3.1.2.2.4 Le ralliement autour du drapeau 270
3.1.2.2.5 La popularité personnelle 271
3.1.2.2.6 La cohabitation 272
3.1.2.3 Les autres déterminants possibles 274
3.1.2.3.1 Les mouvements sociaux 274
3.1.2.3.2 Les effets psychologiques 275
3.2 Les estimations 278
3.3 Les simulations 284

Conclusion du chapitre 4 287

***CHAPITRE 5 : LES ÉQUATIONS DE PERFORMANCE ÉCONOMIQUE* 292**

1 Une équation de croissance du PIB fondée sur la théorie rationnelle partisane.....293

1.1 La base théorique de l'équation de croissance du PIB de MUPPET : le modèle d'Alesina (1987) 294

1.2 L'équation de croissance du PIB de MUPPET 299

1.2.1 La spécification 299

1.2.1.1 La variable dépendante 300

1.2.1.2 Les variables explicatives 301

1.2.1.2.1 L'environnement économique international 301

1.2.1.2.2 Les effets politiques 302

1.2.2 Les estimations 305

1.2.3 Les simulations 308

1.2.4 Estimations et simulations pour la croissance de la zone 314

2 Une équation de prix fondée sur la dynamique inflation-chômage 319

2.1 La relation de Phillips : évolution de sa spécification 319

2.2 Les estimations de la relation inflation-chômage pour la France : un bilan des études 326

2.2.1 La relation de Phillips dans les modèles macroéconométriques français 327

2.2.2 La relation de Phillips dans les équations politico-économiques françaises 327

2.3 La relation inflation-chômage dans MUPPET 330

2.3.1 Quelques faits stylisés préliminaires 330

2.3.2 La spécification 332

2.3.3 Les estimations 335

2.3.4 Les simulations 344

3 Une équation de chômage fondée sur la "loi d'okun" 347

3.1 La loi d'Okun : un concept central de la macroéconomie 348

3.2 L'équation de chômage dans MUPPET 350

3.2.1 La spécification 351

3.2.2 Les estimations 352

3.2.3 Les simulations 355

4 L'équation budgétaire 359

4.1 Les théories traditionnelles 361

4.2 Les théories récentes de l'évolution des dépenses publiques : l'apport de la nouvelle économie politique 365

4.2.1 Vers une prise en compte plus large des caractéristiques institutionnelles 365

4.2.2 La théorie des déficits stratégiques 366

4.2.3 Le rôle des groupes d'intérêt 367

4.3 Un bilan des études sur le cas français 368

4.4 L'équation budgétaire de MUPPET 370

4.4.1 La spécification 371

4.4.2 Les estimations 372

4.4.3 Les simulations 375

Conclusion du chapitre 5 377

CHAPITRE 6 : SYNTHÈSE ET PROLONGEMENTS 380

1 MUPPET : structure générale et synthèse des résultats obtenus 381

2 MUPPET en simulation dynamique 385

2.1 La simulation dynamique *ex post* (2002:1-2003:2) 385

2.2 Une simulation atypique : les conséquences économiques d'une victoire de la gauche en 2002 393

3 La combinaison des prévisions : une application à MUPPET 395

3.1 La combinaison des prévisions : principe et historique rapide 395

3.2 Une application à MUPPET 398

4 MUPPET et les tentatives passées de construction de modèles politico-économiques 399

4.1 Les premiers modèles politico-économiques : l'école de Constance 400

4.2 Le modèle d'Alberto Alesina, John Londregan et Howard Rosenthal 404

4.3 Le modèle de Robert Erikson, Michael MacKuen et James Stimson 406

4.4 Les autres modèles étrangers 409

4.5 L'expérience française de modélisation politico-économique 410
4.5.1 Le modèle de Poitiers 411
4.5.2 Le modèle PROTEE 415

Conclusion du chapitre 6 416

CONCLUSION GÉNÉRALE 418

ANNEXES 432
Annexe 1 433
Annexe 2 434
Annexe 3 435
Annexe 4 436
Annexe 5 437
Annexe 6 439

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES 444

TABLE DES MATIÈRES 479