UNIVERSITE DE PARIS I PANTHEON-SORBONNE
SCIENCES ECONOMIQUES - SCIENCES HUMAINES -
SCIENCES JURIDIQUES ET POLITIQUES

LES RIGIDITES DE PRIX DANS LES FLUCTUATIONS MACROECONOMIQUES

THESE POUR LE DOCTORAT EN SCIENCE ECONOMIQUE
(Arrêté du 30 mars 1992)

Présentée et soutenue publiquement par :
Franck PORTIER

Directeur de recherche :
Monsieur Antoine d'Autume, Professeur à l'Université de Paris I

Jury :

Monsieur Jean-Pascal Bénassy, Directeur de Recherche au CNRS,
Monsieur Hubert Kempf, Professeur à l'Université de Paris I
Monsieur Pierre-Yves Hénin, Professeur à l'Université de Paris I
Monsieur Pierre Picard, Professeur à l'Université de Paris X

Décembre 1992

L'UNIVERSITE DE PARIS I PANTHEON-SORBONNE n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Sacrifier à la tradition des remerciements est une tâche agréable à plus d'un titre. Elle permet en effet d'associer dans une entreprise dont on espère l'issue heureuse les personnes qui en ont accompagné le cheminement. Le contenu des ces remerciements faisant toujours l'objet d'une lecture attentive, il est également particulièrement plaisant d'en soigner la rédaction, son succès éditorial étant garanti par avance. Enfin, si elle se place en début de thèse, cette page en constitue cependant la dernière étape. A ce titre, elle permet de connaître les sensations du coureur de fond à l'approche de la ligne d'arrivée, après avoir ressenti l'angoisse du gardien de but au moment du pénalty.

Mes remerciements sont en premier lieu adressés à mon directeur de thèse, Antoine d'Autume. Pour conserver toute leur sobriété à ces pages, je dirai simplement qu'il a en toutes occasions joué son rôle de directeur de thèse.

Je dois à Pierre-Yves Hénin de m'avoir admis au sein du Magistère d'Economie, puis accueilli au sein du Laboratoire Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Pour cela, mais surtout pour son rôle d'orientation et de conseil scientifique, je lui suis redevable.

Qu'il me soit également permis dans ces lignes d'exprimer toute ma reconnaissance à A. d'Autume et P.Y. Hénin pour leurs encouragements et leur soutien dans des périodes administrativement difficiles.

On ne soulignera jamais assez l'importance d'un environnement chaleureux et scientifiquement stimulant sur les travaux d'un jeune chercheur. J'ai trouvé l'un et l'autre au MAD.

L'amitié de Jérôme Glachant et Jean-Olivier Hairault de ce côté de l'Atlantique et de Jean-Marc Tallon m'a été très précieuse. Le rôle de J.O. Hairault est à plus d'un titre digne d'éloge, dans la mesure où il a poussé l'abnégation jusqu'à co-écrire plusieurs articles avec votre serviteur, notamment le dernier modèle de cette thèse.

Xavier Fairise et François Langot ont été des compagnons de route essentiels, et nos travaux parallèles ont toujours été un plaisir plus qu'un *pensum*. Parce qu'ils ont partagé mon sort pendant ces années estudiantines, je me doit de souligner le rôle de Frédérique Bec, Jean-Pierre Drugeon, Ryadh Elferktaji et Marie-Hélène Jeannerey au moment de rédiger ces lignes. Sans tous les citer, j'y associe l'ensemble des camarades de ma promotion de Magistère avec lesquels j'ai passé trois années enrichissantes.

Enfin, Marianne Chambin, Patrick Fève, Jean-François Jacques, Thomas Jobert, Isabelle Lebon, Philippe Le Gall, Muriel Pucci, Bertrand Wigniolle au laboratoire, Bertrand Crettez plus haut sur la montagne (Sainte-Geneviève) et Catherine Bruno dans son observatoire m'ont aidé par leurs commentaires et leur attention au cours de ces plus de trois ans. Je souhaite bon vent à ceux d'entre eux qui sont encore en mer, et courage à ceux qui aperçoivent la terre.

En évoquant la qualité de l'accueil qui m'avait été réservé au MAD, je pensais tout particulièrement aux grands anciens qu'ont été Pierre Cahuc, Hélène Guedj, Thierry Laurent, François Legendre, Hubert Kempf, Anne Perrot et André Zylberberg. Qu'ils trouvent dans ces lignes le juste retour de leur amitié et de leur attention. Leurs encouragements, pourtant sans défauts, ont également été accompagnés par ceux de mes prédécesseurs qui ont usé leur fond de culotte sur les bancs du MAD : Anne Bauer, Michel Guillard, Eric Langlais, Patrick Villieu et Hervé Pelleraux.

La vie du laboratoire aurait été triste sans la présence de Madame Cosquéric. Qu'elle soit ici remerciée pour sa constante gentillesse à mon égard. Il me faut également souligner le rôle de Madame Zikra et de Madame Chanton dans l'organisation de la vie quotidienne au MAD.

Pierre Morin, François Legendre et Pierre-Yves Letournel ont joué un rôle important dans mon initiation à la recherche lors de travaux à la Direction de la Prévision ; je leur en suit reconnaissant. Mon initiation à l'enseignement doit encore à François Legendre, mais également à Thierry Chauveau, François Gardes, Jean-Etienne Mestre et Philippe Michel ; que tous en soient remerciés. A ce titre, j'ai une pensée pour Monsieur C. Fourgeaud qui m'avait accueilli un été au CEPREMAP, puis au sein de son équipe pédagogique.

Les deux premières années de ce travail ont été financées par l'Ecole Normale Supérieure de Cachan dont j'étais l'élève. Je me permet d'en remercier le Directeur-Adjoint, Monsieur Lièvremont, pour l'impulsion décisive qu'il a donné à ma thèse.

Pendant la troisième année de cette thèse, j'ai bénéficié d'une bourse de recherche de Centre de Recherche en Economie et Statistique (CREST-ENSAE). Mes remerciement vont à ce titre en premier lieu à son directeur, Christian Gouriéroux. J'ai trouvé au sein de ce laboratoire d'accueil toute l'amitié et la sympathie nécessaire à une bonne intégration. Parmi l'ensemble des personnes du centre, je pense tout particulièrement à Emmanuel Guerre, Frédéric Jouneau et Nizar Touzi.

Je remercie enfin P.Y. Hénin et Pierre Malgrange qui m'ont accueilli cette année au CEPREMAP, et qui ont accompagné les dernières semaines de rédaction de cette thèse.

Lors de cette dernière phase de rédaction, j'ai particulièrement bénéficié des relectures attentives et des commentaires constructifs de Antoine d'Autume, Catherine Bruno, Pierre Cahuc, Marianne Chambin, Jean-Pierre Drugeon, Thierry Laurent, Phillippe Le Gall, Xavier Fairise, Patrick Fève, Jérôme Glachant, Jean-Olivier Hairault, François Langot et Jean-Marc Tallon. Merci encore.

Chapitre 1

Introduction générale

Il existe de nos jours une relative confusion quant aux rôles des rigidités nominales dans les modèles macroéconomiques d'inspiration keynésienne. Les opinions récemment exprimées par deux théoriciens d'origine radicalement différente le confirment :

> "Alors que les termes de coûts de catalogue et contrats imbriqués sont souvent mis en avant, il n'existe pratiquement aucun travail empirique démontrant le lien entre ces phénomènes et les caractéristiques des fluctuations conjoncturelles. *Il est difficile de trouver une anomalie que le programme de recherche keynésien traditionnel sur les rigidités nominales a permis de résoudre, un phénomène nouveau qu'il a permis d'expliquer*[1]." (Summers [1988], p*12*)

> "Cet article propose une étude théorique des effets des chocs monétaires dans une économie dans laquelle les prix nominaux sont fixés à l'avance par les vendeurs et où les consommateurs décident de leur consommation à ces prix prédéterminés. A la suite de Lucas [1972], Fischer [1977], Phelps and Taylor [1977] et Taylor [1979], il propose un nouvel exemple d'une économie monétaire dans laquelle *des chocs non anticipés de dépenses nominales engendrent une réponse moins que proportionnelle des prix, et une variation dans la même direction du produit réel*[2]." (Lucas [1989], p*1*)

Alors que Summers pense que la macroéconomie keynésienne doit se passer de la courbe de Phillips[3], Lucas voit dans les rigidités nominales de prix un

1. C'est nous qui ajoutons les italiques.
2. C'est nous qui ajoutons les italiques.
3. Nous reprenons ici le titre de la contribution de Summers.

élément essentiel de la non neutralité des chocs de demande. Il est vrai que la réponse à la question de l'importance des rigidités nominales ne se trouve pas chez Keynes. La rigidité des salaires nominaux est présente dans les dix-huit premiers chapitres de la *Théorie Générale*, non nécessaire dans le dix-neuvième bien que Keynes lui reconnaisse une réalité empirique, puis combinée à une rigidité des prix dans la réponse de Keynes à Dunlop en 1939.

La présence de rigidités nominales va cependant constituer l'une des clés de voûte de la lecture néoclassique de la *Théorie Générale* proposée par les théoriciens de la synthèse. A ce titre, une relation empirique stable révélant la présence de rigidités nominales (la courbe de Phillips) remplacera l'équation théorique manquante du keynésianisme. C'est alors le statut ambigu de cette équation qui expliquera le recul de la synthèse néoclassique devant les attaques des théoriciens de la nouvelle économie classique.

Notre objectif dans cette thèse est de montrer que l'hypothèse de rigidités nominales de prix est empiriquement pertinente et théoriquement fondée.

Parce que nous devons nous affranchir de la fiction du commissaire-priseur walrasien pour considérer des comportements effectifs de prix dans un monde décentralisé, un modèle de concurrence monopolistique sera un moment privilégié de notre analyse. Ce modèle s'inscrit en effet dans la continuité des travaux sur les équilibres non-walrasiens, et permet de considérer explicitement des comportements de fixation de prix. Il illustre en outre l'importance des défauts de coordination dans la macroéconomie d'inspiration keynésienne.

Parce que les rigidités nominales de prix constituent un canal essentiel de transmission des effets de la demande agrégée, la présence de coûts d'ajustement de prix donnera un fondement microéconomique à ces rigidités. Nous établissons en effet empiriquement que le partage des variations du produit nominal entre prix et quantités sont pour partie la conséquence d'ajustements imparfaits des prix. La présence de coûts d'ajustement de prix dans un modèle de concurrence monopolistique permet alors une représentation théorique pertinente de ce phénomène.

De Clower et Leijonhufvud à la théorie des équilibres non-walrasiens et aux développements récents de la nouvelle macroéconomie keynésienne, notre problématique se place clairement dans un projet de fondements microéconomiques de la macroéconomie keynésienne.

En rappelant les débats modernes concernant l'intégration d'une dimension nominale et des ajustement de prix et des salaires à la macroéconomie, nous montrons dans un premier temps comment la concurrence imparfaite et l'imparfaite flexibilité des prix constituent une réponse appropriée à certaines questions récurrentes de ces débats. En développant les principales tentatives pour fonder microéconomiquement la macroéconomie keynésienne, nous montrons dans un second temps que la nouvelle macroéconomie keynésienne, courant dans lequel ce travail s'inscrit, constitue une étape féconde de cette recherche. Nous détaillons alors dans un dernier temps le plan suivi dans cette thèse.

1.1 De la révolution keynésienne à la crise de l'économie keynésienne

Nous examinons dans cette section comment les idées novatrices de Keynes ont été intégrées et développées par le keynésianisme de la synthèse, puis comment l'insuffisante intégration microéconomique des modèles de la synthèse a conduit à une profonde remise en cause de leur pertinence par les théoriciens de la nouvelle économie classique.

1.1.1 La révolution keynésienne

La publication en Février 1936 de la *"Théorie Générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie"* constitue l'un des événements fondateurs de la macroéconomie moderne. La grande dépression des années trente rend en effet urgente la constitution d'une théorie différente de la théorie classique, d'une théorie capable d'expliquer l'existence de dysfonctionnements importants des marchés (*market failures*). Comme le note Mankiw [1990], la théorie macroéconomique se doit, à partir de Keynes, de répondre à deux questions fondamentales : pourquoi le produit et l'emploi fluctuent et comment la politique économique doit répondre à ces fluctuations ? Barrère reconnait la spécificité de l'approche keynésienne dans des termes semblables :

> "On sait que pour les classiques, l'explication de l'équilibre était donné en termes de prix. Offre, demande et prix étaient les trois termes essentiels de l'analyse ; Keynes conduit la sienne en termes de flux globaux et les trois catégories fondamentales de l'interprétation deviennent le revenu, l'épargne et l'investissement, définis au plan de l'économie nationale considérée comme un tout. Le grand avantage de ce type d'analyse est d'éclairer une politique quantitative. En effet, les catégories globales se prêtent aisément à une évaluation chiffrée fournie par la comptabilité nationale. La politique économique sera ainsi éclairée et les responsables auront désormais la possibilité, en réglant le volume de l'investissement, de déterminer les progrès du revenu et de l'emploi." (Barrère [1967], p*vii*)

La construction théorique de Keynes part de la relecture des *"deux postulats fondamentaux de la théorie classique*[4]*"*. Le premier postulat est accepté par Keynes : le salaire réel est égal au produit marginal du travail. Ainsi, "pour un état donné et invariable à court terme de la technique, de l'organisation et de l'équipement[5]", le salaire réel décroît lorsque l'emploi augmente ; il existe ainsi un lien univoque entre ces deux variables.

4. Keynes [1936],p*27*.
5. Keynes [1936],p*39*.

Le second postulat concerne l'égalisation du salaire réel à la désutilité marginale du travail. S'il est accepté, le chômage s'explique à court terme par le refus des travailleurs d'accepter une rémunération en rapport avec leur productivité marginale. Sous ce second postulat, il ne sert à rien de relancer la demande pour augmenter le produit si les chômeurs n'acceptent pas de travailler au taux de salaire nominal courant –*i.e.* à un taux de salaire réel plus faible. Si les coûts marginaux de l'industrie sont croissants, et si les salariés exigent qu'à une hausse des prix corresponde une hausse des salaires nominaux, le seul effet d'une augmentation de la demande sera une inflation des prix.

Keynes oppose à ce second postulat un *fait observable et indiscutable* : le salaire réel effectif n'est pas toujours égal à la désutilité marginale du travail –*i.e.* il peut exister un chômage involontaire dans l'économie, chômage involontaire dont Keynes propose la définition suivante :

> "il existe des chômeurs involontaires si, en cas d'une légère hausse du prix des biens de consommation ouvrière par rapport aux salaires nominaux, l'offre globale de main d'oeuvre disposée à travailler aux conditions courantes de salaire et la demande globale de main d'oeuvre aux mêmes conditions s'établissent toutes deux au-dessus du niveau antérieur de l'emploi." (Keynes [1936], p*41*)

Pour reprendre Abraham-Frois [1991], Keynes oppose à la vision *décomposable, hiérarchisable et dichotomique* du modèle de type néoclassique une vision *non décomposable, non dichotomique et hiérarchisable*, la hiérarchie entre les différents marchés étant cependant très différente de celle mise en oeuvre dans le cas classique. Une fois refusé le second postulat classique, le chômage s'explique par l'insuffisance de la demande globale. Pour un niveau d'emploi donné, le produit marginal du travail, donc le salaire réel, est bien déterminé de façon univoque. Mais la hiérarchie des marchés est différente : la demande sur le marché des biens détermine l'emploi, et celui-ci détermine à son tour la productivité marginale, donc le salaire réel. La chaîne du raisonnement est ainsi inversée par rapport à l'analyse classique.

Si les salaires nominaux baissent, par exemple à la suite d'une augmentation de la concurrence sur le marché du travail, la demande de biens va baisser, ainsi que la production et la demande de travail. La manipulation des salaires ne permet pas d'augmenter l'emploi et la manipulation de la demande globale est beaucoup plus efficace.

Parce que les contrats de travail sont spécifiés en unités monétaires[6], ceux-ci sont relativement stables. On peut alors augmenter l'emploi en relançant la

6. Cette existence de rigidité nominale du salaire est souvent expliquée par la présence d'illusion monétaire des salariés. Abraham-Frois [1991] souligne cependant qu'elle renvoie chez Keynes à un argument d'équité. Une diminution du salaire nominal apparaît comme une mesure individuelle et s'apparente à une sanction. En revanche, une diminution du pouvoir d'achat découlant de l'inflation et subie par l'ensemble des salariés sera ressentie, sinon comme plus équitable, du moins comme moins injuste, et sera de fait moins combattue ; ce qui explique la rigidité à la baisse des salaires nominaux.

demande, avec pour conséquence éventuelle, mais non pour cause, la baisse du salaire réel.

Comme le développe longuement Leijonhufvud [1981], un des messages centraux de la *Théorie Générale* est clairement qu'une flexibilité parfaite des salariés ne peut constituer un remède au chômage. Une partie de l'argumentation keynésienne utilise l'hypothèse de rigidité du salaire nominal, mais Keynes souligne dans le chapitre 19 qu'une plus grande flexibilité des salaires nominaux serait en tout point néfaste, du point de vue de la justice sociale, de l'emploi et de la stabilité de la valeur de la monnaie. A ce titre, l'échange Keynes-Dunlop-Tarshis dans l'*Economic Journal* concernant le comportement cyclique du salaire réel est exemplaire. L'hypothèse de rigidité nominale des salaires implique en effet un comportement contra-cyclique du salaire réel : il baisse dans les périodes d'expansion et augmente dans les périodes de récession. Il est cependant difficile de confirmer empiriquement cette contra-cyclicité du salaire réel. Dunlop [1938] montre en effet sur données anglaises que le salaire réel est plutôt pro-cyclique, alors que Tarshis [1939] obtient un résultat opposé sur données américaines. Keynes [1939] prend conscience de cette "énigme empirique" et envisage l'existence de monopoles et de variations pro-cycliques de l'élasticité de la demande pour en rendre compte.

Au delà des inévitables ambiguïtés et obscurités des écrits de Keynes, deux lectures de la *Théorie Générale* ont constitué des voies de recherche particulièrement fécondes pour la macroéconomie moderne. La première, à la suite de Hicks, Modigliani, Solow et Tobin, s'écarte de la méthode marshallienne et de la vision séquentielle des marchés propre à Keynes et constitue la synthèse néo-classique (ou keynésianisme de la synthèse) selon l'expression de Samuelson.

La seconde, distinguant à la suite de Leijonhufvud [1968] *"l'économie keynésienne"* de *"l'économie de Keynes"*, considère que Keynes utilise dans la *Théorie Générale* un modèle de concurrence parfaite et de parfaite flexibilité des prix et des salaires. Selon Leijonhufvud, il est *nécessaire* à la théorie keynésienne de se placer dans ce cadre irréaliste et propre à l'économie néoclassique. En effet, la raison d'être d'une théorie non-néoclassique du chômage est de proposer une explication de ce dernier sans avoir à modifier ces deux hypothèses. Comme l'explique Negishi,

> "les variations du salaire nominal sont nulles à l'équilibre keynésien, même en présence de sous-emploi. Ceci est néanmoins différent de l'hypothèse de rigidité nominale du salaire. C'est une chose d'affirmer que le salaire nominal ne baisse pas en présence de chômage, si celui-ci est déterminé par une relation d'équilibre relative à d'autres variables ; c'est une autre chose que de supposer, dès le départ, que le salaire nominal est rigide indépendamment du niveau des autres variables." (Negishi [1979], p*31*)

Nous examinons dans les paragraphes suivants les développements de la synthèse néoclassique, ainsi que la manière dont ce consensus s'est brisé dans les

années soixante-dix sous l'impulsion de la nouvelle économie classique et de la récession économique qui a frappé les économies occidentales.

1.1.2 Le keynésianisme de la synthèse

De la publication de la *Théorie Générale* à la fin des années soixante, la synthèse néoclassique a constitué le paradigme dominant de la science économique anglo-saxonne et, dans une moindre mesure, française. En reprenant l'analyse de Hénin and Pollin [1983][7], on peut définir la synthèse néoclassique par une double option méthodologique et un double jugement de fait :

> "sur le plan des méthodes, les keynésiens de la synthèse estiment que la théorie de l'équilibre général apporte les moyens nécessaires à l'analyse des interactions macroéconomiques engagée par Keynes. Ils pensent également que la compréhension des flux globaux renvoie à des comportements d'agents qui doivent s'étudier en terme de calcul économique individuel. Sur le plan des faits, les mêmes auteurs jugent que les déséquilibres conjoncturels ou durables, comme le chômage où l'inflation, révèlent l'inaptitude des mécanismes de marché à assurer spontanément l'équilibre à court terme de l'économie, mais que les mêmes mécanismes demeurent le moyen le plus performant d'assurer l'allocation des ressources et d'orienter efficacement la croissance de l'économie." (Hénin and Pollin [1983], p*6*)

Après la publication de la *Théorie Générale*, Hicks [1937] puis Modigliani [1944], Klein [1947], Patinkin [1948] et Hansen [1949] proposent une formalisation des éléments essentiels du modèle informel de Keynes, et établissent le modèle IS-LM comme l'outil d'analyse commun aux travaux macroéconomiques de la synthèse. Ce souci d'intégration des idées keynésiennes dans un cadre conceptuel néoclassique se retrouve chez Modigliani :

> "[un des] thèmes majeurs de mes recherches scientifiques [a consisté en] l'intégration des parties principales de la *Théorie Générale* à une méthodologie économique plus largement acceptée, méthodologie qui repose sur le postulat de comportement optimisateur rationnel des agents économiques." (Modigliani [1980], p*xi*)

La synthèse repose ainsi sur le postulat de rationalité des agents économiques, mais rejette cependant l'hypothèse de fonctionnement parfait des marchés, et considère que les prix et les salaires sont suffisamment rigides pour ne pas assurer à chaque instant l'égalité de l'offre et de la demande.

Le modèle IS-LM est un modèle statique à prix fixes, reposant sur l'hypothèse de *L renversé* : les variations des prix à la suite d'un choc de demande sont

7. Voir également Blanchard [1987] pour un exposé synthétique.

nulles en sous-emploi, et répercutent entièrement le choc de demande en plein-emploi. Il convient donc de proposer *l'équation manquante* au modèle IS-LM, équation qui en constitue la courbe d'offre et qui en permet une spécification dynamique. L'idée pourtant largement répandue que les marchés ne sont pas parfaitement concurrentiels et les développements de la théorie de la concurrence imparfaite n'ont pas trouvé un écho favorable chez les keynésiens de la synthèse. L'équation manquante sera dérivée empiriquement, *via* la stabilité de la relation inflation-chômage. Dans les travaux de Phillips [1958], cette courbe représente une relation stable entre le taux de croissance annuel des salaires nominaux et le taux de chômage au Royaume-Uni entre 1861 et 1957. Cette relation est interprétée par Phillips en terme de demande excédentaire : si la demande de travail est forte (et donc le chômage faible), les entreprises ont tendance à augmenter les salaires pour se procurer la main d'oeuvre nécessaire. En revanche, si le taux de chômage est élevé, les salariés se refusent à offrir du travail au dessous d'un certain salaire. La relation est ainsi non linéaire.

Samuelson and Solow [1960] proposent l'utilisation de la courbe de Phillips comme courbe d'arbitrage inflation-chômage. En montrant l'égalité en courte période du taux de croissance des salaires nominaux et de la somme du taux de croissance de la productivité du travail et du taux d'inflation, Samuelson et Solow obtiennent une relation stable inflation-chômage.

La courbe de Phillips constitue ainsi la courbe d'offre et l'équation dynamique du modèle IS-LM à prix fixes. Comme le notent Hénin et Pollin,

> "la croyance en la stabilité de la courbe de Phillips devait fermer le système théorique en expliquant le salaire nominal. Elle venait également compléter le système de guidage de la politique. A chaque taux de croissance ou de chômage, le passage de l'un à l'autre étant donné par la loi d'Okun, se trouvait associé un taux d'inflation déterminé et l'économiste pouvait indiquer au décideur politique de combien il pouvait approcher du plein-emploi et à quel prix." (Hénin and Pollin [1983], p*13*)

Cette citation permet d'envisager le dernier trait caractéristique du keynésianisme de la synthèse : parce que les prix et les salaires ne sont pas parfaitement flexibles, une politique économique stabilisatrice est nécessaire pour garder l'économie le plus près possible du plein-emploi. Le succès du keynésianisme et le relatif consensus qu'il permet repose en effet sur le fait qu'il conduit à une démarche opératoire de prévision et de guidage de la politique économique, comme en témoigne le développement de grands modèles macroéconométriques (MPS aux Etats-Unis, METRIC et DMS en France). Ces modèles, dont le coeur reste le modèle IS-LM complété d'une courbe de Phillips, sont néanmoins enrichis et permettent d'étudier un ensemble de canaux de transmission des chocs et de la politique économique.

Cette croyance dans l'efficacité de la politique économique comme moyen de régulation, selon les mécanismes du modèle de la synthèse, est également partagée des deux côtés de l'Atlantique, et Barrère écrit en 1967 :

> "Désormais la politique de l'investissement additionnel et le contrôle de l'investissement global par l'Etat sont devenus les principaux moyens de réaliser la pleine occupation de la main d'oeuvre. Ainsi, a-t-on fait reculer le spectre du chômage qui pesait sur le capitalisme évolué. La vogue du plein-emploi a été telle que son application a été inscrite comme un devoir dans différentes constitutions et dans la Charte de l'ONU. Certes, cette vogue subite s'est traduite par certaines mesures désordonnées. Au début, les politiques économiques adoptaient trop souvent des moyens non réfléchis ; par la suite, les progrès de la technique d'intervention ont permis de mieux réaliser le but poursuivi. Ce perfectionnement s'est d'ailleurs élargi en ce sens qu'il a donné naissance à des mesures tendant à stabiliser l'économie ; si aujourd'hui les cycles économiques paraissent dans une très large mesure effacés ou tout au moins atténués, le mérite en revient incontestablement aux enseignements de la théorie keynésienne." (Barrère [1967], p*xi-xii*)

Malgré une série de travaux portant sur l'explicitation des comportements microéconomiques à la base des mécanismes du modèle de la synthèse (ces développements sont brièvement évoqués dans la section suivante), le keynésianisme a souffert dès sa construction d'une "schizophrénie" dans sa relation avec la microéconomie. Cette "schizophrénie" a conduit à sa double remise en cause, tant empirique que théorique, par les théoriciens de la nouvelle économie classique.

1.1.3 La crise de l'économie keynésienne

La crise des années soixante-dix est pour le macroéconomiste une crise économique *et* une crise de l'économie keynésienne[8]. Hicks note ainsi dans la postface de la traduction française de son ouvrage de 1973 :

> "j'écrivais ces conférences – je le rappelle – dans une époque de transition. La *crise*[9]. que j'avais en tête était une crise académique, une crise de la théorie ; je me rendais compte que la théorie keynésienne, telle que moi-même et bien d'autres l'avaient enseignée, avait besoin d'être remodelée, et que cela n'irait pas sans révisions drastiques. En réalité, cette réflexion s'est trouvée coïncider avec une crise de la pratique, une crise de la politique économique. Nous étions en train de passer d'une période au cours de laquelle les politiques qu'en Angleterre (mon pays, mais aussi celui de Keynes) on appelait keynésiennes avaient semblé efficaces, à une autre où elles étaient beaucoup plus problématiques. Le navire,

8. Nous reprenons ici le titre de Hicks [1973].
9. C'est l'auteur qui met en italiques

> qui avait apparemment vogué en toute insouciance, rencontra une tempête." (Hicks [1988], p*137*)

Nous nous attachons tout d'abord à cerner les enjeux de la remise en cause théorique du keynésianisme. Comme le remarque Blanchard [1987], cette remise en cause tient en premier lieu à l'asymétrie de traitement entre des agents rationnels et des marchés au fonctionnement inefficient dans l'ajustement des offres et des demandes *via* des mécanismes de prix. Cet argument est également repris par Greenwald et Stiglitz :

> "Les microéconomistes critiquaient les macroéconomistes pour leur manque de rigueur et de fondements théoriques. Les macroéconomistes fustigeaient les microéconomistes pour l'irréalisme de leurs théories. L'insatisfaction qu'engendrait l'économie keynésienne reposait également sur le besoin d'explicitation des ses hypothèses centrales, et plus particulièrement celle concernant la rigidité des prix et des salaires." (Greenwald and Stiglitz [1987], p*119*)

Une longue citation de Tobin nous paraît éclairer parfaitement le processus intellectuel conduisant à la remise en cause du keynésianisme, depuis les premières attaques de Friedman jusqu'à celles de Lucas. Tobin rappelle dans un premier temps les mécanismes envisagés par Keynes pour expliquer la corrélation positive entre les prix et le produit :

> "il existe une corrélation positive entre les mouvements cycliques de la production et des prix par rapport à leur évolution tendancielle. Selon l'interprétation keynésienne, les prix – y compris les salaires nominaux – sont rigides à court terme dans tous ces vastes secteurs de l'économie moderne qui sont soumis aux décisions discrétionnaires des administrations publiques ou privées ou régies par des négociations. Par suite, les économies se caractérisent d'ordinaire par l'existence d'offres excédentaires plus ou moins importantes de marchandises diverses aux prix en vigueur, parfois par l'existence de demandes excédentaires. Détaillants et producteurs recourent à une série d'amortisseurs quantitatifs pour gérer les écarts : stocks, commandes non exécutées, variations de la production et de l'emploi. Lorsque la demande globale aux prix pratiqués s'accroît, ils produisent davantage et montent leurs prix. De même, les salaires nominaux augmentent et s'écartent de leur évolution tendancielle lorsque la demande de travail s'accroît et que la puissance de négociation des syndicats et des travailleurs non syndiqués s'améliore. Cette interprétation implique également que les politiques monétaire et budgétaire qui stimulent la demande globale augmenteront, du moins à court terme, la production et l'emploi en diminuant l'offre excédentaire aux prix du marché. Elles favoriseront également certaines hausses de salaires

> et de prix à mesure que les offres excédentaires se réduiront et surtout que des pénuries apparaitront dans un nombre croissant de secteurs. Les courbes de prix et de salaires à court terme de Phillips sont des formalisations de cette interprétation : elles montrent que la rapidité à laquelle les prix et les salaires s'accroissent par rapport à leur tendance est inversement proportionnelle au niveau de l'offre excédentaire (de travail, de marchandises en stocks et de capacités de production) dans l'économie." (Tobin [1983], p*58-59*)

Après ce rappel des mécanismes fondamentaux du modèle de la synthèse néoclassique, Tobin évalue les deux séries de remises en cause de cette interprétation, celle de Phelps et Friedman, puis celle de Lucas. La première concerne la courbe de Phillips, et la construction d'une courbe "augmentée" des anticipations d'inflation verticale à long terme :

> "l'interprétation de Keynes et Phillips dut essuyer deux vagues d'assaut. La première fut lancée par Phelps [1967] et Friedman [1968]. Ils soulignaient que la tendance des prix est endogène et, de ce fait, l'arbitrage entre chômage et inflation n'est pas aussi favorable à court qu'à long terme. En particulier, si l'économie s'achemine vers une situation de demande excédentaire générale, seule l'accélération continue de l'inflation pourra l'y maintenir. Mais l'hypothèse de Phelps et Friedman ne niait pas que l'économie puisse se trouver souvent en situation d'excédent général de l'offre, ni qu'en de telles circonstances, l'augmentation de la demande globale, du fait de la politique de l'Etat ou d'autres interventions extérieures, puisse accroître la production et l'emploi tout en faisant monter le niveau des prix et le taux d'inflation. Leur hypothèse du "taux naturel" concentrait donc l'attention sur l'identification empirique des taux d'équilibre du chômage et des capacités excédentaires. Cette hypothèse a également suscité des recherches théoriques et empiriques en vue d'expliquer pourquoi – du fait de la recherche d'emploi ou d'autres raisons – ces taux naturels pouvaient être supérieurs aux conceptions keynésiennes du plein-emploi et de la pleine utilisation des capacités de production. La majorité des économistes keynésiens ont accepté l'axe de l'analyse de Phelps-Friedman sans être pour autant certains que la courbe de Phillips soit rigoureusement verticale (notamment en période de déflation) ni convaincus de la valeur normative ou de la signification en termes d'équilibre, d'états de l'économie compatibles avec une inflation stable sinon nulle." (Tobin [1983], p*59-60*)

A ce titre, Tobin substitue le terme de NAIRU (*"Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment"*) à celui de "taux naturel de chômage", refusant de donner à ce taux une quelconque propriété d'équilibre et une exogénéité relativement à la politique économique.

La critique apportée par Lucas remet plus fondamentalement en cause la macroéconomie keynésienne "à l'ancienne[10]" :

> "la seconde vague d'assaut fut celle menée par Lucas [1972]. Ses implications furent bien plus radicales. A vrai dire, ce fut la première bataille de la nouvelle guerre classique contre la macroéconomie keynésienne, et en l'espèce contre la macroéconomie du "monétarisme I". Dans le modèle de Lucas, les marchés du travail et des produits sont toujours équilibrés aux salaires et aux prix courants. Il n'existe aucune offre excédentaire que puissent réduire des chocs ou des politiques macroéconomiques en augmentant la demande globale. Puisque l'offre et la demande émanant d'agents rationnels dépendent des prix relatifs, des salaires réels par exemple, nous sommes en droit de penser qu'une hausse des prix nominaux, autrement dit des prix absolus, laissera inchangés les quantités réelles et les prix relatifs qui équilibrent le marché." (Tobin [1983], p*60*)

C'est ainsi l'écart croissant entre la théorie macroéconomique et la théorie microéconomique qui est dénoncé. Phelps utilise un argument microéconomique pour rejeter la possibilité d'utilisation de la courbe de Phillips comme outil de politique économique. Cette relation, ainsi que le niveau naturel du chômage, dépend des comportements d'offre et de demande de travail, de l'existence de coûts de recherche, *etc*..., mais pas du taux de croissance de la masse monétaire. Ainsi, la relation inflation-chômage se brise si la politique économique essaie de l'exploiter. Sa pente dépend en effet d'un paramètre structurel, l'élasticité de l'offre sur chaque marché, et d'un rapport de variance qui dépend de la politique monétaire[11].

C'est également cet effet que se propose de montrer le travail empirique de Lucas [1973], sur la base d'un modèle à information imparfaite et à anticipations rationnelles. L'attaque de Lucas est bien plus forte que celle de Phelps et Friedman, puisque la présence d'anticipations rationnelles rend la courbe de Phillips verticale même à court terme, seule la partie non anticipée de la masse monétaire ayant une influence sur le produit. Sargent and Wallace [1975] proposent la première véritable intégration de l'hypothèse d'anticipations rationnelles à un modèle de cycles à l'équilibre à vocation macroéconomique. En utilisant une courbe de Phillips augmentée des anticipations rationnelles, ils retrouvent le résultat de neutralité de la politique monétaire systématique.

Lucas [1976] dénonce alors les modèles macroéconométriques dont les fondements ne sont pas meilleurs que ceux de la courbe de Phillips. En effet, les décisions qui déterminent la plupart des variables macroéconomiques (consommation, investissement, *etc*...) dépendent de façon cruciale des anticipations des agents. Or les modèles macroéconométriques utilisent des variables *proxy* arbi-

10. Pour reprendre le terme de d'Autume [1989].

11. Ainsi, la courbe de Phillips perd son efficacité si on l'utilise pour la politique économique.

traires pour les anticipations. Ces variables arbitraires ne peuvent rendre compte des changements dans la formation des anticipations, et dès lors ne peuvent pas être utilisées pour étudier l'impact de politiques économiques alternatives. Cette *critique de Lucas* apparaît fortement fondée sur le plan théorique, mais l'ordre de grandeur des biais introduits par les modèles macroéconométriques demeure une question ouverte.

Pour reprendre l'argumentation de Mankiw [1990], c'est la conjonction d'une critique théorique fortement structurée et d'une incapacité à donner une explication convaincante de la conjoncture des années soixante-dix qui remet en cause le keynésianisme de la synthèse.

En présence simultanée d'inflation élevée, de faible croissance et de chômage important (*stagflation*) à la suite du premier choc pétrolier, les politiques économiques d'inspiration keynésienne ne permettent plus le maintien d'une croissance équilibrée faiblement inflationniste. L'absence de stabilité de la courbe de Phillips remet en cause la réalité d'un arbitrage inflation-produit[12]. En outre, l'ouverture croissante des économies affaiblit l'efficacité des politiques de relance par la demande. Devant l'incapacité des grands modèles à prévoir et à expliquer la conjoncture des années soixante-dix, Lucas and Sargent [1978] affirment que les modèles macroéconométriques d'inspiration keynésienne ont conduit à "un échec économétrique sur une grande échelle" (p*316*). Pour ces auteurs,

> "il n'y a aucun espoir que des modifications mineures ou majeures de ces modèles puissent conduire à une quelconque amélioration de leur fiabilité." (Lucas and Sargent [1978], p*316*)

A la suite de ces premiers modèles de cycles à l'équilibre avec anticipations rationnelles reposant sur l'hypothèse d'information imparfaite[13], la théorie des cycles réels montre que l'impact des chocs réels sur une économie à l'équilibre suffit à produire des caractéristiques cycliques semblables à celle de l'économie américaine. Issue des travaux fondateurs de Kydland and Prescott [1982], Long and Plosser [1983] et King, Plosser, and Rebelo [1988a] et King, Plosser, and Rebelo [1988b], la théorie des cycles réels affirme que la monnaie n'est pas nécessaire à l'explication des fluctuations économiques. Le message de ces "petits modèles" d'équilibre général fortement spécifiés est alors plus radical que celui des premiers modèles de Lucas ; les fluctuations sont la conséquence du comportement optimal des agents économiques dans un univers stochastique.

Les développements récents de la théorie d'inspiration keynésienne s'attachent donc à proposer une alternative théorique et empirique à la synthèse néoclassique et aux conceptions "équilibristes" de la nouvelle économie classique et de la théorie des cycles réels.

---

12. Hénin and Pollin [1983] parlent à ce titre d'"une bataille perdue, la courbe de Phillips". (p*13*)

13. Ces modèles sont dans un premier temps confirmés par les travaux économétriques de Barro [1978] qui montrent que seule la composante non anticipée de la masse monétaire a un effet sur le produit. Ils sont néanmoins remis en cause, sur une base économétrique, par Gordon [1982] et Mishkin [1982].

1.2 La recherche des fondements microéconomiques de la macroéconomie keynésienne

Nous examinons dans cette section le passage d'une recherche des fondements microéconomiques des grandes relations de comportement keynésiennes à une véritable intégration microéconomique du comportement des agents et du fonctionnement des marchés. Nous rappelons alors les enjeux du débat concernant l'intérêt de trouver des fondements microéconomiques à la macroéconomie.

1.2.1 Les fondements microéconomiques de la synthèse néoclassique

La recherche des relations de comportement à la base du modèle IS-LM et de la relation de Phillips a constitué un vaste de programme de recherche sur les fondements microéconomiques du modèle de la synthèse néoclassique. Ces recherches se sont organisées autour de quatre points importants envisagés par Modigliani :

> "le système keynésien repose sur quatre piliers élémentaires : la fonction de consommation, la fonction d'investissement, la demande et l'offre de monnaie et les mécanismes de détermination des prix et des salaires." (Modigliani [1980], p*12*)

La théorie de la consommation, dans un monde intertemporel et stochastique, s'est construite en réponse aux études empiriques de la fonction de consommation keynésienne[14]. Friedman [1957] propose un véritable fondement microéconomique au concept keynésien de fonction de consommation macroéconomique en développant une théorie du revenu permanent. Le déterminant de la consommation courante n'est pas le revenu de la période, mais un revenu permanent abstrait dont la construction repose sur une calcul intertemporel actualisé. L'enjeu est d'importance puisqu'une telle construction théorique n'assure plus la stabilité de la propension marginale à consommer, et remet dès lors en cause la stabilité du multiplicateur d'investissement et de dépenses publiques.

Modigliani[15] propose également un fondement microéconomique à la fonction de consommation, fondement reposant sur l'intégration du patrimoine dans la détermination des flux de consommation. Cette hypothèse du cycle de vie permet l'introduction de marchés financiers imparfaits et de contraintes de liquidité dans un modèle microéconomique intertemporel. Cette modélisation autorise la prise en compte des effets de structure inter-générationnelle dans la détermination de la fonction de consommation macroéconomique. Si cette construction théorique tire également la conclusion d'une faible valeur de la propension à consommer de court terme, elle permet de prendre en compte le rôle des actifs

14. En particulier les travaux de Kuznets [1946].
15. Voir en particulier Brumberg and Modigliani [1954] et Ando and Modigliani [1963].

dans la décision de consommation, donc d'intégrer des effets-richesses et fournit ainsi un canal théorique supplémentaire par lequel la politique économique peut affecter la consommation des ménages.

La recherche des fondements du comportement d'investissement des entreprises se révèle une entreprise délicate, dans la mesure où un modèle réaliste devrait prendre en compte l'hétérogénéité du capital et l'existence d'une fonction de production *putty-clay* où la substitution entre les facteurs est possible *ex ante* mais pas *ex post*. Le modèle de référence est donné par Jorgenson [16], qui propose un modèle d'optimisation intertemporelle avec coûts d'ajustement où l'investissement est défini comme une demande de facteur de production.

La théorie de la demande de monnaie est développée spécifiquement par Baumol [1952] et Tobin [1956], puis considérée dans une théorie plus générale de demande d'actifs financiers par Tobin [1958]. Tobin considère en effet que la théorie monétaire doit se fonder sur le comportement des agents économiques confrontés aux choix d'actifs et à la structure de leur patrimoine. Ces travaux, ainsi que ceux concernant l'hypothèse de cycle de vie, contribuent à "restaurer la théorie keynésienne dans sa dimension patrimoniale en lui rendant sa nature monétaire".(Hénin and Pollin [1983], p7)

La recherche des fondements microéconomiques des comportements de prix et de salaires demeure le point faible des travaux de la synthèse. Le succès empirique de la courbe de Phillips permet en effet de pallier ce manque d'intégration. Malgré les travaux de Phelps [1970] et Phelps [1972], les modèles de la synthèse conservent une spécification *ad hoc* de type courbe de Phillips pour expliquer l'inflation salariale et l'inflation des prix.

Cette séparation d'origine classique des décisions de prix et de quantités [17], plus qu'un éventuel manque d'intégration microéconomique de tel ou tel comportement, constitue à nos yeux le défaut fondamental de la synthèse néoclassique. C'est le mérite de Clower et Leijonhufvud que de rétablir le rôle des prix et des quantités dans les décisions des agents, et de rendre ainsi son sens au concept keynésien de demande effective.

1.2.2 Fondements microéconomiques de l'économie de Keynes

La méthode de l'équilibre temporaire concurrentiel suppose qu'à chaque période les prix sont suffisamment flexibles pour réaliser l'égalité des offre et des demandes sur chaque marché. Ces équilibres temporaires à prix flexibles (*"flex-price method"* de Hicks) ne permettent évidemment pas d'étudier des phénomènes de déséquilibre sur certains marchés, et plus particulièrement sur le marché du travail. Ils ne proposent donc pas une explication des phénomènes de sous-emploi keynésien. A la suite des intuitions de Hicks [1965] et Patinkin [1956], et des

16. Voir à ce titre Jorgenson [1967].

17. En l'occurrence, les décisions de prix sont absentes.

travaux de Hahn and Negishi [1962], Clower [1965] et Leijonhufvud [1968], le fonctionnement de modèles de *non-tâtonnement* a été étudié, ces modèles permettant en effet de rendre compte de déséquilibres sur les marchés. Comme le remarque Grandmont, ces modèles de non-tâtonnement

> "permettent des échanges à des prix ne réalisant pas l'équilibre de l'offre et de la demande au sens classique et [qui], par conséquent, fournissent une base microéconomique saine pour analyser formellement les phénomènes de déséquilibre." (Grandmont [1976], p*827*)

Un des articles fondateurs de cette approche est proposé par Clower [1965]. Partant d'une appréciation très critique des modèles keynésiens de la synthèse[18], Clower rappelle que la théorie de la formation des prix est au centre de la controverse entre Keynes et les Classiques. Parce que les prix apurent les marchés, les plans des agents sont mutuellement cohérents à l'équilibre général :

> "l'ensemble de la théorie traditionnelle des prix repose sur l'hypothèse que les fonctions d'excès de demande sont indépendantes des transactions réalisées sur les marchés. Ceci implique que *les niveaux de revenu apparaissent comme des variables indépendantes dans les fonctions d'offre et de demande d'un modèle d'équilibre général*[19] [· · ·] les variables de quantité n'apparaissent jamais explicitement dans les fonctions d'excès de demande de la théorie traditionnelle." (Clower [1965], p*112*)

Clower propose la réintroduction explicite des mesures de déséquilibre dans les transactions de quantités et suppose, par souci de simplicité, que les transactions sont déterminées par le "côté court" du marché. L'hypothèse de décision duale permet alors de formaliser le comportement microéconomique des agents. Les comportements se déterminent à deux niveaux : un premier calcul, sous les contraintes walrasiennes de valeurs des ressources, détermine les offres et les demandes notionnelles ; un second calcul, intégrant les contraintes additionnelles de transactions réalisables en déséquilibre, aboutit à la formulation d'offres et de demandes contraintes ou effectives. Dès lors, les relations de comportement contraint ne dépendent pas des seuls prix, mais aussi des quantités indiquant le niveau des contraintes de rationnement perçues ou anticipées par les agents économiques. Cette formalisation permet alors d'obtenir de véritables situations keynésiennes de sous-emploi : le modèle de maximisation de l'utilité néoclassique apparaît

> "comme un cas particulier – uniquement valide en plein-emploi – de la *théorie de la décision duale*[20]. De ce point de vue, l'autre face du chômage involontaire semble être une sous-consommation

18. Modèles que Clower qualifie de *contre-révolution* keynésienne.
19. C'est l'auteur qui met en italiques.
20. C'est l'auteur qui met en italiques.

> involontaire, notion particulièrement intuitive pour ceux d'entre nous qui ont des envies insatisfaites de Champagne." (Clower [1965], p*119*)

Leijonhufvud [1968] propose une intégration de l'analyse de Clower en terme de demande effective à la théorie de l'information qui se développe à la fin des années soixante, afin de comprendre le "véritable" message de la Théorie keynésienne. En particulier, si Leijonhufvud fait du renversement des vitesses relatives d'ajustement des prix et des quantités le point essentiel de l'analyse keynésienne[21], l'auteur y voit plus la conséquence d'un manque de coordination consécutif à une imperfection de l'information qu'une rigidité des prix en concurrence imparfaite. Leijonhufvud se propose en effet d'examiner

> "l'hypothèse selon laquelle la concurrence parfaite implique des ajustements de prix instantanés. Un tel comportement de pur ajustement des prix à court terme n'est possible que dans des modèles qui postulent l'existence de "*recontract mechanism*". Si cette hypothèse très restrictive est levée, il faudra dépenser du temps et des ressources pour produire l'information nécessaire à la coordination des activités économiques au sein de grands systèmes où les lieux de décision sont décentralisés." (Leijonhufvud [1968], p*39*)

Cet argument selon lequel l'hypothèse de rigidité des prix, et plus particulièrement de rigidité des salaires nominaux postulée par Keynes jusqu'au chapitre 19 de la *Théorie Générale*[22] et reprise par les économistes de la synthèse, a "joué un mauvais tour à la théorie keynésienne" (Laurent [1991b]) est largement développé dans les travaux de Leijonhufvud, et repris plus récemment par Howitt [1990]. Si la présence de défauts de coordination avec parfaite flexibilité des prix nous semble effectivement un élément central de la pensée keynésienne, il nous semble cependant excessif de rejeter comme anti-keynésien la littérature consacrée à l'étude des équilibres à prix fixes, même s'il est clair aujourd'hui que cette littérature ne répond que partiellement aux préoccupations de Clower et Leijonhufvud.

1.2.3 Théorie des équilibres non-walrasiens

L'approche dominante de la macroéconomie keynésienne dans les années soixante-dix et quatre-vingt est largement influencée par la théorie des équilibres non-walrasiens.

---

21. Notons l'appréciation critique de d'Autume [1985] concernant cette thèse de Leijonhufvud selon laquelle Keynes propose un renversement des vitesses d'ajustement du modèle de Marshall. Dans la mesure où la vision marshallienne est une vision d'équilibre partiel et non d'équilibre général, la référence principale à opposer à Keynes est Walras et non Marshall : "l'hypothèse keynésienne nous semble plus un blocage des ajustements par rapport à Walras qu'un renversement par rapport à Marshall." (d'Autume [1985], p*12*)

22. Keynes remarque en effet dans ce chapitre 19 intitulé "variations des salaires nominaux" : "il n'y a donc pas de raison de croire qu'une politique de salaires souples puisse maintenir un état permanent de plein-emploi." (Keynes [1936], p*270*)

Après les premiers travaux de Barro and Grossman [1971] intégrant une fonction de consommation reprenant Clower, la définition micoréconomique précise d'un équilibre non-walrasien est proposée par Benassy [1975], Benassy [1976a], Drèze [1975] et Younès [1975]. Ces travaux fondateurs se proposent d'étudier des situations économiques caractérisées par une inégalité de l'offre et de la demande dans une situation de prix fixes, mais aussi par une cohérence de l'ensemble des signaux quantitatifs perçus par les agents. Comme le notent Barro et Grossman,

> "cette analyse possède deux objectifs principaux et interdépendants : premièrement, l'identification des inter-relations entre le comportement d'unités économiques individuelles et l'occurrence de phénomènes macroéconomiques ; deuxièmement, l'explication des aspects essentiels du comportement individuel en fonction des motivations des individus impliqués et des contraintes auxquelles ils ont à faire face. En bref, cet ouvrage propose un retour sur les mécanismes de la théorie macroéconomique *via* un réexamen de leur fondements microéconomiques." (Barro and Grossman [1976], p*1*)

Dans ces modèles à prix fixes, les agents prennent en compte dans la détermination de leurs comportements des signaux de quantités dont l'émission est elle-même une conséquence des actions qu'ils entreprennent. C'est bien un *équilibre* que l'on étudie dans la mesure où les échanges qui s'effectuent rendent globalement cohérents les signaux et les actions et où il existe *in fine* une certaine coordination entre les agents, mais cet équilibre est profondément différent de l'équilibre walrasien.

La monnaie joue un rôle essentiel dans le processus d'échange pour expliquer l'existence d'un chômage keynésien. Les firmes et les ménages laissent apparemment des opportunités d'échange inexploitées (c'est le sens de la critique de Barro [1981]). Ces échanges ne sont cependant pas réalisables dans une économie décentralisée où différents biens sont échangés sur différents marchés. C'est pourquoi la monnaie est utilisée comme intermédiaire des échanges. Comme le note Grandmont [1989],

> "l'équilibre de chômage keynésien est efficient marché par marché aux prix et salaires affichés et lorsque les échanges sont monétaires si les partenaires à l'échange croient que leurs actions sur un marché n'ont pas d'influence sur les rationnements qu'ils subissent sur les autres marchés." (Grandmont [1989], p*271*)

Ces croyances des agents sont correctes sous l'hypothèse de *défauts de coordination des marchés* (Heller [1986]), –*i.e.* si les biens et le travail sont échangés contre de la monnaie sur des marchés distincts. Les signaux perçus rationnellement sur chaque marché local par les agents sont des *demandes effectives*, et ne les informent pas des opportunités qui sont globalement présentes.

d'Autume [1985] souligne le caractère "irremplaçable" de l'approche des équilibres non-walrasiens pour l'analyse macroéconomique en soulignant les trois attraits principaux de la méthode : sa caractéristique de modèle à plusieurs régimes, son caractère approprié pour les analyses de politique économique et la possibilité d'une extension dynamique.

Le premier point est en effet fondamental et spécifique à la théorie des équilibres non-walrasiens. A chaque configuration de contraintes correspond un type d'équilibre particulier possédant sa logique propre. Etant donnés les prix et les salaires, les asymétries de position et de comportement entre les agents (firmes et ménages) apparaissent de manière endogène.

Le second point est également d'intérêt puisqu'il permet de conserver le rôle essentiel assigné par les modèles de la synthèse néoclassique à la politique économique conjoncturelle . Les interventions de l'Etat sont ici capables de suppléer aux défauts de fonctionnement des marchés. En outre, le modèle propose un classement des moyens de la politique économique en fonction du régime dans lequel se trouve l'économie.

Le troisième point nous semble plus sujet à caution que les deux précédents. Il est vrai qu'une hypothèse faisant dépendre l'ajustement des prix de l'excès de demande effective permet d'obtenir une dynamisation explicite du modèle, et autorise dès lors des études dynamiques indiscutablement intéressantes. Une telle spécification se heurte cependant aux critiques conjointes des théoriciens de la nouvelle économie classique et de nombre d'économistes keynésiens anglo-saxons : il existe des opportunités à l'échange inexploitées dans les modèles à prix fixes[23]. Il nous semble que si l'hypothèse de prix fixes permet une description adaptée de l'ultra-courte période, une intégration explicite des comportements de fixation de prix, dans un cadre de concurrence imparfaite, est une condition nécessaire à l'extension dynamique des modèles de rigidités de prix. S'il émet un avis critique sur les modèles de concurrence imparfaite, d'Autume [1985] en reconnait l'intérêt :

> "il nous semble finalement qu'il y a une nette solution de continuité entre cette approche en terme de concurrence monopolistique et le courant principal de la théorie des équilibres non-walrasiens. Dans la première, "l'échec du marché" qui explique l'inefficacité de l'allocation n'est autre que le pouvoir de marché que se reconnaît chaque agent. Le second tente de décrire un échec du marché plus radical puisque c'est le principe même de son fonctionnement qui est remis en cause." (d'Autume [1985], p*249*)

Nous exprimerons dans cette thèse un avis différent, en montrant l'intérêt d'une approche combinant rigidités nominales et concurrence imparfaite, et en reconnaissant dans le modèle de concurrence monopolistique la présence de défauts de coordination caractéristiques des équilibres non-coopératifs.

23. Pour reprendre la phrase de Lucas, "des billets de $ 500 traînent sur les trottoirs" dans ces modèles.

1.2.4 Faut-il chercher des fondements microéconomiques à la macroéconomie ?

Au terme de cette section qui a brièvement passé en revue les recherches de fondements microéconomiques à la macroéconomie keynésienne, et avant d'envisager dans la suite de cette introduction et dans l'ensemble de cette thèse l'étude de nouveaux fondements microéconomiques de la macroéconomie keynésienne, il nous a semblé utile de marquer une pause en envisageant une question dont nous n'apporterons d'ailleurs pas de réponse tranchée : faut-il chercher des fondements microéconomiques à la macroéconomie ?

Il existe depuis la remise en cause des modèles de la synthèse néoclassique un large consensus selon lequel un "bon" modèle macroéconomique doit reposer sur des comportements microéconomiques explicites. Pour les tenants de la nouvelle économie classique et de la théorie des cycles réels, ces fondements microéconomiques doivent reposer sur une économie concurrentielle où les agents forment des anticipations rationnelles et où les marchés sont complets. Pour justifier ces modèles , on fait alors appel à la démarche méthodologique friedmanienne du "*as if*".

Si Robbins affirme que la véracité d'une théorie peut être testée avant tout par la correspondance entre ses hypothèses et les faits, Friedman énonce un principe radicalement opposé à celui-ci. Même si l'on peut donner des arguments empiriques en faveur des hypothèses du modèle, ce qui ne peut en tout état de cause être fait pour des idéaux-types weberiens tels que l'*homo oeconomicus*, ceci ne permet pas de juger de l'utilité d'une théorie. C'est uniquement sur la base de la correspondance entre ses prédictions et les faits qu'une théorie doit être jugée. Les résultats, et non les hypothèses, doivent être les seules préoccupations de l'activité scientifique dans l'explication du monde réel.

Le sens commun associe cependant la recherche de fondements microéconomiques à la macroéconomie à la mise en évidence des comportements individuels *réalistes* à la source des macro-phénomènes. L'utilisation d'un agent représentatif apparaît alors comme un moyen commode de donner à peu de frais un minimum de rigueur microéconomique à un modèle.

C'est à ce titre que les microéconomistes, et Kirman [1992] en particulier, s'interroge sur *"qui ou quoi l'individu représentatif représente ?"*[24] Le propos de Kirman est de montrer qu'

> "il est clair que l'agent "représentatif" mérite un enterrement de première classe, puisqu'il représente une approche de l'analyse économique non seulement primitive, mais également fondamentalement erronée." (Kirman [1992], p*119*)

L'argument essentiel de Kirman repose sur les résultats de Debreu [1974], Mantel [1974], Sonnenschein [1972] et Sonnenschein [1973] , résultats montrant que n'importe quel ensemble de fonctions d'excès de demande satisfaisant la loi

24. Pour reprendre le titre de l'article de Kirman.

de Walras peut être dérivé de comportements individuels maximisateurs. En particulier, l'axiome faible des préférences révélées peut ne pas être satisfait au niveau agrégé : la collectivité peut préférer x à y dans une situation où y est disponible, et y à x dans une autre situation où x est disponible. Kirman conclut alors que si les évolutions macroéconomiques présentent certaines régularités, cela ne signifie pas qu'il soit utile et approprié de considérer le fonctionnement de l'économie comme résultant du comportement maximisateur d'un agent représentatif.

La critique est sans aucun doute pertinente, mais elle nous semble relever d'un biais microéconomique non moins pervers que celui du macroéconomiste, parce qu'elle ne prend pas en compte la spécificité de l'analyse macroéconomique, ou pour paraphraser d'Autume [1992], elle ne reconnaît pas "une place pour la macroéconomie". Cette spécificité de la macroéconomie est mise en avant *a contrario* par Malinvaud :

> "il est fréquent que, à la fin d'une étude mathématique portant sur tel prolongement de la théorie de l'équilibre général ou tel problème d'organisation industrielle, l'auteur suggère ou affirme la pertinence de ses résultas pour la compréhension de certains aspects des évolutions macroéconomiques. Alors que l'étude a été motivée par l'intention de contribuer à un programme de recherches microéconomiques qui suit son propre cours, on obtiendrait à bon marché au passage un sous-produit macroéconomique ." (Malinvaud [1991], pp*1-2*)

Comme le souligne d'Autume, la gravité de la critique de Kirman dépend de l'objet de l'étude[25] :

> "s'il ne s'agit que d'étudier la substitution intertemporelle ou la détermination des prix d'actifs, elle n'est sans doute pas trop grave. S'il s'agit au contraire d'étudier le chômage, le problème n'est pas tant qu'il n'y a qu'un seul agent mais plutôt qu'aucun défaut de coordination ne trouve place dans le modèle. La présence de plusieurs agents ne changerait rien." (d'Autume [1992], p*15*)

La présence de défauts de coordination nous apparaît à juste titre l'élément discriminant quant à la nécessité de fonder microéconomiquement la macroéconomie. Comme le souligne Cahuc [1989], il est en effet nécessaire de se placer dans un paradigme d'*individualisme méthodologique sophistiqué*, par opposition à un *individualisme méthodologique naïf*, pour proposer une intégration féconde de la microéconomie, et plus particulièrement de la théorie des jeux non-coopératifs, à l'analyse macroéconomique.

Selon une vision *naïve* de l'individualisme méthodologique, l'objet des sciences sociales est d'expliquer les phénomènes en termes strictement individuels ; par opposition au holisme méthodologique, l'individualisme méthodologique ne considère pas de faits sociaux indépendamment des actions des individus.

25. On retrouve un point de vue assez analogue chez Stiglitz [1991].

C'est cette vision naïve qui nous semble mise en cause par Kirman. En revanche, un individualisme *sophistiqué*, en permettant l'analyse des interactions individuelles, montre que, dans certains cas, celles-ci peuvent avoir des conséquences inintentionnelles. Comme le note Cahuc,

> "la spécificité et la fécondité de l'individualisme méthodologique est donc simplement de permettre de concevoir une rupture entre la finalité des actions individuelles et leurs conséquences macrosociales [· · ·]. L'apport de l'individualisme méthodologique est de permettre d'élaborer des théories interactionnistes montrant que les individus peuvent être soumis à des effets de composition, ce qui est logiquement impossible dans le cadre du holisme méthodologique où les comportements individuels sont expliqués par des contraintes macrosociales [· · ·]. L'individualisme sophistiqué n'insistera pas tant sur le concept d'individu que sur celui d'interaction." (Cahuc [1989], p*6-7*)

Pour mettre en évidence des défauts de coordination, mécanismes susceptibles d'induire des désajustements globaux, il est nécessaire d'abandonner *simultanément* deux hypothèses simplificatrices : la parabole de l'agent représentatif et l'absence d'interactions stratégiques entre les agents.

Ainsi, le modèle walrasien accepte l'hétérogénéité des agents, mais ne constitue pas un modèle satisfaisant pour le macroéconomiste keynésien parce qu'il possède un *degré zéro d'interaction* entre les agents, pour reprendre l'expression de Cahuc. En revanche, un modèle de concurrence entre firmes pourra utiliser la parabole de l'agent représentatif du côté de la demande de biens s'il souhaite envisager les interactions stratégiques entre les firmes.

A ce titre, les développements récents de la théorie keynésienne, regroupés par les économistes anglo-saxons sous le terme de nouvelle économie keynésienne, par opposition à la nouvelle économie classique, nous semblent reprendre à leur compte cette exigence d'explicitation des comportements stratégiques et des mécanismes de coordination (ou leur absence), dans une perspective qui se veut celle de la macroéconomie.

1.3 La nouvelle économie keynésienne

A la fin des années soixante-dix, le paradigme dominant de la théorie macroéconomique est indubitablement la théorie des cycles à l'équilibre (*Equilibrium Business Cycle*), une théorie articulée sur les hypothèses de fonctionnement concurrentiel des marchés, d'ajustements instantanés des prix et d'anticipations rationnelles. Malgré la fécondité du programme de recherche sur les équilibres non-walrasiens, particulièrement en Europe, celui-ci est rejeté outre-atlantique pour son absence de fondements microéconomiques à l'hypothèse de rigidité des

prix[26].

La nouvelle macroéconomie keynésienne[27] propose une réponse en deux temps à la nouvelle économie classique. Dans un premier temps, il s'agit de montrer que, au delà de l'indiscutable progrès analytique qu'elle constitue, l'hypothèse d'anticipations rationnelles n'est pas consubstantielle d'une vision équilibriste de l'économie. Dans un second temps, l'introduction d'imperfections réelles et nominales sur les marchés va permettre de donner une nouvelle représentation de la pensée keynésienne dans des modèles d'équilibre général à fondements microéconomiques. Dans la plupart de ces modèles, un rôle déterminant sera joué par la définition de l'équilibre macroéconomique comme un équilibre non-coopératif. Cette formalisation, comme nous l'avons déjà noté dans le paragraphe précédent, sera essentielle à la reproduction des phénomènes de défauts de coordination caractéristiques de l'économie de Keynes[28].

Dans leur diversité, ces travaux cherchent à répondre à un certain nombre d'interrogations que Mankiw et Romer résument de la façon suivante :

> "Il existe deux questions qu'il est nécessaire de se poser au sujet d'une théorie des fluctuations économiques.
> — La théorie viole-t-elle la dichotomie classique ? Suppose-t-elle que les fluctuations des variables nominales comme, par exemple, l'offre de monnaie ont des effets sur les fluctuations des variables réelles comme le produit et l'emploi ?
> — La théorie suppose-t-elle que l'existence d'imperfections réelles de marché sont essentielles à la compréhension des fluctuations économiques ? Des considérations telles que l'imperfection de la concurrence, l'imperfection de l'information et la rigidité des prix relatifs sont-elles centrales à la théorie ?

26. Gordon [1990b] rapporte ainsi que cette littérature n'apparaît quasiment pas dans la liste des articles les plus lus par les étudiants de DEA des dix départements d'économie les plus importants aux Etats-Unis.

27. Gordon [1990b] présente un examen étymologique du terme *nouveau keynésien*. Parkin [1984] utilise pour la première fois le terme de *nouvelle économie keynésienne*. Il est repris par Phelps [1985] et Gordon [1990a] utilise le terme de *nouveau modèle keynésien*. La *nouvelle économie keynésienne* sera présentée pour la première fois sous ce nom par Ball, Mankiw, and Romer [1988] ; elle s'oppose naturellement à la *nouvelle économie classique*, et se distingue de la vieille école keynésienne de la *synthèse néoclassique* et des approches *néokeynésiennes* de la théorie des équilibres non-walrasiens.

28. Sur l'ensemble de cette littérature, on pourra se reporter en particulier à Fischer [1988], Blanchard and Fischer [1989], Blanchard [1990], Gordon [1990b], Mankiw and Romer [1991], Mankiw [1990], Mankiw [1991], Rotemberg [1987], Kempf [1992a], Kempf [1992b], Barro [1989], Stiglitz [1991], Greenwald and Stiglitz [1987], Grandmont [1989] et Fair [1992], ainsi qu'aux nombreuses références contenues dans ces travaux. Nous reviendrons largement sur certaines directions de ce programme de recherche dans l'ensemble de cette thèse.

> La nouvelle économie keynésienne répond par l'affirmative et sans ambiguïté à ces deux questions. La dichotomie classique n'est pas valide car les prix sont imparfaitement flexibles. Les imperfections réelles sont essentielles parce que la concurrence imparfaite et la rigidité des prix relatifs sont nécessaires à la compréhension de la rigidité des prix." (Mankiw and Romer [1991], p2)

1.3.1 Une première réponse aux modèles à anticipations rationnelles

Reprenant l'hypothèse centrale des modèles de la synthèse néoclassique, la rigidité du salaire nominal, Fischer [1977], Taylor [1980a] et Phelps and Taylor [1977] élaborent une première réponse aux modèles à anticipations rationnelles de la nouvelle économie classique, en permettant de séparer clairement l'hypothèse d'anticipations rationnelles des résultats des modèles *à la* Sargent and Wallace [1975].

L'hypothèse centrale du modèle de Fischer repose sur l'existence de contrats de prix ou de salaires fixés pour deux périodes, à des niveaux correspondant aux valeurs nominales d'équilibre concurrentiel rationnellement anticipées sur la base de l'information disponible au moment de la signature du contrat. En adjoignant cette hypothèse à un modèle traditionnel offre globale-demande globale, Fischer montre que le produit est affecté à chaque période par une variable de surprise sur les prix, et qu'une politique monétaire parfaitement anticipée rétroagit sur le processus suivi par le produit.

Taylor propose une formalisation plus générale des contrats de salaires nominaux en intégrant une dimension multi-périodique et imbriquée à l'espace des contrats. L'économie est désormais constituée de n cohortes de même masse, chacune négociant à tour de rôle toutes les n périodes. La résolution du modèle est plus complexe, mais son résultat est plus fort : un choc monétaire possède un effet infiniment persistant sur le niveau du produit.

Si une large littérature se développe alors sur ces bases[29], la véritable réponse aux modèles des nouveaux classiques reste à construire. En effet, si ces modèles accommodent les résultats de la synthèse néoclassique à l'hypothèse d'anticipations rationnelles, ils ne proposent pas de véritables fondements microéconomiques à l'existence des contrats de prix et de salaires en ne levant pas explicitement l'hypothèse de fonctionnement concurrentiel des marchés. En outre, ces modèles proposent une explication de la réponse de l'économie à un choc de demande reposant sur le caractère contra-cyclique de l'évolution du salaire réel, tout comme dans les premiers chapitres de la *Théorie Générale*. Or l'on sait de depuis la controverse Dunlop-Keynes-Tarshis que cette explication correspond mal à l'observation des faits.

29. Voir Kempf [1992a] et Kempf [1992b].

A la suite de ces travaux fondateurs, le renouveau de l'analyse macroéconomique d'inspiration keynésienne va se structurer autour de deux lignes de force non exclusives, et qui proposent toutes deux un abandon de certaines des hypothèses du modèle d'équilibre général dans sa version Arrow-Debreu. Nous distinguons ainsi une recherche sur l'introduction d'imperfections réelles dans le fonctionnement des marchés et, dans ce cadre, une recherche sur les fondements et les conséquences de la présence de rigidités nominales.

1.3.2 L'intégration des imperfections réelles sur les marchés

L'intégration des imperfections réelles sur les marchés se développe autour de trois axes majeurs qui correspondent à trois marchés essentiels de la macroéconomie : le marché des biens, le marché du travail et le marché du crédit.

Sur le marché des biens, l'introduction de comportements effectifs de fixation de prix, nécessaires à l'étude des fondements microéconomiques des rigidités nominales, impose l'abandon de la fiction du commissaire-priseur et la modélisation explicite de la concurrence imparfaite. Au delà, cette modélisation permet l'introduction de rendements croissants et d'une théorie du comportement cyclique des taux de marge. Parce que le concept d'équilibre pertinent est ici un concept d'équilibre non-coopératif, ces modèles permettent une véritable modélisation des interactions stratégiques et de l'existence de défauts de coordination. Ces développements constituent l'une des directions de notre travail dans cette thèse. A la suite du modèle fondateur de Weitzman [1982], les propriétés spécifiques des modèles de concurrence imparfaite ont été étudiées suivant trois axes. Le premier intègre la présence de coûts de recherche et d'externalité de taille de marché, en développant les travaux précurseurs de Diamond [1982]. Le second analyse les implications de zones de rendements croissants, en supposant que les techniques sont d'autant plus efficientes que le marché est grand (Murphy, Shleifer, and Vishny [1990]), ou en montrant qu'un supplément d'investissement engendre une demande plus importante et valide ainsi cet accroissement d'investissement (Kiyotaki [1988]). Le troisième intègre des externalités spécifiques au modèle (Shleifer [1986], Drugeon [1992]).

L'introduction d'imperfections réelles sur le marché du travail constitue le second axe de ces recherches. Celui-ci s'articule autour de quatre thèmes dominants. Premièrement, l'idée que la productivité du travail dépend du niveau du salaire réel conduit à élaborer une théorie du salaire d'efficience. Parce que le contrôle des travailleurs par les firmes est imparfait, celles-ci paient un salaire plus élevé pour inciter les employés à ne pas "tirer au flanc" (Shapiro and Stiglitz [1984]); parce que les salariés souhaitent obtenir une "juste" rémunération de leurs efforts, les firmes ne rémunèrent pas nécessairement les salariés à leur productivité marginale (Akerlof [1982], Akerlof and Yellen [1986]). Deuxièmement, les relations employeurs-employés représentent des contrats de long terme implicites ou explicites (Azariadis [1975]. Parce que les firmes et les salariés ont des

degrés d'aversion au risque différents, les contrats de travail n'ont pas seulement un rôle allocatif, mais également un rôle d'assurance. Troisièmement, les relations employeurs-employés sont le fruit de négociations et de marchandages portant soit sur le salaire des employés installés (modèles *insiders/outsiders à la* Lindbeck and Snower [1986]), soit plus généralement sur les salaires et l'emploi (McDonald and Solow [1985]). Dès lors, les comportements cycliques de l'emploi et du salaire peuvent être très différents de ceux d'un modèle concurrentiel. Quatrièmement, la présence d'hétérogénéité entre les postes de travail et les salariés nécessite la modélisation des processus d'appariement sur le marché du travail (modèle de *matching*, Mortenson [1986], Blanchard and Diamond [1989]). Ici également, les propriétés cycliques de l'emploi et du salaire réel se trouvent profondément modifiées.

Enfin, les développements récents des imperfections informationnelles sur le marché du crédit renouvellent l'intégration financière des modèles macroéconomiques keynésiens. Le premier temps de cette recherche concerne l'étude des comportements microéconomiques et des interactions prêteurs-emprunteurs lorsque l'information est asymétrique et que le prêteur n'est pas parfaitement informé de la qualité des projets d'investissement des emprunteurs. Ces asymétries conduisent alors à des comportements de rationnement du crédit (Stiglitz and Weiss [1981]) et expliquent l'existence de contrats de dettes (Gale and Hellwig [1985]). Le second temps de la recherche concerne l'intégration macroéconomique de ces asymétries informationnelles. Le rôle du marché du crédit est étudié dans la détermination de la demande agrégée et dans les mécanismes de transmission de la politique monétaire (Blinder [1987], Mankiw [1986] et Bernanke et Gertler [1989]). Il est également central dans la transmission des chocs réels en proposant de nouveaux canaux par lesquels peuvent transiter ces chocs (Williamson [1987]).

Derrière la diversité des approches et des modèles proposés par les macroéconomistes d'inspiration keynésienne, la prise en compte des imperfections réelles de marché que constituent la concurrence imparfaite, l'asymétrie de l'information et l'hétérogénéité des agents représente le trait commun de ce vaste champ de la recherche macroéconomique moderne. Une fois ces imperfections réelles reconnues et explicitées, il est possible de proposer une introduction microéconomiquement fondée de l'hypothèse de rigidité nominale des prix et des salaires.

1.3.3 L'importance des rigidités nominales

L'hypothèse de rigidités nominales des prix et des salaires n'est pas propre aux modèles keynésiens. Blanchard and Fischer [1989] remarquent que Hume [1752] rend compte des effets d'une augmentation du stock de monnaie par l'existence d'ajustements lents des prix, et Friedman en fait également l'un de ses hypothèses de travail.

Cette hypothèse n'en demeure pas moins identifiée comme une hypothèse centrale de la théorie keynésienne : c'est parce que les prix et les salaires s'ajustent

lentement à une variation de la demande agrégée que l'activité dépend de la demande le long de la trajectoire d'ajustement. Les prix et les salaires étant rigides, aucune restriction particulière n'est faite sur les co-variations de l'emploi et du salaire réel. Selon les vitesses d'ajustement respectives des prix et des salaires, le salaire réel sera pro-cyclique ou contra-cyclique.

Cet exemple simple permet de montrer que le concept de rigidités nominales englobe celui de rigidités réelles. En effet, si les prix et les salaires s'ajustent lentement, mais proportionnellement l'un à l'autre, le modèle présentera également une rigidité du salaire réel. Cet exemple montre également que les effets des rigidités nominales sont liés aux variations de prix relatifs (réels)[30] qu'elles impliquent.

Grandmont souligne l'importance de l'hypothèse de rigidités nominales dans les modèles macroéconomiques d'inspiration keynésienne. Seules celles-ci permettent d'obtenir des phénomènes multiplicateurs à la suite d'un choc de demande, alors que les rigidités réelles ne permettent d'obtenir que des multiplicateurs classiques, en faisant jouer des effets d'offre[31] :

> "le chômage sera keynésien en présence de rigidités nominales; les politiques de demande auront des effets multiplicateurs sur le niveau de l'activité. Le chômage sera classique et les chocs de demande évinceront le secteur privé si les rigidités sont réelles; dans ce cas, les politiques classiques d'offre seront appropriées." (Grandmont [1989], p*273*)

Parce que l'existence de rigidités réelles n'implique pas nécessairement la présence de rigidités nominales, et que seules ces dernières permettent de rendre compte des effets sur le produit de chocs monétaires ou de chocs de demande agrégée[32], il apparaît nécessaire à un programme de recherche keynésien d'introduire explicitement une série de contraintes sur les comportements des agents fixeurs de prix afin de rendre compte de ces rigidités.

Nous considérons dans cette thèse les fondements microéconomiques et les conséquences macroéconomiques des rigidités nominales des prix. Nous avons

30. Notons que dans tout modèle d'équilibre général, il existe un degré de liberté dans la détermination des niveaux des prix. Par application de la loi de Walras, l'équilibre sur $n-1$ marchés implique en effet l'équilibre sur le $n^{\text{ième}}$ dans la mesure où les agents respectent leurs contraintes budgétaires. Dès lors, la résolution du modèle ne permet de définir qu'un ensemble de prix relatifs. Les prix absolus (ou nominaux) sont définis comme les prix relatifs à un numéraire –*i.e.* à un bien dont le prix est supposé égal à un. La définition des rigidités nominales est à ce titre contingente du choix du numéraire. Par exemple, une rigidité nominale du salaire dans un modèle où le seul bien produit est choisi comme numéraire correspond à une rigidité réelle dans le même modèle où le bien non-produit est choisi comme numéraire. Dans l'ensemble de cette thèse, le numéraire choisi sera la monnaie. Nous examinerons dans le chapitre deux les ambiguïtés auxquelles conduit le choix d'un autre bien non-produit comme numéraire.

31. Ce point sera plus largement développé dans le chapitre deux de la thèse.

32. Alternativement, ces effets peuvent être expliqués par la présence d'information imparfaite, comme dans les modèles de cycles à l'équilibre à la Lucas.

souligné dans le paragraphe précédent l'intérêt d'une approche intégrant des rigidités nominales de salaires. Celle-ci se heurte cependant à la faible pro-cyclicité apparente du salaire réel, si le modèle accorde une importance prépondérante aux chocs de demande dans l'explication des fluctuations conjoncturelles. Les développements théoriques récents sur le marché du travail expliquent la rigidité réelle, et non nominale, du salaire, en relaxant l'hypothèse de fonctionnement du marché du travail comme un marché d'enchères (marché *spot*).

Parce que l'imparfaite flexibilité des salaires nominaux demeure un problème difficile à prendre en compte, nous centrons l'analyse théorique sur les rigidités nominales de prix.

L'introduction de rigidités nominales de prix permet de conserver une hypothèse réaliste de biens vendus sur des marchés *spot* (alors qu'une telle hypothèse est plus difficilement soutenable dans le cas du travail, où des relations de long terme employeurs-employés interviennent), ne pose aucun *a priori* sur le comportement du salaire réel, et possède néanmoins des mécanismes rétro-agissant sur le marché du travail[33].

Dans un univers de concurrence imparfaite, un candidat naturel à l'explication de la rigidité nominale des prix sera la présence de faibles coûts d'ajustement encourus à chaque révision des prix. Par le biais d'une série d'entretiens avec les responsables de grandes entreprises américaines, Blinder [1991] propose un classement de douze théories de la rigidité des prix, en fonction du degré de pertinence que les décideurs économiques leur accordent. En réponse à la question "quelle importance attribuez-vous à cette théorie dans l'explication de la vitesse d'ajustement des prix ?", chacune de ces théories reçoit une note entre 1 ("aucune importance") et 4 ("très importante").

Les douze théories proposées à l'appréciation des décideurs économiques sont les suivantes. La théorie dite des *délais de livraisons/services annexes* reprend l'idée de Carlton [1990] selon laquelle les firmes raccourcissent les délais de livraison ou réduisent les services annexes au produit à la suite d'un choc positif de demande plutôt que d'augmenter leur prix. Les *défauts de coordination* correspondent à une idée illustrée par Cooper and John [1988] selon laquelle une firme hésitera à modifier son prix et attendra que ses concurrentes le fassent en premier. L'*alignement du prix sur les coûts* reprend une idée illustrée par Blanchard [1983] selon laquelle les prix ne varient pas tant que les coûts ne varient pas. La théorie des *contrats implicites* correspond à l'idée de *poignée de main invisible* d'Okun [1981] concernant l'existence de marchés de clientèle. La théorie des *contrats nominaux explicites* reprend l'idée selon laquelle certains contrats sont libellés en termes nominaux, et prédéterminent ainsi le niveau des prix des transactions (Taylor [1980a]). La présence de *coûts de catalogues* correspond à l'existence de véritables coûts d'ajustement de prix, convexes ou non. La *pro-cyclicité de l'élasticité de la demande* (Shapiro [1988]) rend compte d'un comportement contra-cyclique des taux de marge. L'existence de *prix limites* correspond à une idée répandue en marketing et selon laquelle il existe des barrières psychologiques pour les consom-

33. L'ensemble de ces arguments sera largement développé tout au long de cette thèse.

mateurs (999 francs et 90 centimes), barrières que les firmes hésitent à franchir (Kashyap [1987]). La théorie de l'*ajustement par les stocks* (Blinder [1982]) introduit une nouvelle variable de commande, en plus du prix, dans le programme de décision des firmes. L'existence d'un *coût marginal constant* rend clairement compte d'une rigidité des prix lorsque la concurrence est parfaite ou les taux de marge constants. Les *rigidités hiérarchiques* correspondent à une idée plus proche de la sociologie et selon laquelle la complexité de la structure de décision au sein de l'entreprise rend plus difficile la décision de modifier les prix. Enfin, la douzième des théories proposées explique la rigidité des prix par l'*influence du prix sur la qualité perçue* par les consommateurs.

Les résultats préliminaires de cette enquête, sur la base de 72 entretiens, sont donnés dans le tableau 1.1.

TABLEAU 1.1 : Classement des théories de la rigidité des prix (Blinder [1991])

Rang	Théorie	Score moyen	% de "3" ou plus
1	Délai de livraison/Services annexes	2.86	65%
2	Défauts de coordination	2.85	66%
3	Alignement du prix sur les coûts	2.72	57%
4	Contrats implicites	2.52	56%
5	Contrats nominaux explicites	2.29	40%
6	Coûts de catalogues	2.28	43%
7	Pro-cyclicité de l'élasticité de la demande	1.97	36%
8	Prix limites	1.97	33%
9	Ajustement par les stocks	1.72	28%
10	Coût marginal constant	1.56	19%
11	Rigidités hiérarchiques	1.54	18%
12	Influence du prix sur la qualité perçue	1.45	12%

Nous ferons référence dans cette thèse à la présence de coûts d'ajustement de prix et de défauts de coordination pour rendre compte de la présence de rigidités nominales de prix. Dans l'enquête de Blinder, 72% des firmes reconnaissent encourir des coûts de catalogues, et près de la moitié considère que c'est là un facteur important de rigidités des prix.

Même s'il n'existe pas de modèle canonique de la rigidité des prix, nous reprendrons à notre compte l'argument de Lucas [1989] selon lequel les résultats qualitatifs des modèles avec rigidités nominales de prix sont relativement indépendants de la formalisation permettant de fonder microéconomiquement cette rigidité.

1.4 Plan de la thèse

Cette thèse est organisée en deux parties de deux chapitres chacune, précédées d'un chapitre préliminaire. Nous avons souhaité nous placer à l'interface des analyses théoriques et empiriques concernant l'explication des fluctuations macroéconomiques de court terme. C'est pour cette raison qu'une première évaluation empirique du rôle des rigidités nominales dans la dynamique macroéconomique de court terme constitue le chapitre préliminaire (*chapitre 1*) de ce travail. Par une série d'indicateurs statistiques *a-théoriques*, nous étudions sur données françaises et sur la période 1950-1990 les mouvements joints des prix, des salaires et du produit. Par l'estimation de modèles vectoriels autorégressifs et l'identification semi-théorique des sources d'impulsion macroéconomiques, nous mettons en évidence une série de faits stylisés dont devront rendre compte les modèles théoriques développés ultérieurement. Ces deux approches constituent une application de développements récents de l'économétrie des séries temporelles à notre problématique et sur données françaises.

La *première partie* de la thèse envisage les propriétés des équilibres de concurrence monopolistique avec rigidités nominales de prix. Le *chapitre deux* reprend la démarche de Benassy pour montrer que la théorie des équilibres non-walrasiens constitue un moment de l'analyse des équilibres de concurrence monopolistique. En développant alors un modèle de référence de la macroéconomie keynésienne qui reprend les travaux de Blanchard and Kiyotaki [1987], nous étudions les apports et les limites du modèle en l'absence de rigidités nominales. Nous soulignons plus particulièrement le caractère faussement keynésien des effets multiplicateurs dans ces modèles sans rigidités nominales.

Nous pouvons alors proposer un test plus théorique de la présence de rigidités nominales en France dans le cadre de ce modèle de référence. Ce test consiste en un examen de la pertinence empirique de la propriété d'équivalence fiscale à court terme. En développant un modèle original intégrant une dimension fiscale (TVA et impôt sur le revenu) au modèle de concurrence monopolistique, puis en y ajoutant une boucle prix-salaires avec anticipations rationnelles, nous montrons théoriquement que l'équivalence impôts directs-impôts indirects est invalidée en présence de rigidités nominales. Nous proposons alors l'estimation d'une forme réduite du modèle sur données françaises, estimation qui confirme la présence de rigidités nominales dans la dynamique macroéconomique de court terme.

Le *chapitre trois* propose alors une relecture des propriétés du modèle de référence à la lumière des développements récents de la littérature sur les défauts de coordination. En montrant que le modèle possède des complémentarités stratégiques entre les firmes qui fixent leur prix, nous montrons l'intérêt de l'introduction de rigidités nominales de prix. Celle-ci est effectuée dans un cadre statique *via* l'introduction de faibles coûts de catalogues, dont les effets macroéconomiques se révèlent importants. Nous proposons alors une modification du modèle de référence du chapitre deux en introduisant une zone de rendements croissants. Cette contribution originale permet d'envisager l'existence d'une multiplicité d'équilibres et d'examiner le rôle des défauts de coordination et de la

politique monétaire en présence de coûts d'ajustement quadratiques de prix.

La *seconde partie* de cette thèse développe les intuitions des modèles statiques dans un cadre explicitement dynamique. Le *chapitre quatre* envisage les comportements microéconomiques optimaux et les implications macroéconomiques de l'existence de coûts d'ajustement non-convexes de prix, dans le cadre du modèle de référence du chapitre deux. Nous montrons que des règles de prix de type (s, S) se révèlent optimales lorsque l'entreprise en concurrence monopolistique encourt des coûts de catalogues à chaque modification de son prix. L'agrégation de ces règles en équilibre général permet alors de souligner l'influence des complémentarités stratégiques dans le processus stochastique suivi par l'activité réelle en présence de chocs nominaux. Cette analyse est menée dans un modèle de référence qui intègre dans le même cadre analytique les développements récents de cette littérature.

Nous proposons alors une intégration des modèles dynamiques de coûts de catalogues au modèle d'information différenciée de Lucas [1973]. Dans cette construction originale, les complémentarités stratégiques s'avèrent également essentielles dans le comportement du modèle et la pente de la "courbe de Phillips" qu'il permet de modéliser.

Le *cinquième chapitre* propose une intégration du modèle de référence du chapitre deux dans un cadre dynamique stochastique proche de celui de la théorie des cycles réels. Après un examen des effets spécifiques des rigidités nominales contractuelles de prix ou de salaires dans ce cadre, nous développons une analyse des effets des structures de marché sur les propriétés cycliques de l'économie.

Dans un troisième temps, nous proposons un modèle complet de concurrence monopolistique et coûts d'ajustement de prix quadratiques avec capital et optimisation intertemporelle des ménages. Ce modèle original fait l'objet de simulations stochastiques et permet un retour sur les données, en montrant qu'il résout un certain nombre d'*énigmes empiriques* non expliquées par la théorie des cycles réels. Il permet ainsi de conclure sur la fécondité théorique et empirique d'une approche intégrant concurrence monopolistique sur le marché des biens et rigidités nominales de prix.

Chapitre 2

Les rigidités nominales dans la dynamique macroéconomique

Introduction

Une des hypothèses majeures de tout modèle macroéconomique concerne la modélisation des ajustements de prix. Cette question constitue également l'un des points de désaccord essentiels entre macroéconomistes. Un chapitre préliminaire permettant une première confrontation aux données de l'hypothèse d'ajustement imparfait des variables nominales nous semble devoir débuter cette thèse. Pour reprendre la formule de Gordon,

> "toute théorie ayant pour objectif d'expliquer les rigidités de prix ou de salaires doit impérativement démontrer dans un premier temps que le phénomène de rigidité est bien présent lorsque l'on examine les données du monde réel." (Gordon [1990b], p*1119*)

Ce chapitre a ainsi pour objet l'étude du partage des variations du produit nominal entre variations de l'activité réelle et variations de prix.

Une telle interrogation n'est pas le privilège des théoriciens keynésiens ; et la question est également posée par les monétaristes dans les années soixante. Ainsi, "l'équation de S^tLouis" proposée par Andersen and Jordan [1968] à la *Federal Reserve Bank of St Louis* a bien comme ambition la description du partage prix-quantités à court et long terme, à la suite de chocs monétaires et de dépenses publiques. Dans leur étude des mécanismes de transmission des chocs monétaires, Brunner and Meltzer [1976] rendent également compte des effets d'un accroissement du revenu nominal sur le produit réel, puis sur les prix.

Si toutes les variations du revenu nominal ne se transmettent pas instantanément dans les variables de prix, c'est que ceux-ci ne sont pas déterminés selon le schéma walrasien traditionnel. Pour une trajectoire donnée du produit nominal, la variabilité du produit réel sera d'autant plus grande que les rigidités nominales sont importantes. La mise en évidence de rigidités nominales est ainsi à la base de la compréhension des mouvements conjoncturels de l'activité économique.

Deux questions différentes appelant chacune une réponse spécifique nous sont posées. Dans quelle mesure les fluctuations du produit nominal sont-elles ventilées entre variations de prix et fluctuations réelles ? Quelles sont les impulsions à la source de ces fluctuations du produit nominal ? Les deux sections de ce chapitre proposent des éléments de réponse à ces deux questions.

La première section a pour objectif de décrire les évolutions des prix et des quantités en France depuis 1950, et d'en dégager des preuves de l'existence de rigidités nominales. Dans un premier temps, en procédant à une analyse univariée des séries de prix, de salaires nominaux, de salaires réels et de produit, nous tentons de trouver des éléments en faveur de la présence de rigidités nominales, sans pour autant que cette analyse procède d'un véritable test de rigidités. Devant la nécessité de considérer les fluctuations conjoncturelles comme un ensemble de variations jointes des prix et des quantités (phénomènes dit de *co-variations*), des études de corrélation et de causalité nous permettent dans un second temps de tirer des enseignements plus directement interprétables en termes de rigidités nominales de prix et de salaires. Dans un troisième temps, l'estimation d'une équation simple

à la Gordon [1990b] permet d'identifier et de mesurer une triple dimension dans la rigidité nominale des prix.

Dans l'ensemble de cette section, l'examen des propriétés cycliques du salaire réel nous permet d'évaluer la rigidité nominale relative des prix et des salaires. En effet, l'absence de contra-cyclicité du salaire réel généralement observée remet en cause l'interprétation traditionnelle du schéma keynésien de la *Théorie générale* selon laquelle les salaires nominaux sont rigides et les prix flexibles, donc les salaires réels contra-cycliques lorsque la source principale d'impulsion est du côté de la demande.

La seconde section de ce chapitre propose une étude semi-structurelle des fluctuations macroéconomiques *via* l'estimation de deux modèles *V*ectoriels *A*uto-*R*égressifs (modèles *VAR*) sur données trimestrielles françaises. Nous nous interrogeons alors sur la validité du schéma keynésien "traditionnel" (dans sa version synthèse néoclassique) de type *Offre globale-Demande globale*, dont les rigidités nominales de prix constituent l'un des fondements, à fournir une grille de lecture des fluctuations macroéconomiques françaises.

Le modèle de la synthèse néoclassique (terme emprunté à Samuelson) désigne le consensus macroéconomique établi dans les années cinquante, lequel se développe autour de deux idées essentielles [1] ayant une implication principale :

- les décisions des firmes et des individus sont rationnelles,
- les prix et les salaires ne s'ajustent pas suffisamment rapidement pour apurer les marchés ;
- dès lors, il y a une place pour une politique économique active.

Sans rechercher dans ce chapitre préliminaire des fondements à cette imparfaite flexibilité des prix, nous utilisons les enseignements des modèles de la synthèse [2] pour dériver un ensemble de restrictions à imposer au modèle estimé.

Dans un premier modèle *VAR*, en introduisant un ensemble de restrictions de long terme dans une boucle prix-salaires complétée d'une équation interprétable en terme de demande globale, nous exhibons des comportements conjoncturels typiques d'une économie où les prix sont rigides et où il existe des chocs de demande. Nous identifions également la présence de chocs salariaux dans la dynamique de la boucle prix-salaires. Un second modèle *VAR* utilise plus directement les enseignements de l'analyse keynésienne traditionnelle *Offre globale-Demande globale* afin de proposer une schéma d'identification de court terme du système estimé. Les résultats de l'estimation et les propriétés dynamiques du système nous permettent alors d'envisager un modèle de concurrence imparfaite avec rigidités nominales comme un cadre approprié à une approche keynésienne des fluctuations macroéconomiques.

1. Voir Blanchard [1987] pour une évaluation de la synthèse néoclassique, Hénin [1988] et d'Autume [1989] pour un exposé pédagogique.

2. L'aboutissement macroéconométrique de cette synthèse est fourni par les grand modèles à vocation macroéconomique comme le modèle *MPS* développé sous l'impulsion de Modigliani aux Etats-Unis, ou le modèle METRIC en France.

2.1 Une étude des mouvements conjoncturels des variables nominales en France depuis 1950

Après avoir défini la dimension conjoncturelle de la dynamique macroéconomique, nous décrivons les caractéristiques essentielles des co-variations prix-quantités et reprenons sur données trimestrielles françaises l'approche de Gordon [1990b] des rigidités nominales de prix.

2.1.1 Mesure et description des mouvements conjoncturels des prix, du produit et des salaires

Notre intérêt portant sur les fluctuations économiques de court terme, il nous est nécessaire de donner une définition opératoire de la composante conjoncturelle ou cyclique des séries macroéconomiques, et par là de proposer une décomposition de ces séries en une partie tendancielle et une partie cyclique. Nous assimilerons dans cette thèse les termes de *mouvements conjoncturels* et de *mouvements cycliques*, bien qu'il existe à ce niveau une ambiguïté terminologique source de confusions et que nous devons lever dès à présent. Le terme de mouvements cycliques que nous utilisons renvoit à un concept économique de fluctuations conjoncturelles, sans préjuger du caractère régulier de sa récurrence, comme cela serait le cas par exemple d'un cycle Kondratief. Il se démarque du cycle mathématique ou statistique dont l'origine se trouve dans la présence de racines complexes dans le processus suivi par la variable, lorsque celui-ci est supposé être donné par une équation linéaire stochastique aux différences. Comme le notent Burns and Mitchell [1946] :

> "Le cycle des affaires correspond aux fluctuations de l'activité économique [· · ·] Un cycle consiste en une phase d'expansion simultanée de nombreux secteurs d'activité, périodes suivie d'une phase de contractions similaire, puis d'une reprise qui débouche sur la phase d'expansion du cycle suivant. *Cette séquence est récurrente mais non périodique*[3] ; les cycles des affaires varient en longueur entre un et douze ans ; ils ne sont pas divisibles en cycles plus courts de caractéristiques semblables et d'amplitude équivalente." (Burns and Mitchell [1946], p3)

Le concept de fluctuations conjoncturelles s'intéresse à la dimension temporelle des fluctuations, et sa description empirique passe donc par l'utilisation de techniques de séries temporelles. En revanche, la recherche de régularité dans les différentes phases d'un cycle économique considéré comme récurrent fait d'avantage référence à un temps économique, par opposition au temps calendaire des séries temporelles.

La plus systématique des études modernes du cycle économique des affaires (pour *business cycle*) doit être attribuée à Burns and Mitchell [1946] pour leur

3. C'est nous qui ajoutons les italiques.

ouvrage *"Measuring Business Cycle"* dans le cadre des travaux du *National Bureau of Economic Research* américain. En proposant une analyse distincte de chaque cycle économique, défini par une phase d'expansion d'un creux à un pic conjoncturel, puis d'une phase de récession allant du pic à un nouveau creux, Burns and Mitchell [1946] exhibent ainsi un grand nombre de régularités dans l'évolution des prix et des quantités au cours du cycle. Ce travail, certes remis en cause dès sa sortie par la *Cowles Commission* pour son caractère a-théorique[4], a largement été utilisé par la suite et la chronologie des cycles demeure une référence constante dans la littérature consacrée à l'économie américaine[5]. Si la méthode d'obtention de la chronologie a été critiquée, l'idée de l'existence d'un temps économique dont l'unité serait le cycle se retrouve en complément d'analyse plus spécifiquement temporelle. A ce titre, l'OCDE propose et développe une chronologie cyclique pour ses grands pays membres.

Ce type d'analyse purement descriptive est cependant abandonné depuis les années soixante au profit d'une représentation "série temporelle" des mouvements économiques, par le biais de processus linéaires stochastiques à coefficients constants. La question de la détermination de la partie cyclique d'une série peut être alors vue comme un problème d'ordre purement statistique (comment décomposer une série en une partie tendancielle et une partie cyclique ?) ou comme un problème véritablement économique. Dans ce dernier cas, le cycle renvoit tout autant à une stationnarité de chacune de ses composantes qu'à des co-variations entre les différentes variables macroéconomiques, cette dernière caractéristique ne pouvant relever d'une analyse univariée de chaque série, comme c'est le cas dans l'approche purement statistique.

Jusqu'à la fin des années soixante-dix, les travaux empiriques séparent les séries macroéconomiques en une tendance lisse et des mouvements conjoncturels autour de cette tendance. Au delà de la simple élimination d'une tendance exponentielle, Okun [1962] définit la partie cyclique du produit comme l'écart du produit observé à un produit de plein-emploi (*GNP gap)*. Le plein-emploi étant assimilé à un niveau de chômage de 4% de la population active, une régression du produit sur le taux de chômage permet d'inférer une relation stable entre ces deux variables (loi d'Okun), et de calculer ainsi le produit potentiel à chaque période. Cette démarche est notamment reprise dans les calculs de l'OCDE.

Les travaux de Nelson and Plosser [1982] sur les Etats-Unis et Stulz and Wasserfallen [1985] sur les cinq grands pays de l'OCDE remettent en cause cette approche traditionnelle. Ceux-ci montrent en effet que les grandes séries macroéconomiques sont représentées par des processus intégrés d'ordre un (de type *marche aléatoire*), et que, de ce fait, la décomposition en une tendance lisse et un cycle autour de cette tendance n'est pas fondée. Les mouvements conjoncturels doivent être appréhendés comme une accumulation de chocs, chacun ayant un effet permanent sur le niveau de la variable. Il n'existe plus alors de phases temporaires d'expansion ou de récession, et donc plus de variations conjoncturelles au

4. Voir à ce titre la critique de Koopmans [1947].
5. Comme par exemple dans les travaux de Friedman and Schwartz [1963].

sens strict. Il est toujours possible de décomposer une série en une composante non stationnaire (la tendance) et une composante stationnaire (le cycle)[6], mais il existe une infinité de décompositions, la partie tendancielle pouvant être choisie arbitrairement lisse[7].

La manière la plus satisfaisante de dégager les mouvements conjoncturels des séries macroéconomiques nous semble alors passer par une analyse multivariée qui prend effectivement en compte les co-variations entre ces agrégats. Comme le remarque Zarnovich [1991],

> "Le point important [dans la définition du cycle] réside dans les covariations de la plupart des variables économiques." (Zarnovich [1991], p*8*)

Ainsi, un système bi-varié (*produit,chômage*) permet à Blanchard and Quah [1989] de rendre compte de chocs transitoires et permanents dans l'évolution du produit américain. Comme nous l'avons déjà annoncé, nous utilisons une telle représentation multivariée des fluctuations conjoncturelles dans la seconde section de ce chapitre.

2.1.1.1 La dynamique conjoncturelle en France

Détermination des mouvements cycliques conjoncturels Dans cette section descriptive, nous utiliserons deux mesures univariées des fluctuations conjoncturelles en suivant les travaux de Cooley and Ohanian [1991] et en reprenant à notre compte les mesures utilisées dans la littérature sur les cycles réels[8] :

- l'écart de la série brute à sa tendance, telle que la détermine le filtre de Hodrick and Prescott [1980],
- l'innovation de la marche aléatoire (éventuellement avec dérive) estimée sur chacune des séries (application d'un filtre $(1 - L)$).

Le filtre d'Hodrick-Prescott[9] , parce qu'il est généralement utilisé dans la littérature américaine[10] et européenne[11] sur les fluctuations conjoncturelles, a pour premier mérite de proposer une mesure de référence des mouvements cycliques, résolvant ainsi un problème dont nous venons brièvement de soulever la complexité. Au delà de cet effet d'*externalité de réseau*, ce filtre permet de

6. La décomposition de Beveridge and Nelson [1981] est une de ces décompositions.

7. Comme le notent Blanchard and Fischer [1989], la variance du choc permanent peut être choisie arbitrairement petite dans la décomposition : la composante non stationnaire doit rendre compte des fluctuations pour une fréquence zéro, et toutes les fluctuations correspondant à des fréquences positives peuvent être attribuées à la composante stationnaire de la série considérée.

8. Nous reviendrons plus en détail sur cette littérature dans le cinquième chapitre.

9. L'annexe 2.4.1.3 détaille la procédure mise en oeuvre par ce filtre.

10. Voir en particulier l'ensemble de la littérature du courant des cycles réels.

11. Voir par exemple Hénin and Jobert [1991] qui utilisent ce filtre pour étudier la loi d'Okun.

stationnariser toute série intégrée d'un ordre inférieur ou égal à quatre ainsi que toute série dont la non-stationnarité est déterministe[12]. Enfin, ce filtre correspond à une élimination de tous les cycles de périodes supérieures à cinq ans; cette période étant la longueur moyenne des cycles des affaires aux Etats-Unis[13]. Ainsi, le filtre d'Hodrick-Prescott extrait la composante non stationnaire d'une série, mais également sa composante stationnaire de basse fréquence. C'est cette mesure que nous privilégions dans l'analyse.

Le second filtre est lié aux tests de stationnarité effectués sur chacune des séries étudiées et présentés dans l'annexe 2.4.1.2. Il est montré dans cette annexe que les quatre séries[14] utilisées dans cette section (logarithme du produit noté y, logarithme des prix noté p, logarithme des salaires noté w et logarithme du salaire réel noté wr) suivent un processus intégré d'ordre un;

$$(1 - L)x_t = c_1 + c_2 t + \varepsilon_t \tag{2.1}$$

avec $c_2 \neq 0$ pour le produit et les salaires réels et $c_2 = 0$ pour les prix et les salaires nominaux. La partie cyclique de chaque série est alors appréhendée par ε. Ainsi, pour une série *marche aléatoire pure*, ε représente le taux de croissance de la série.

Pour chacune de ces quatre séries, les graphiques 2.1 à 2.4 donnent sur l'échelle de gauche la série brute ainsi que sa tendance par application du filtre d'Hodrick-Prescott (notée par la suite tendance *HP*) et sur l'échelle de droite la partie cyclique *HP* ainsi que l'innovation obtenue après estimation de l'équation (2.1). Dans la suite de l'exposé, cette innovation sera dénommée par abus de langage "partie cyclique obtenue par application du filtre $(1 - L)$" ou "cycle $(1 - L)$", bien qu'elle soit obtenue en prenant également en compte l'éventuelle présence d'une constante et d'une tendance linéaire.

Il est à noter que les deux filtres donnent des résultats assez différents, et que les parties cycliques ainsi obtenues sont relativement peu corrélées, comme cela est montré dans de tableau 2.1 :

Cependant, nous verrons que les co-variations entre les séries sont identiques pour les deux filtres, ce qui renforce l'interprétation des variations conjoncturelles comme un ensemble de relations dynamiques entre les variables macroéconomiques, relations qui s'avèreront robustes au filtre utilisé.

---

12. *i.e.* toute série stationnaire autour d'une tendance t^k.

13. Nous vérifierons que c'est également le cas pour la France.

14. Une description de la base de données est présentée dans l'annexe 2.4.1.1. Notons que la série de prix utilisée est une série de prix du *PIB* et non une série de prix à la consommation. Dès lors, le salaire réel calculé représente plus le coût du travail pour les firmes que le pouvoir d'achat des ménages. Une étude plus fine, mais plus lourde, nécessiterait la prise en compte des deux indices de prix.

FIGURE 2.1 : Evolution du produit. France, 1950-1989

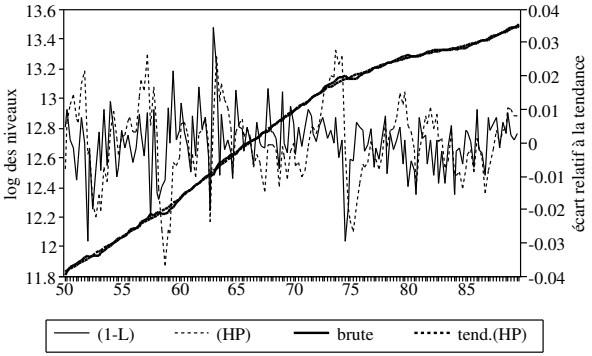


FIGURE 2.2 : Evolution des prix. France, 1950-1989

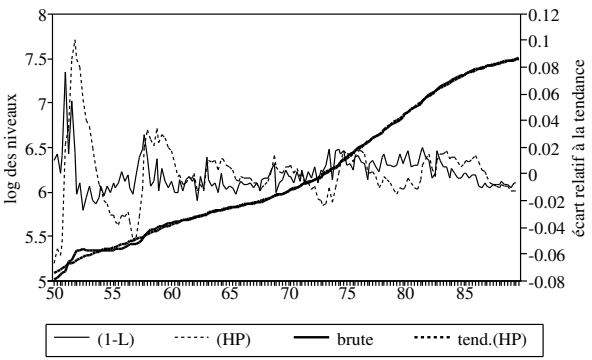


FIGURE 2.3 : Evolution des salaires nominaux. France, 1950-1989

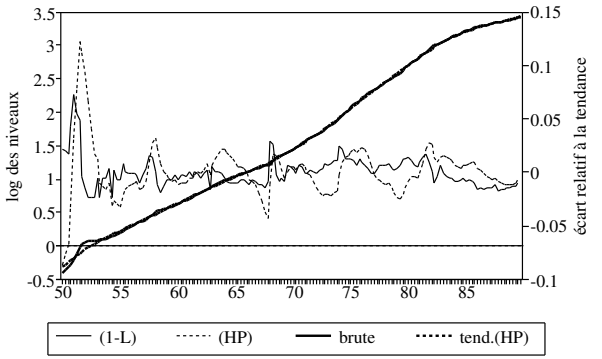


FIGURE 2.4 : Evolution des salaires réels. France, 1950-1989

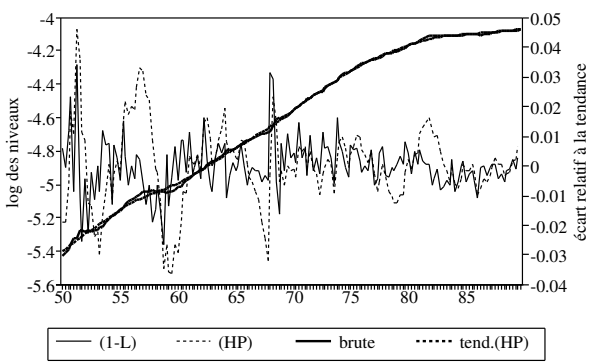


TABLEAU 2.1 : Corrélation des cycles *HP* et $(1 - L)$

variable x	cor(x^{HP}, $x^{(1-L)}$)
y	.34
p	.14
w	.11
wr	.27

2.1.1.2 Détermination des retournements conjoncturels depuis 1950.

Une première approche de l'analyse des mouvements conjoncturels des prix et des quantités et de l'éventuelle présence de rigidités nominales peut consister en la recherche de régularités au sein des cycles, tels que le *NBER* a pu les déterminer aux Etats-Unis. Il n'existe pas en France une chronologie de référence des épisodes cycliques depuis 1950. En utilisant une variable de type *"Okun gap"*, l'OCDE propose une chronologie à partir de 1960, chronologie exposée dans le tableau 2.2, où S représente un sommet conjoncturel et C un creux.

TABLEAU 2.2 : Chronologie conjoncturelle de l'OCDE, 1960-1984

S	C	S	C	S	C	S	C
62:1	63:1	63:3	65:1	66:3	67:4	63:3	71:1
S	C	S	C	S	C	S	C
73:1	75:2	77:1	77:4	79:3	81:1	81:4	84:2

Un simple examen de la série de produit après filtrage par Hodrick-Prescott (graphique 2.5) permet de retrouver cette chronologie, et nous utilisons ce graphique pour poursuivre cette chronologie avant 1960 et après 1984.

Nous obtenons ainsi une chronique conjoncturelle (tableaux 2.3 et 2.4) de neuf cycles numérotés de I à IX, allant d'un creux à un pic (phase d'expansion), puis d'un pic à un creux (phase de récession[15]). La longueur moyenne de ces cycles est de l'ordre de quatre ans.

15. Il s'agit ici de fluctuations le long d'un sentier de croissance (la partie tendancielle d'Hodrick- Prescott présentée sur le graphique 2.1), et les récessions ne correspondent pas à

FIGURE 2.5 : Variations cycliques du produit

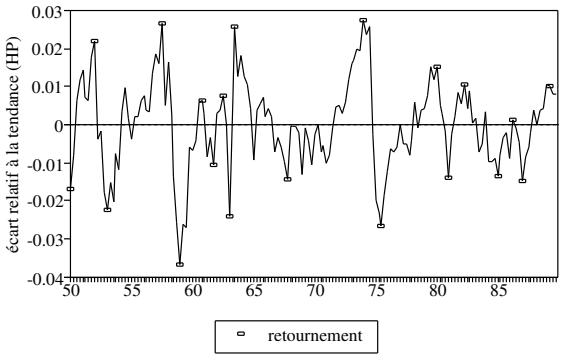


TABLEAU 2.3 : Chronologie conjoncturelle 1950-1990

C	S	C	S	C	S	C	S	C	S
50:1	52:1	53:1	57:3	59:1	60:4	61:4	62:3	63:1	63:3
C	S	C	S	C	S	C	S	C	S
67:4	74:1	75:3	80:1	81:1	82:2	85:1	86:2	87:1	89:2

TABLEAU 2.4 : Datation des cycles conjoncturels

Cycle	(*I*)	(*II*)	(*III*)	(*IV*)	(*V*)
Dates	50:1-53:1	53:1-59:1	59:1-61:4	61:4-63:1	63:1-67:4
Cycle	(*VI*)	(*VII*)	(*VIII*)	(*IX*)	
Dates	67:4-75:3	75:3-81:1	81:1-85:1	85:1-87:1	

Une rapide description des mouvements conjoncturels Cette chronique conjoncturelle obtenue à l'aide du filtre d'Hodrick-Prescott s'avère une grille de lecture pertinente de l'histoire économique de la France depuis 1950 :

Cycle (I)**, Expansion, 50:1-52:1 :** forte expansion (le PNB augmente de 11,7% en 1951) qui correspond à la fin de la période de reconstruction, et qui s'accompagne de tensions inflationnistes (inflation coréenne),

Cycle (I)**, Récession, 52:1-53:1 :** politique déflationniste menée par Antoine Pinay (équilibre budgétaire, emprunt indexé sur l'or, refus de la dévaluation),

Cycle (II)**, Expansion, 53:1-57:1 :** phase d'expansion à la suite du plan Pinay, qui débouche sur des tensions inflationnistes,

Cycle (II)**, Récession, 57:1-59:1 :** des tensions inflationnistes et un déséquilibre extérieur aggravé par la guerre d'Algérie débouchent sur un nouveau plan déflationniste d'Antoine Pinay accompagné d'une dévaluation,

Cycles (III) **et** (IV)**, 59:1-61:4 et 61:4-63:1 :** succession de deux cycles marginaux qui débouchent sur de fortes tensions inflationnistes, aggravées par la guerre d'Algérie, puis l'arrivée en France des rapatriés d'Algérie,

Cycle (V)**, Expansion, 63:1-63:3 :** phase de forte activité et d'inflation,

Cycle (V)**, Récession, 63:3-67:4 :** plan de refroidissement conduit par Valéry Giscard d'Estaing (équilibre budgétaire et encadrement du crédit) qui conduit à un net fléchissement de l'activité en 1965, fléchissement accentué par la récession allemande de 1967,

Cycle (VI)**, Expansion, 67:4-74:1 :** la croissance s'amorce avec le plan de relance de Michel Debré, accompagnée de tensions inflationnistes et d'une croissance des salaires suite aux accords de Grenelle[16] (augmentation de 15,8% de l'ensemble des salaires et de 35% du SMIG). La croissance profite également de la dévaluation de 1969,

Cycle (VI)**, Récession, 74:1-75:3 :** phase de récession amorcée par le premier choc pétrolier et accompagnée par le plan de refroidissement de Jacques Chirac,

Cycle (VII)**, Expansion, 75:3-80:1 :** plan de relance de Jean-Pierre Fourcade (relance de la consommation et de l'investissement) , déséquilibres extérieurs et sortie du Serpent Monétaire Européen. Par la suite, politique d'*austérité* du gouvernement de Raymond Barre (rigueur budgétaire, stratégie de monnaie forte),

Cycle (VII)**, Récession, 80:1-81:1 :** contre-coup du second choc pétrolier et reprise de l'inflation,

---

des baisses du *niveau* du produit, mais à un écart négatif et durable au sentier de croissance.

16. Notons que les séries sont corrigées au deuxième trimestre de 1968.

Cycle $(VIII)$**, Expansion, 81:1-82:2 :** politique de relance et de lutte contre le chômage de Pierre Mauroy (relance de la consommation (augmentation du SMIC, des allocations familiales,...), déficit budgétaire, création de 220 000 emplois dans la fonction publique,...),

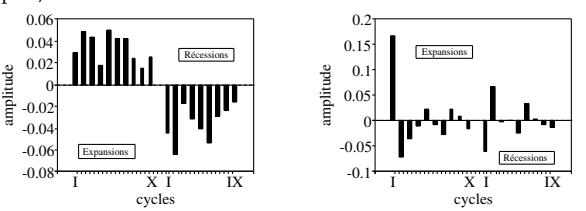
Cycle $(VIII)$**, Récession, 82:2-85:1 :** désindexation des salaires sur les prix à partir du blocage des prix et des salaires pour quatre mois en juin 1982 et plan de *rigueur* en avril 1983 (réduire le déficit budgétaire à 3% du PIB, "retrouver les grands équilibres"). La récession s'accompagne d'un ralentissement de l'inflation,

Cycle (IX)**, 85:1-87:1 :** cycle de faible amplitude centré autour du changement de majorité de 1986,

Cycle (X)**, Expansion, 87:1-89:2 :** reprise bénéficiant en 1988 d'une conjoncture favorable (4,1% de croissance dans l'ensemble des pays de l'OCDE et légère réduction du chômage).

Calcul de l'amplitude des cycles Les graphiques 2.6 et 2.7 donnent l'amplitude des phases d'expansion et de récession pour les quatre variables d'intérêt, amplitudes calculées à partir des séries cycliques *HP*.

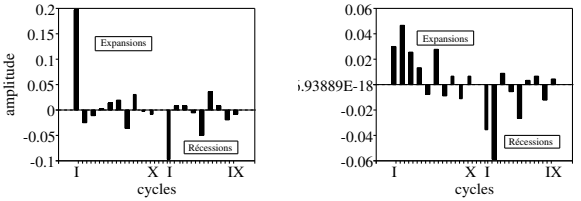
FIGURE 2.6 : Amplitude des phases d'expansion et de récession (produit et prix)



Pour le produit, cette amplitude est naturellement positive lors des phases d'expansion et négative lors des phases de récession. Nous ne distinguons pas une nette réduction de l'amplitude au cours du temps. Il est en revanche difficile de dégager une régularité des mouvements de prix au sein de ces cycles. En particulier, il n'est pas possible d'accréditer l'idée selon laquelle l'inflation serait forte en période d'expansion durant les trente glorieuses, puis forte durant les récessions depuis que l'économie française est entrée en stagflation [17]. Les salaires nominaux

17. Notons bien que nous raisonnons ici en écart à une tendance, et que ce résultat ne remet évidemment pas en cause le fait que l'économie française ait été du milieu des années soixante-dix au milieu des années quatre-vingt dans une période de faible croissance et de forte inflation.

FIGURE 2.7 : Amplitude des phases d'expansion et de récession (salaires nominaux et salaires réels)



ne permettent pas non plus de dégager une régularité forte dans leur amplitude cyclique. En revanche, les salaires réels apparaissent assez pro-cycliques.

2.1.1.3 Etude dans le domaine des fréquences

Les caractéristiques conjoncturelles d'une série macroéconomique peuvent être décrites dans le domaine du temps ou dans le domaine des fréquences. En effet, sous certaines conditions[18], un processus X admet une représentation spectrale

$$X_t = \int_{-\pi}^{\pi} e^{-i\omega t} \mathrm{d}\xi(\omega)$$

où ξ est un processus centré continu à accroissements orthogonaux (Théorème de la représentation spectrale, Gouriéroux and Monfort [1983], p*246*). Ainsi, un processus stationnaire peut être décomposé sous la forme d'une combinaison linéaire d'exponentielles imaginaires – *i.e.* en une somme de variations cycliques de périodes variant entre l'infini (représentant les mouvements longs de la série) et un trimestre (dans le cas d'une série trimestrielle).

On peut alors définir le cycle dans une série comme la fréquence à laquelle son spectre présente un pic. Nous présentons dans le graphique 2.8 une estimation du logarithme du spectre du produit, des prix et des salaires nominaux[19].

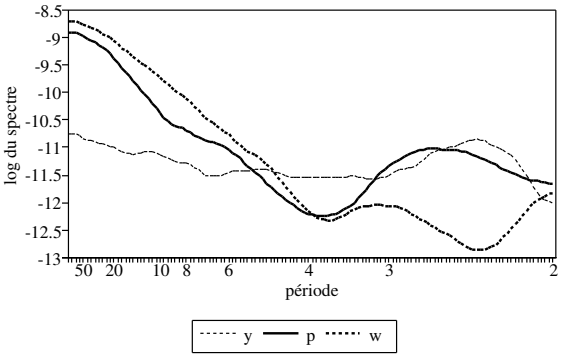
Comme le note Sargent [1987] (p*279*), cette définition d'un cycle ne correspond pas à l'idée des fluctuations économiques que partagent les experts. En effet, la "forme caractéristique[20] " du spectre de la plupart des séries macroéconomiques est fortement décroissante lorsque la fréquence augmente, dans la mesure où ces

18. En particulier, le processus doit être centré et doit pouvoir s'écrire comme une moyenne mobile infinie (Gouriéroux and Monfort [1983], p*246*)

19. Les estimations ont été menées en utilisant la procédure `@SPECTRUM` de `RATS`, avec une fenêtre triangulaire de 30

20. "Forme caractéristique", du nom de l'article de Granger [1966] : *The typical spectral shape of an economic variable*.

FIGURE 2.8 : Logarithme du spectre du produit, des prix et des salaires nominaux



séries possèdent des autocorrélations fortes et positives pour les ordres faibles. Les spectres du produit et des prix admettent un pic entre deux et trois trimestres. Bien que les séries considérées aient été désaisonnalisées, ces pics laissent supposer que la désaisonnalisation n'a pas été complète. En revanche, les salaires nominaux ne présentent pas un tel pic.

Sargent met cependant en garde contre des conclusions trop hâtives à la lecture des spectres :

> "le fait qu'un spectre ne possède pas de pic dans les fréquences du cycle des affaires ne doit pas être interprété comme signifiant que la série ne fluctue pas en accord avec le cycle des affaires." (Sargent [1987], p*282*)

Le véritable intérêt de l'approche dans le domaine des fréquences consistera dans l'examen des spectres croisés des séries tel qu'il sera mené au paragraphe 2.1.2.2

2.1.1.4 Evolution de la volatilité des séries

La présence de rigidités nominales de prix et de salaires doit se traduire par une variabilité importante des quantités. Nous avons mesuré l'évolution de la volatilité du produit, des prix et des salaires nominaux, en calculant l'écart-type de leur partie cyclique *HP* sur neuf trimestres et en glissement sur la période 1951-1989. Nous avons également considéré le taux d'inflation dans ces calculs (noté

inflation brute), afin de retrouver certains faits caractéristiques de la conjoncture française. Ces résultats[21] sont présentés dans les graphiques 2.9 et 2.10.

FIGURE 2.9 : Ecart-types du produit et des prix

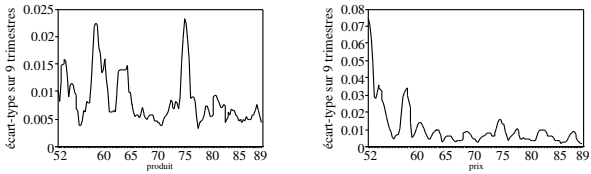
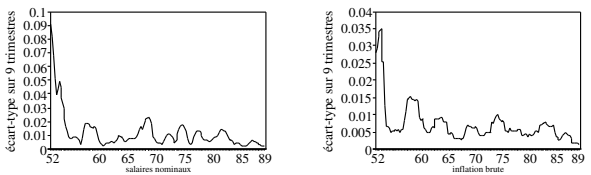


FIGURE 2.10 : Ecart-types des salaires nominaux et de l'inflation brute



Une réduction de l'écart-type des prix et des salaires nominaux apparaît assez clairement sur la période[22] , alors qu'on ne distingue pas un mouvement similaire pour le produit; les rigidités nominales sembleraient ainsi s'être renforcées sur la période. Ce résultat peut être affiner en considérant les variations jointes de la moyenne et de l'écart-type de ces séries, ces deux statistiques étant calculées en glissement sur neuf trimestres. En raison de la forte variation des variables nominales au début des années cinquante[23], nous présentons ces graphiques sur l'ensemble de la période ainsi que sur la sous-période 1960-89. Les résultats obtenus sont présentés dans les graphiques 2.11 à 2.14.

Il apparaît que le nuage de points se concentre horizontalement et verticalement pour les prix et les salaires nominaux, alors qu'il demeure étalé dans le plan pour le produit. Pour l'inflation brute, le graphique montre un étalement le long d'une droite horizontale : si la moyenne de l'inflation évolue sensiblement (avec

21. Cette démarche de statistique descriptive s'inspire des travaux de Gourieroux and Peaucelle [1991] sur l'économie soviétique.

22. Sachs [1980] observe un mouvement semblable sur données américaines longues.

23. Période de forte inflation liée à la guerre de Corée.

FIGURE 2.11 : Evolution jointe de la moyenne et de la variance du produit

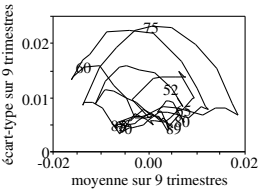


FIGURE 2.12 : Evolution jointe de la moyenne et de la variance des prix (Echantillon total et sous période 1960-89)

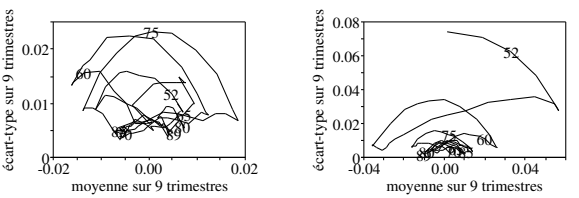


FIGURE 2.13 : Evolution jointe de la moyenne et de la variance des salaires nominaux (Echantillon total et sous période 1960-89)

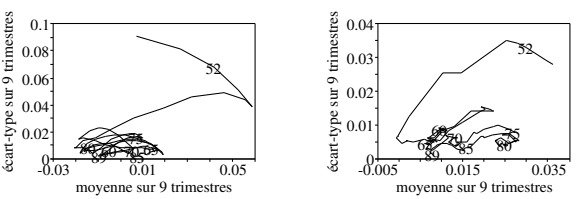
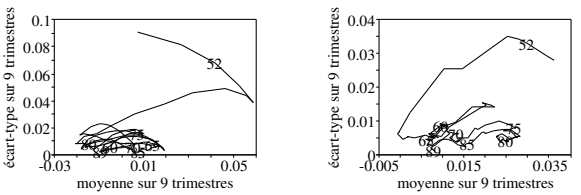


FIGURE 2.14 : Evolution jointe de la moyenne et de la variance de l'inflation brute (Echantillon total et sous période 1960-89)



notamment un épisode de forte inflation entre 1975 et 1985, puis un retour à une inflation plus faible), la variance de celle-ci se stabilise sur la période.

2.1.2 Etude des co-variations dans les fluctuations conjoncturelles

La simple analyse descriptive des graphiques donnant les fluctuations conjoncturelles des prix et des quantités nous a permis de révéler des indices de la présence de rigidités nominales (évolution contrastée des prix et du produit, volatilité importante des quantités). Cependant, la définition économique des fluctuations conjoncturelles renvoyant à un ensemble de co-variations entre les variables macroéconomiques, un véritable examen de la présence de rigidités nominales et de leur impact sur les fluctuations conjoncturelles nécessite la prise en compte de ces mouvement joints. A cet effet, nous appréhenderons les mouvements joints de ces variables :

— par le calcul de leurs corrélations instantanées et décalées,
— par l'examen des propriétés de leur spectre croisé (cohérence et phase),
— par le calcul de mesures de causalité entre ces séries.

2.1.2.1 Calcul des corrélations

Nous présentons dans les graphiques 2.15 et 2.16 les corrélations instantanées et décalées (jusqu'à plus ou moins vingt trimestres) entre le produit et les prix, entre le produit et les salaires nominaux, entre les prix et les salaires nominaux et enfin entre le produit et les salaires réels.

Les corrélations entre le produit présent et les prix futurs sont positives, ce qui signifie qu'un produit élevé aujourd'hui correspond à des prix élevés demain.

FIGURE 2.15 : corrélations produit-prix et produit-salaires nominaux

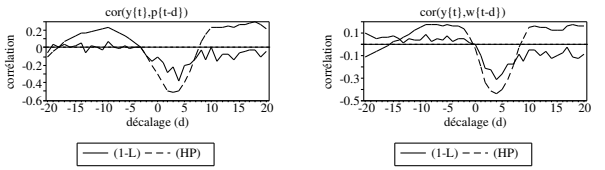
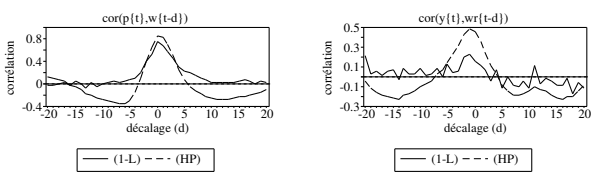


FIGURE 2.16 : corrélations prix-salaires nominaux et produit-salaires réels



Ce résultat, lié au fait que la corrélation instantanée produit-prix est faible[24], est cohérent avec une rigidité nominale de prix. Un choc augmentant le produit ne se répercute qu'avec retard sur les variables nominales. En outre, les corrélations entre le produit présent et les prix passés sont bien négatives, ce qui accrédite l'idée d'une rigidité temporaire de prix, puisque toute hausse du produit implique bien à terme une hausse des prix. Nous retrouvons le même résultat de "dynamique renversée" (*"reverse dynamics"*) obtenu par Taylor [1988][25] sur données trimestrielles de 1972 à 1986 pour les Etats-Unis, le Japon et un agrégat européen, ainsi que par Geary and Kennan [1989] sur données mensuelles de 1960 à 1985 pour les grands pays de l'*OCDE* à l'exception de la France. L'explication qu'en donne Taylor [1980b] renvoie explicitement à un phénomène de rigidités nominales. Dans un premier temps, l'excès de produit indique un accroissement de la demande et une augmentation des prix, mais avec retard du fait de rigidités nominales de court terme. Dans un second temps, les encaisses réelles diminuent lorsque les prix s'ajustent ; si les autorités monétaires ne ratifient pas ce nouveau niveau général des prix en accroissant la quantité de monnaie, l'activité se réduit.

Les résultats obtenus sont similaires pour la corrélation produit-salaires nominaux, la corrélation instantanée étant même quasi-nulle.

La corrélation instantanée entre les prix et les salaires nominaux est en revanche quasi-unitaire, ce qui montre l'existence d'une forte indexation entre ces deux variables. Il est cependant difficile de trouver une justification au fait que la corrélation entre les prix présents et les salaires nominaux passés ou futurs soit nulle avec le filtre $(1 - L)$ et négative avec le filtre *HP* au delà d'un décalage de cinq trimestres.

Enfin, les salaires réels sont clairement pro-cycliques : la corrélation instantanée produit-salaires réels est positive, et les corrélations entre le produit présent et les salaires réels passés et futurs est positive (jusqu'à cinq trimestres).

2.1.2.2 Analyse dans le domaine des fréquences

L'analyse du spectre croisé de deux séries permet de dégager dans quelle mesure et à quelles fréquences ces deux séries fluctuent en conformité l'une avec l'autre, et quelle série précède l'autre pour ces fréquences. Nous retenons ici deux statistiques particulières :

- la cohérence entre deux séries, qui donne à chaque fréquence la part de la variance d'une série qui est attribuable à l'autre. Cette cohérence est l'équivalent dans le domaine des fréquences du R^2 – *i.e.* le ratio *covariance au carré sur produit des variances*,
- la phase, qui donne à chaque fréquence le retard d'une variable sur l'autre.

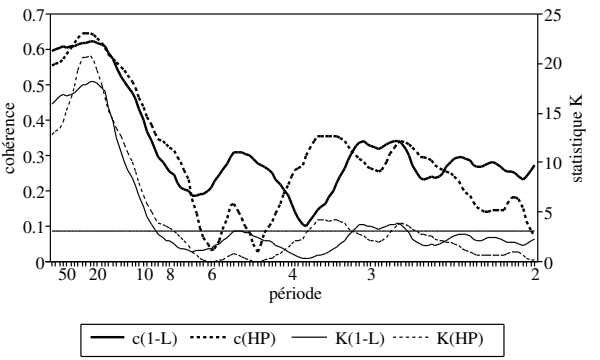
24. Ce résultat de non corrélation positive des prix et du produit rejoint le résultat de Cooley and Ohanian [1991] sur données américaines.

25. Taylor évoque cette dynamique renversée dans une série de travaux (voir également Taylor [1980b] et Taylor [1986]).

Nous présentons dans les graphiques 2.17 à 2.22 la cohérence et la phase pour les couples de variables produit-prix, produit-salaires nominaux et prix-produit.

La significativité de la cohérence c peut être testée à partir de la statistique $K = \frac{4dc^2}{2(1-c^2)}$ proposée par Fuller [1976], où $d = \frac{f-1}{f}$ et où f représente la taille de la fenêtre[26]. Cette statistique est approximativement distribuée selon un $F(2, 4d)$ sous l'hypothèse de significativité de la cohérence. Nous traçons sur chaque graphique le seuil de significativité à 5%. Nous interprétons alors la phase pour les fréquences où la cohérence est significative.

FIGURE 2.17 : Cohérence du couple produit-prix



La cohérence produit-prix n'est jamais significative dans les hautes fréquences correspondant aux mouvements conjoncturels de court terme. Ce résultat confirme l'idée selon laquelle la rigidité nominale des prix déconnecte leur évolution de celle du produit. Dans les zones où la cohérence est significative, la phase est positive, ce qui traduit l'avance du produit sur les prix, et donc le fait que les quantités s'ajustent avant les prix, résultat caractéristique de la présence de rigidités nominales. Nous obtenons les mêmes résultats concernant le couple produit-salaires nominaux, résultats qui confirment que les rigidités touchent tout autant les prix que les salaires. Enfin, la cohérence entre les prix et les salaires nominaux est fortement significative à toutes les fréquences. Elle prend sa plus forte valeur (très proche de un) au voisinage de deux ans . Cette estimation de la cohérence confirme ainsi l'existence d'une boucle prix-salaire et d'une assez forte rigidité du salaire réel. L'examen de la phase prix-salaires

26. Les estimations ont été menées en utilisant la procédure `@CROSSPEC` de `RATS`, avec une fenêtre triangulaire de 30.

FIGURE 2.18 : Phase du couple produit-prix

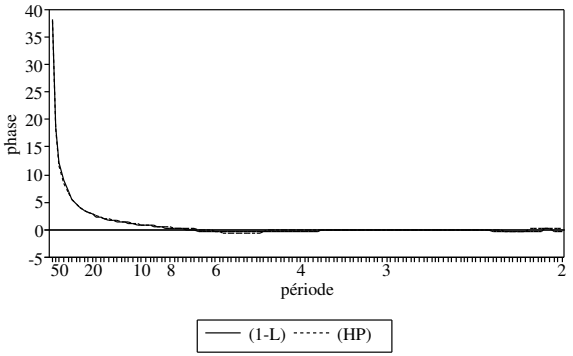


FIGURE 2.19 : Cohérence et phase du couple produit-salaires nominaux

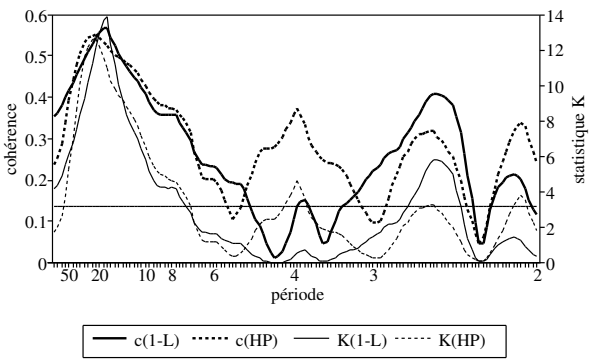


FIGURE 2.20 : Cohérence et phase du couple produit-salaires nominaux

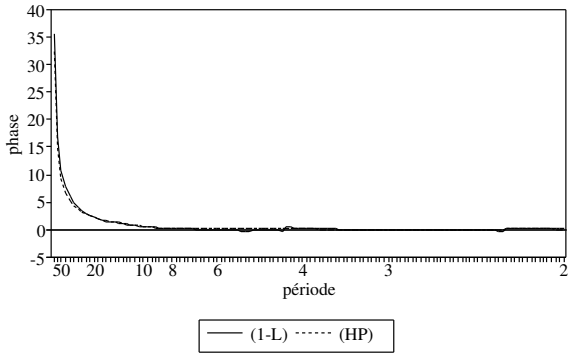


FIGURE 2.21 : Cohérence et phase du couple prix-salaires nominaux

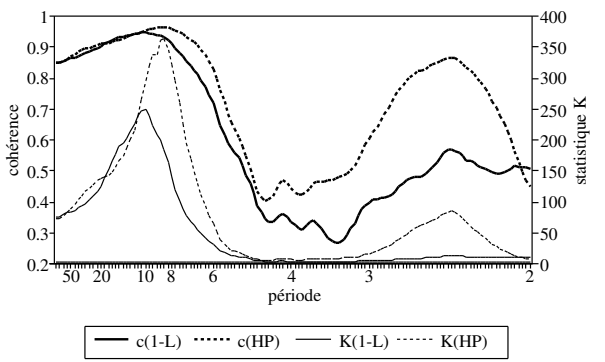
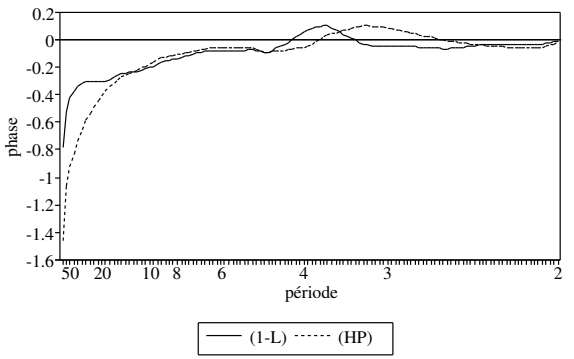


FIGURE 2.22 : Cohérence et phase du couple prix-salaires nominaux



nominaux montre que les prix sont en retard sur les salaires dans les basses fréquences et à très court terme, alors qu'ils les précèdent pour des périodes de trois à quatre trimestres. La boucle prix-salaires peut donc s'analyser comme allant dans le sens d'un rattrapage permanent des prix sur les salaires sur la période d'estimation (1950-1989). Il est cependant possible que la désindexation des salaires constatée depuis le milieu des années quatre-vingt change le signe de la phase pour une estimation sur une période plus courte, décrivant alors un phénomène de rattrapage des salaires relativement aux prix.

2.1.2.3 Mesures de causalité

La causalité entre deux séries x et y peut se décomposer en une causalité de x vers y, une causalité de y vers x et une causalité instantanée, comme le montrent Gouriéroux, Monfort, and Renault [1987]. Dans le cas d'un système *VAR* bivarié, les trois mesures de causalité sont données par :

$$C_{xy} = \log\left(\frac{V(\varepsilon\left[x_t/I_{t-1}(x)\right]}{V(\varepsilon\left[x_t/I_{t-1}(x), I_{t-1}(y)\right]}\right) \quad (2.2)$$

$$C_{yx} = \log\left(\frac{V(\varepsilon\left[y_t/I_{t-1}(y)\right]}{V(\varepsilon\left[y_t/I_{t-1}(x), I_{t-1}(y)\right]}\right) \quad (2.3)$$

$$C_i = \log\left(\frac{V(\varepsilon\left[x_t/I_{t-1}(x), I_{t-1}(y)\right]}{V(\varepsilon\left[x_t/I_{t-1}(x), I_t(y)\right]}\right) \quad (2.4)$$

Pour deux variables z et w quelconques, $\varepsilon\left[z/I_{t-1}(w)\right]$ représente l'erreur de prévision faite sur z connaissant le passé de w et $V(\varepsilon)$ représente la variance de ε. La somme de ces trois grandeurs est une mesure de la dépendance totale entre les deux processus. Les résultats obtenus de l'estimation sont transformés afin d'exprimer chacune des trois mesures en pourcentage de la dépendance totale. Les critères *AIC* et *BIC* de sélection du nombre de retards optimal dans l'estimation donnant des résultats ambigus, nous menons les estimations pour quatre et pour huit retards.

Nous présentons dans les tableaux 2.5 à 2.8 les estimations de ces mesures de causalité pour les couples produit-prix, produit-salaires nominaux, prix-salaires nominaux et produit-salaire réel.

Tableau 2.5 : Mesures de causalité produit-prix. filtre $(1-L)$ (resp. filtre HP)

4 retards	Dépendance totale, *dont :*	y vers p	p vers y	liaison instantanée
Valeur	.18(.11)	90% (96%)	10% (3%)	0% (1%)
Statistique	31 (19)	27.8 (18.3)	3.2 (.6)	0 (.1)
Loi	$\chi^2(9)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(1)$
8 retards	Dépendance totale, *dont :*	y vers p	p vers y	liaison instantanée
Valeur	.22(.25)	88% (78%)	10% (22%)	2% (0%)
Statistique	37 (41)	32 (32)	3.6 (9)	0.6 (.1)
Loi	$\chi^2(17)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(1)$

Tableau 2.6 : Mesures de causalité produit-salaires nominaux $(1-L)$ (resp. filtre HP)

4 retards	Dépendance totale, *dont :*	y vers w	w vers y	liaison instantanée
Valeur	.11(.08)	89% (89%)	3% (8%)	8% (3%)
Statistique	19.6 (13)	17.4 (11.9)	.6 (1)	1.5 (.4)
Loi	$\chi^2(9)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(1)$
8 retards	Dépendance totale, *dont :*	y vers w	w vers y	liaison instantanée
Valeur	.23(.21)	73% (69%)	17% (26%)	10% (5%)
Statistique	38 (35)	28 (24)	6.5 (9)	3.8 (1.7)
Loi	$\chi^2(17)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(1)$

TABLEAU 2.7 : Mesures de causalité prix-salaires nominaux. filtre $(1-L)$ (resp. filtre HP)

4 retards	Dépendance totale, *dont :*	p vers w	w vers p	liaison instantanée
Valeur	.7(.6)	33% (26%)	4% (6%)	63% (68%)
Statistique	119 (105)	39.6 (27.7)	4.2 (5.7)	75.7 (71.5)
Loi	$\chi^2(9)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(1)$
8 retards	Dépendance totale, *dont :*	p vers w	w vers p	liaison instantanée
Valeur	.55(.4)	43% (36%)	7% (1%)	50% (54%)
Statistique	91 (66)	39 (24)	6.5 (6.5)	46.1 (36.2)
Loi	$\chi^2(17)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(1)$

TABLEAU 2.8 : Mesures de causalité produit-salaires réels. filtre $(1-L)$ (resp. filtre HP)

4 retards	Dépendance totale, *dont :*	y vers wr	wr vers y	liaison instantanée
Valeur	.09(.11)	16% (21%)	63% (55%)	21% (24%)
Statistique	16 (17)	2.6 (3.6)	10 (9.6)	3.3 (4.1)
Loi	$\chi^2(9)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(1)$
8 retards	Dépendance totale, *dont :*	y vers wr	wr vers y	liaison instantanée
Valeur	.2(.2)	29% (21%)	60% (64%)	11% (15%)
Statistique	33 (33)	9.6 (7)	19.7 (21.1)	3.5 (4.9)
Loi	$\chi^2(17)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(1)$

Ces mesures de causalités confirment la présence de rigidités nominales dans la dynamique macroéconomique conjoncturelle. En effet, si la dépendance totale produit-prix est significative, la part de la causalité instantanée est nulle et la causalité va quasi-exclusivement du produit vers les prix (toujours plus de 78%), quel que soit le filtre utilisé ou le nombre de retards choisi. C'est donc bien en termes d'ajustements des quantités, puis des prix que se déroule la dynamique conjoncturelle. Nous obtenons un résultat similaire à l'examen du couple produit-salaires nominaux : la part de la causalité instantanée est nulle et la causalité du produit vers les salaires nominaux représente toujours plus de 70% de la dépendance totale. Au coeur de la boucle prix-salaires (tableau 2.7), la causalité est toujours majoritairement instantanée, ce qui traduit la rigidité à court terme du salaire réel. Le reste de la dépendance totale est en grande partie attribuable à la causalité des prix vers les salaires. Enfin, la dépendance totale entre le produit et les salaires réels est en premier lieu attribuable à une causalité allant des salaires réels vers le produit, puis à parts sensiblement égales à la causalité allant du produit vers les salaires réels et à la causalité instantanée. Sans solliciter outre mesure ce résultat, la prépondérance de la causalité salaire réel vers produit s'inscrit dans un schéma keynésien accordant une grande place à la demande effective (représentée ici par le salaire réel, élément principal du pouvoir d'achat des ménages).

2.1.3 Mesure des rigidités nominales

Au delà des résultats déjà obtenus corroborant une hypothèse de rigidités nominales de prix et de salaires, nous nous proposons d'estimer simplement une mesure du degré de rigidité des prix, en reprenant en cela l'analyse développée par Gordon [1990b].

2.1.3.1 Le problème du partage prix-quantité

Lorsque les prix sont imparfaitement flexibles, le problème posé est celui du partage d'un accroissement du produit nominal entre produit réel et prix. Nous estimons ici les paramètres décrivant ce partage, et ainsi le degré de rigidité des prix. En notant q le logarithme du produit nominal, y le logarithme du produit réel et p le logarithme du niveau des prix, nous avons l'égalité comptable :

$$q_t \equiv y_t + p_t \tag{2.5}$$

soit en différenciant par rapport au temps :

$$\Delta q_t = \Delta y_t + \Delta p_t \tag{2.6}$$

L'équation (2.6) signifie ainsi que tout accroissement du produit nominal se partage en un accroissement du produit réel et en un accroissement des prix. En

notant $\Delta y^\star$ le taux de croissance tendanciel du produit[27], nous avons

$$\Delta q_t - \Delta y_t^\star = \Delta y_t - \Delta y_t^\star + \Delta p_t \tag{2.7}$$

soit

$$\Delta \widehat{q}_t = \Delta \widehat{y}_t + \Delta p_t \tag{2.8}$$

Ainsi, l'équation (2.8) montre que l'excès de croissance du produit nominal sur le taux de croissance tendanciel du produit réel se partage en croissance des prix et déviation du taux de croissance du produit réel de son niveau tendanciel.

La présence de rigidités des prix permet de rendre compte de ce partage prix/quantités, et nous supposerons que l'accroissement de prix ne représente qu'une fraction α de l'excès de produit nominal :

$$\Delta p_t = \alpha \Delta \widehat{q}_t \tag{2.9}$$

soit de manière équivalente

$$\Delta \widehat{y}_t = (1-\alpha)\Delta \widehat{q}_t \tag{2.10}$$

α représente ici un paramètre structurel de rigidité des prix. Une parfaite flexibilité des prix ($\alpha = 1$) ne pourrait rendre compte d'une réponse réelle du produit à un choc nominal. En revanche, une forte rigidité (α faible et $(1-\alpha)$ fort) peut expliquer une réponse importante du produit réel à un choc nominal (équation (2.10)).

L'équation (2.9) ne peut cependant pas être estimée sous cette forme pour deux raisons ; d'une part, elle fournit une estimation biaisée de α et, d'autre part, elle néglige deux autres dimensions de la rigidité des prix.

Gordon [1990b] montre à l'aide d'un modèle simple que l'estimation de α est biaisée en présence de chocs réels ou d'une politique économique d'accommodation. Il considère pour cela le modèle :

$$\left\{ \begin{array}{lcl} \Delta p_t & = & \alpha \Delta \widehat{q}_t + z_t \\ \Delta \widehat{y}_t & = & \theta \Delta p_t + e_t \end{array} \right.$$

où z est un choc d'offre, e un choc de demande et θ un paramètre d'accommodation de la politique économique (θ% de l'accroissement de prix est ainsi validé, par exemple par la politique monétaire). A partir de cet exemple, on montre que l'estimation de l'équation (2.9) donne un résultat non biaisé si $z = 0$ ou si $\theta = 0$. En dehors de ces cas polaires d'absence de chocs réels ou d'absence de politique d'accommodation, l'estimation de l'équation (2.9) sous-estime la vraie valeur de α. En revanche, l'estimation de l'équation

$$\Delta p_t = \beta \Delta \widehat{y}_t \tag{2.11}$$

où α est alors donné par $\frac{\beta}{1+\beta}$, donne un estimateur biaisé qui surestime la vraie valeur de α. Ainsi, l'estimation des équations (2.9) et (2.11) permet d'encadrer la vraie valeur du degré de rigidité des prix α.

27. On fait ici référence à ce que Gordon [1990b] note un taux *naturel* de croissance du produit réel. Cette tendance sera mesurée par la tendance d'Hodrick-Prescott de la série.

2.1.3.2 Deux autres dimensions dans la rigidité des prix

Le paramètre α ne prend en compte qu'une partie de la rigidité des prix, le lien entre le taux de croissance des prix et l'excès de taux de croissance du produit nominal. Cette dimension a déjà fait l'objet d'une analyse extensive par Gordon [1980] pour les Etats-Unis et Gordon [1983] pour les grands pays de l'OCDE.

Deux autres dimensions de la rigidité des prix sont à prendre en considération :

- une dimension *"courbe de Phillips" – i.e.* une lien entre le taux d'accroissement des prix et le niveau du produit réel,
- une dimension *inertie – i.e.* une forte autocorrélation des prix pour des ordres peu élevés.

La courbe de Phillips originelle (Phillips [1958]) associait les variations de salaires nominaux au niveau du chômage. Par extension, il est généralement fait référence à une courbe de Phillips pour envisager le lien entre une variation relative des variables nominales (prix ou salaires) et le niveau d'un indicateur d'activité (le taux de chômage, le taux d'utilisation des facteurs ou l'excès de produit relativement à sa tendance, dans la mesure où il existe une relation stable entre excès de produit et taux de chômage – *i.e.* dans la mesure où la loi d'Okun est stable). Ainsi, le paramètre γ représentatif de cette dimension *courbe de Phillips* de la rigidité des prix est donné par l'équation :

$$\Delta p_t = \gamma \widehat{y}_t \tag{2.12}$$

Une valeur faible de γ rendra compte d'une forte rigidité dans la dimension *courbe de Phillips*. L'absence d'une telle relation, en rendant les accroissements de prix et de produit indépendants du niveau du produit réel, implique des mécanismes d'hystérèse de l'inflation[28].

Enfin, l'existence d'une inertie dans l'évolution des prix est prise en compte par le paramètre λ représentatif du caractère autorégressif du processus de prix :

$$\Delta p_t = \lambda \Delta p_{t-1} \tag{2.13}$$

Comme le remarque Gordon [1990b], l'hypothèse friedmanienne (Friedman [1968]) de courbe de Phillips augmentée des anticipations de prix (équation (2.14)) ajoutée à l'utilisation des prix passés comme *proxy* des anticipations (équation (2.15)) :

$$\Delta p_t = \Delta p_t^e + \gamma \widehat{y}_t \tag{2.14}$$
$$\Delta p_t^e = \lambda \Delta p_{t-1} \tag{2.15}$$

permet de retrouver une équation combinant (2.12) et (2.13) :

$$\Delta p_t = \lambda \Delta p_{t-1} + \gamma \widehat{y}_t \tag{2.16}$$

28. Voir à ce titre Gordon [1989].

2.1.3.3 Estimation sur données françaises

Notre objectif est donc de donner une estimation des trois paramètres α, γ et λ représentatifs de la triple dimension de la rigidité des prix :

$$\Delta p_t = \lambda \Delta p_{t-1} + \alpha \Delta \widehat{q}_t + \gamma \widehat{y}_t + z_t \tag{2.17}$$

En tenant compte de l'identité

$$\Delta p_t \equiv \Delta \widehat{q}_t - \widehat{y}_t + \widehat{y}_{t-1}$$

nous obtenons la forme estimable :

$$\Delta p_t = a_1 \Delta p_{t-1} + a_2 \Delta \widehat{q}_t + a_3 \widehat{y}_{t-1} + z_t \tag{2.18}$$

avec

$$\gamma = \frac{a_3}{1 - a_3} \tag{2.19}$$

$$\alpha = a_1 - \gamma(1 - a_1) \tag{2.20}$$

$$\lambda = a_2(1 + \gamma) \tag{2.21}$$

Afin de donner un encadrement du paramètre α, nous estimerons également l'équation (2.22) où le produit réel $\Delta \widehat{y}$ remplace le produit nominal $\Delta \widehat{q}$:

$$\Delta p_t = b_1 \Delta p_{t-1} + b_2 \Delta \widehat{y}_t + b_3 \widehat{y}_{t-1} + z_t \tag{2.22}$$

avec

$$\alpha = \frac{b_1 - b_3}{1 + b_1 - b_3} \tag{2.23}$$

$$\gamma = b_3(1 - \alpha) \tag{2.24}$$

$$\lambda = b_2(1 + \alpha) \tag{2.25}$$

Nous présentons dans le tableau 2.9 les résultats obtenus par Gordon [1990b] sur données annuelles et sur séries longues, pour la France et les Etats-Unis :

Tableau 2.9 : Estimation des paramètres décrivant la rigidité des prix (Gordon [1990])

	Inertie λ		Taux de croissance α		"*Courbe de Phillips*" γ	
	eq (2.18)	eq (2.22)	eq (2.18)	eq (2.22)	eq (2.18)	eq (2.22)
Etats-Unis						
1873-1914,1923-29	.29	.37	.17	.03	.28	.28
1915-22	.29	.43	.69	.43	.28	.17
1930-53	.25	.37	.29	.03	.09	.08
1954-87	.87	1.01	.17	.03	.28	.28
France						
1873-1913	-.2	-.28	.47	.1	.26	.03
1925-38	.15	.09	.47	.26	.26	.65
1960-86	.55	.40	.47	.1	.26	.03

La rigidité des prix mesurée par les coefficients α et γ ne s'est pas accrue aux Etats-Unis[29] et en France sur l'ensemble de la période, alors que l'inertie des prix a augmenté dans les deux pays (coefficient λ).

Nous avons estimé les équations (2.18) et (2.22) en France pour la période 1950-1989 sur données trimestrielles, dans la mesure où une périodicité trimestrielle nous semble plus à même de rendre compte de rigidités nominales à l'horizon du cycle économique. Ces résultats sont présentés dans le tableau (2.10).

Tableau 2.10 : Estimation des paramètres décrivant la rigidité des prix (France, 1950-89, données trimestrielles)

	Inertie λ		Taux de croissance α		"*Courbe de Phillips*" γ	
	eq (2.18)	eq (2.22)	eq (2.18)	eq (2.22)	eq (2.18)	eq (2.22)
1950:3-89:4	.57	.06	.75	.43	.1	.04
1950:3-74:1	.66	.12	.56	.37	.14	.12
1974:1-89:4	.34	-.08	.92	.38	.1	.2
1950:3-82:3	.6	.08	.73	.42	.11	.05
1982:3-89:4	.17	-.1	.87	.62	.04	-.29

29. En étudiant le comportement cyclique des salaires nominaux, Allen [1989] montre sur données américaines longues que les rigidités nominales étaient déjà présentes au début du vingtième siècle.

Sur l'ensemble de la période, le coefficient α est différent de un (présence de rigidités nominales) mais plus élevé que les estimations de Gordon [1990b] sur données annuelles et sur une période comparable. Le coefficient γ est faible et l'inertie est importante [30] (coefficient λ). Les trois dimensions de la rigidité nominale des prix sont donc présentes dans l'économie française depuis 1950. Leur évolution est cependant fortement contrastée, comme l'indiquent les estimations faites sur des sous-périodes de l'échantillon. Lorsque nous considérons le premier choc pétrolier comme date de rupture, il apparaît que l'inertie λ et la rigidité de taux α sont plus faibles dans la période récente. Cet effet est encore plus marqué lorsque nous choisissons le plan Mauroy de blocage des prix et des salaires comme date de rupture. Dans ce cas, les résultats obtenus sur la seconde sous-période donnent une valeur importante au paramètre α. Nous constatons également une grande imprécision dans l'estimation de l'inertie et de l'effet *courbe de Phillips*, comme le montrent les différences obtenues entre les équations (2.18) et (2.22).

2.1.4 Conclusion d'étape

Cette première section assez descriptive nous a permis de dégager un faisceau de faits qui, s'ils ne démontrent pas directement l'existence de rigidités nominales et plus particulièrement de rigidités de prix, sont autant d'indices en faveur de cette hypothèse.

Par une première analyse descriptive de l'amplitude des variations des prix et des quantités dans le cycle, nous avons constaté que les variations du produit étaient d'une amplitude au moins égale à celle des variations des prix et des salaires nominaux. Nous avons également remarqué que l'écart-type des variations cycliques des variables nominales se réduisait sur la période, alors qu'un mouvement aussi net n'est pas observé pour les variables nominales.

Une analyse bi-variée nous a alors permis de révéler la présence de rigidités nominales. L'analyse des corrélations entre les prix et les quantités a fait ressortir une faible corrélation instantanée prix-produit et une corrélation positive produit courant-prix futurs. L'étude des spectres croisés a également montré une faible cohérence des prix et des quantité dans les hautes fréquences, la phase démontrant une avance des quantités sur les prix dans les basses fréquences où la cohérence est significative. Une mesure des causalités prix-quantités a confirmé ces résultats en dégageant une absence de causalité instantanée et une prédominance de la causalité des quantités vers les prix.

Enfin, une mesure de la triple dimension des rigidités de prix proposée par Gordon a été utilisée sur nos données, et a confirmé l'existence d'une viscosité importante dans les ajustements nominaux.

Notre démarche étant d'ordre macroéconomique, nous sommes cependant plus particulièrement intéressés par les conséquences de l'existence de rigidités

30. Notons cependant l'imprécision de l'estimation de λ, comme le montre la différence importante entre les deux équations estimées.

nominales dans les mécanismes de propagation des impulsions réelles et nominales. A ce titre, une approche multivariée peut nous permettre d'envisager les co-variations des prix et des quantités, et une approche semi-structurelle peut nous permettre d'identifier les impulsions en termes de chocs réels et nominaux.

2.2 Une approche semi-structurelle des rigidités nominales

Le modèle keynésien de la synthèse constitue une référence de la macroéconomie contemporaine, et son comportement est fondamentalement dépendant de l'hypothèse d'imparfaite flexibilité des prix et des salaires. Comme le remarque Hénin,

> "En cas de flexibilité complète, l'équilibre global n'est qu'une présentation particulière de l'équilibre walrasien avec lequel il coïncide." (Hénin [1988], p*1*)

Ce modèle est à la base de l'*interprétation (keynésienne) traditionnelle des fluctuations macroéconomiques*[31]. Outre l'existence d'un équilibre de sous-emploi qui représente de toute évidence l'élément distinctif essentiel du modèle, les "grandes idées" de cette vision des mouvements conjoncturels se résument en quelques faits stylisés essentiels :

- il existe des rigidités dans les ajustements de prix et de salaires,
- ces rigidités sont liées à un fonctionnement non concurrentiel des marchés (présence de syndicats sur le marché du travail et de concurrence imparfaite sur le marché des biens),
- le produit, les prix et les salaires répondent positivement à des chocs de demande agrégée à court terme,
- les chocs de demande agrégée se transmettent essentiellement dans les ajustements de prix à long terme,
- les chocs réels dominent la dynamique de long terme des variables réelles.

Ce modèle keynésien traditionnel de type *Offre globale-Demande globale*, justifié par la présence de rigidités dans les ajustements nominaux de prix, constitue-t-il une grille d'analyse pertinente des fluctuations macroéconomiques françaises sur la période 1950-1989 ? Nous ne proposons pas une estimation d'un modèle spécifié, dont les fondements microéconomiques sont à expliciter[32] , mais nous considérons un ensemble de restrictions à imposer sur la forme réduite d'un système vectoriel autorégressif (*VAR*) que nous estimons. A ce titre, notre démarche peut être qualifiée de semi-structurelle ou méthodologie *VAR structurel*. Dans ce cadre, nous développons et estimons deux systèmes différents, l'un réduit sur la

31. Pour reprendre le titre d'un article de Blanchard [1989] : "*A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations*".

32. Cette explicitation et ses conséquences théoriques feront l'objet des chapitres suivants.

période 1970-1989 (système (I)) et l'autre plus complet sur la période 1950-1989 (système (II)).

Le système (I) estime un modèle *(produit, prix, salaires)* et son identification utilise des contraintes de long terme. Nous imposons ainsi que le choc nominal n'a pas d'effet à long terme sur le niveau du produit, comme le suggère le modèle théorique où la présence de coûts d'ajustement de prix ne remet pas en cause la neutralité des chocs de demande à long terme. Nous identifions également deux chocs réels, l'un d'origine technologique et l'autre s'interprétant comme un choc salarial au sein d'une boucle prix-salaires. Munis de ces restrictions de long terme, nous examinons les effets dynamiques de court terme de ces différents chocs. Nous obtenons alors des résultats en accord avec les faits stylisés du modèle de la synthèse, le choc de demande provoquant une variation pro-cyclique des prix, le choc technologique une variation contra-cyclique [33] .

Notre intérêt portant essentiellement sur les fluctuations de court terme (à l'horizon desquelles l'hypothèse de rigidités nominales est acceptable), nous voyons dans les résultats de court terme du système (I) une première confirmation de la pertinence (sinon de la réalité) du schéma keynésien traditionnel. Ceci nous permet alors d'envisager l'estimation sur une période plus longue d'un modèle plus complet *(produit, chômage, prix, salaire, monnaie)* (système (II)), sur lequel nous imposons un ensemble de restrictions de court terme. Reprenant la méthode de Blanchard [1989], nous dégageons un modèle comportant une équation de demande globale et un bloc offre composé d'une loi d'Okun, d'une règle de fixation de prix, d'une règle de fixation des salaires et d'une règle de politique monétaire. Les effets dynamiques des chocs ainsi obtenus correspondent à la vision keynésienne des fluctuations : les prix sont contra-cycliques à un choc d'offre, pro-cycliques à un choc de demande ; les fluctuations de court terme du produit sont expliquées majoritairement par les chocs de demande, alors que ceux-ci n'entrent que faiblement dans l'explication du niveau des prix, confirmant ainsi l'inertie des comportements de fixation de prix.

Cette analyse *semi-structurelle*, qui accorde une grande importance aux mécanismes de type *boucle prix-salaires*, permet en outre de retrouver les faits caractéristiques mis en avant par Loué and Morin [1986] et Morin [1988], concernant l'indexation unitaire et rapide des salaires sur les prix, la faible sensibilité des salaires aux déséquilibres sur le marché du travail et la forte inertie des prix.

Nous présentons la méthode d'estimation et les contraintes d'identification dans un premier paragraphe. Un second paragraphe examine les résultats des estimations et un troisième étudie les effets dynamiques des chocs structurels.

2.2.1 Ecriture théorique et restrictions d'identification

Nous reprenons dans cette étude une méthodologie *VAR structurelle* développée par Bernanke [1986], Blanchard and Watson [1986], Sims [1986], Taylor

33. Voir Shapiro [1987] pour un exposé synthétique des effets des chocs d'offre sur l'activité économique.

[1986], et utilisée plus récemment par Blanchard [1989], Blanchard and Quah [1989], Gali [1989], Bec and Hénin [1990], Hairault [1991b] et Cecchetti and Karras [1991].

Comme dans la méthodologie *VAR* initiée par Sims [1980], nous estimons un modèle vectoriel autorégressif non contraint qui représente la forme réduite du processus joint suivi par les variables endogènes du modèle. Nous utilisons alors un système juste identifié de restrictions pour obtenir un ensemble d'innovations orthogonales entre elles. Ces restrictions permettent ainsi de donner une signification économique aux chocs affectant le modèle. Dans cette phase d'orthogonalisation des résidus, qui permet de remonter à la forme structurelle du modèle, Sims [1980] propose une décomposition de Choleski de la matrice de variance-covariance des innovations estimées, ce qui implique que la matrice de passage des résidus estimés aux résidus structurels est triangulaire inférieure. Ce schéma d'orthogonalisation, qui suppose implicitement que la $j^{\text{ième}}$ variable du modèle ne dépend instantanément que des j premières innovations, n'a cependant aucune justification économique, même si l'on souligne la nécessité de classer les variables endogènes par ordre décroissant d'exogénéité, ce classement relevant alors d'un modèle théorique sous-jacent.

Nous ne retenons pas dans cette étude l'orthogonalisation a-théorique de Sims. A l'inverse, nous utilisons un ensemble de restrictions identifiantes reposant sur des idées économiques *a priori*, s'inscrivant clairement dans un paradigme keynésien. Notons que la question de l'existence du *meilleur* schéma d'identification possible ne se pose pas. En effet, l'estimation et les résultats obtenus ne permettent pas de juger de la validité intrinsèque du schéma d'identification retenu, mais permettent, dans ce cadre, de juger de sa conformité avec le cadre théorique retenu *a priori*.

Nous développons dans un premier temps le passage de la forme réduite estimée à la forme structurelle, avant d'exposer et de justifier les contraintes d'identifications retenues dans chacun des deux systèmes.

2.2.1.1 Formes *VAR* structurelles et réduites

Soit le vecteur de n variables endogènes stationnaires X, dont le processus *structurel* est donné par la forme *VAR* suivante :

$$AX = A(L)X(-1) + BZ + Ce \tag{2.26}$$

où Z est un vecteur de variables exogènes, $A(L)$ une matrice de polynômes en L, A, B, C des matrices réelles de plein rang. Par normalisation, les diagonales de A et C sont composées de 1 ; e représente un vecteur de perturbations structurelles, supposées orthogonales et de matrice de variance-covariance D diagonale.

Les matrices A et C décrivent les interactions instantanées entre les variables endogènes. La matrice A décrit directement les effets instantanés entre ces endogènes, alors que la matrice C décrit la manière dont chaque endogène est directement affectée par les innovations structurelles.

Comme le montre Blanchard [1989], on passe aisément de cette forme structurelle à la forme réduite directement estimable. En prémultipliant par A^{-1} les deux membres de l'équation (2.26), il vient

$$X = A^{-1}A(L)X(-1) + A^{-1}BZ + A^{-1}Ce \tag{2.27}$$

soit de manière équivalente

$$X = F(L)X(-1) + GZ + \varepsilon \tag{2.28}$$

avec les notations

$$F(L) = A^{-1}A(L) \tag{2.29}$$

$$G = A^{-1}B \tag{2.30}$$

$$\varepsilon = A^{-1}Ce \tag{2.31}$$

L'équation (2.28) représente la forme réduite du modèle structurel (2.26). L'estimation de (2.28) permet de connaître $F(L)$, G et ε, ainsi que Ω, la matrice de variance-covariance des résidus ε. L'équation (2.31) implique alors :

$$\Omega = \left(A^{-1}C\right) D \left(A^{-1}C\right)' \tag{2.32}$$

La matrice Ω est une matrice symétrique de dimension (n, n), et comprend donc $n(n+1)/2$ coefficients distincts. Rappelons que A et C sont deux matrices carrées (n, n) dont les diagonales sont composées de 1 et que la matrice D est une matrice diagonale. La connaissance de A, C et D passe ainsi par l'identification de $2(n^2 - n) + n = n(2n - 1)$ coefficients. L'équation matricielle (2.32) représente donc un système de $n(n + 1)/2$ équations à $n(2n - 1)$ inconnues. Pour obtenir un système d'équations juste identifié, il est nécessaire d'imposer $n(2n - 1) - (n(n + 1)/2) = \frac{3}{2}n(n - 1)$ contraintes sur les coefficients des matrices A et C. Ces contraintes peuvent porter directement sur la valeur des coefficients de A et C (contraintes de court terme) ou sur la valeur des coefficients de la forme moyenne mobile du processus calculée en utilisant les matrices A, $A(L)$, C et D (contraintes de long terme). Le système non-linéaire (2.32) est alors résolu de manière numérique, afin de récupérer les matrices A, $A(L)$, C et D.

2.2.1.2 Restrictions d'identification

Nous estimons successivement deux modèles : un modèle réduit en $X = (y, p, w)'$ sur la période 1970-1989 et un modèle plus complet en $X = (y, u, p, w, m)'$ sur la période 1950-1989.

Système (I) Le premier modèle propose une approche extrêmement stylisée de la boucle prix-salaires en France sur la période 1970-1989[34], en identifiant

34. En nous limitant à la sous période 70-89 pour le système réduit, nous facilitons la comparaison avec les travaux antérieurs sur la boucle prix-salaires.

trois chocs à l'aide de contraintes de long terme. Les impulsions nominales e_d seront identifiées comme n'ayant pas d'effet à long terme sur les variables réelles du système (*i.e* pas d'effet sur le niveau du produit y et le même effet sur le niveau des prix et des salaires). Nous identifions également deux sources réelles d'impulsion dans le système : la première e_θ est contrainte à avoir le même effet à long terme sur les prix et les salaires, la seconde e_w n'étant pas contrainte dans ces effets de long terme.

L'effet d'un choc technologique sur le salaire réel n'est pas *a priori* univoque. Considérons pour simplifier une fonction de production Cobb-Douglas $Y = AK^\alpha H^{1-\alpha}$ où Y est le produit, A la productivité totale des facteurs, K le stock de capital et H les heures travaillées. Nous supposerons également que le salaire réel est égal à la productivité marginale du travail, $w/p = (1-\alpha)Y/H$. Sous ces hypothèses, un choc technologique augmentant la productivité totale des facteurs A augmentera dans les mêmes proportions le produit et le salaire réel. Si le fonctionnement du marché du travail est non concurrentiel, l'effet sur le salaire réel pourra être plus faible. De même, toute augmentation de l'offre de travail tendra à réduire le salaire réel : si l'offre de travail augmente dans les mêmes proportions que le produit, le salaire réel ne variera pas. Enfin, une tension importante sur le marché du travail et la présence d'un chômage élevé pourra peser sur le salaire réel à la suite d'un choc favorable de productivité.

L'absence d'effet des chocs de productivité sur le salaire réel de long terme est un des résultats de la modélisation de la boucle prix-salaires en France, et Loué and Morin [1986] soulignent "l'influence incertaine" de la productivité dans les équations de salaires. Dans cet exercice d'identification, le choc ayant un effet à long terme sur le produit et pas d'effet à long terme sur le salaire réel sera qualifié de choc technologique (bien qu'un choc sur le prix des matières premières entre dans cette catégorie).

Enfin le choc réel ayant un effet à long terme sur le produit et sur le niveau de salaire réel sera qualifié de choc salarial. Il renvoit tout aussi bien à des chocs d'indexation qu'à des variations spécifiques du coût du travail comme, par exemple, des changements dans le traitement fiscal du facteur travail. Nous verrons plus loin comment les résultats obtenus corroborent notre interprétation du schéma d'identification.

Dans la mesure où nous n'imposons que des contraintes de long terme, l'identification dans ce système à trois variables ne nécessite pas la connaissance des matrices A et C séparément, mais seulement de la matrice $\Lambda(0) = A^{-1}C$. La relation entre les résidus structurels $e = (e_d, e_\theta, e_w)'$ et les résidus de la forme réduite $\varepsilon = (\varepsilon_y, \varepsilon_p, \varepsilon_w)'$ est alors donnée par

$$\varepsilon = \Lambda(0)e$$

L'estimation du modèle (2.28) permet l'obtention de la forme moyenne mobile infinie estimée :

$$X_t = \varepsilon_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} L(\tau)\varepsilon_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{\infty} K(\tau)Z_{t-\tau} \qquad (2.33)$$

En notant $\Lambda(\tau)$ et $H(\tau)$ les matrices de coefficients de la forme moyenne mobile structurelle,

$$X_t = \Lambda(0)e_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \Lambda(\tau)e_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{\infty} H(\tau)Z_{t-\tau} \qquad (2.34)$$

nous constatons que la connaissance de $\Lambda(0)$ et de la forme *MA* estimée $\{L(\tau), K(\tau)\}$ suffit pour déterminer la forme *MA* structurelle :

$$\begin{aligned} \Lambda(\tau) &= L(\tau)\Lambda(0) \\ H(\tau) &= K(\tau)\Lambda(0) \end{aligned}$$

La matrice $\Lambda(0)$ comprend neuf coefficients à déterminer, et vérifie le système :

$$\Omega = \Lambda(0)\Lambda(0)' \qquad (2.32')$$

qui correspond à l'équation (2.32) avec la convention de normalisation $D = I_3$ (où I_n est la matrice identité dans $\mathcal{R}^n$). Ce système étant symétrique, il comporte 6 équations indépendantes et nous devons poser trois contraintes d'identification pour connaître la matrice $\Lambda(0)$.

Le modèle étant estimé en différence première, nous imposons des contraintes de long terme sur les *niveaux* des variables endogènes. En notant $\overline{X}$ le niveau du vecteur X [35], la forme réduite du modèle se réécrit :

$$(1-L)\overline{X} = F(L)(1-L)L\overline{X} + GZ + \varepsilon$$

soit

$$M(L)(1-L)\overline{X} = GZ + \Lambda(0)e$$

avec

$$M(L) = I_3 - F(L)L$$

L'effet à long terme des chocs structurels e sur les niveaux des endogènes $\overline{X}$ est donné par la matrice $\overline{M}$ définie de la façon suivante :

$$\overline{M} = (M(1))^{-1}\,\Lambda(0)$$

Le coefficient $\overline{M}(i,j)$ représente ainsi l'effet à long terme du $j^{\text{ième}}$ choc structurel sur le niveau de la $i^{\text{ième}}$ endogène. Nous imposons les trois contraintes :

$$\overline{M}(1,1) = 0 \qquad (2.35)$$

$$\overline{M}(2,1) - \overline{M}(3,1) = 0 \qquad (2.36)$$

$$\overline{M}(2,2) - \overline{M}(3,2) = 0 \qquad (2.37)$$

L'équation (2.35) spécifie que le premier choc structurel n'a pas d'effet à long terme sur le niveau du produit, (2.36) et (2.37) que les premier et second

35. Nous aurons ainsi la relation $(1-L)\overline{X} = X$.

chocs ont le même effet de long terme sur le niveau des prix et des salaires. Ces conditions imposent trois nouvelles contraintes[36] sur les coefficients de $\Lambda(0)$. Le système non linéaire de 9 équations à 9 inconnues est résolu en utilisant la procédure `fsolve` de `Matlab`.

Système (II) Le second modèle que nous présentons reprend la démarche proposée par Blanchard [1989], et propose un schéma d'identification reposant sur l'explication keynésienne traditionnelle des fluctuations macroéconomiques.

Comme nous l'avons déja indiqué, le modèle comprend cinq variables : le produit, le taux de chômage, le niveau des prix, le niveau des salaires et la masse monétaire. L'identification repose sur un modèle *Offre globale-Demande globale*. L'équation de demande agrégée fait dépendre la demande du niveau des prix et des innovations technologiques. Le bloc offre globale comprend une relation entre le niveau du chômage et le produit (équivalente à une loi d'Okun), une équation de fixation de prix, une équation de fixation des salaires ainsi qu'une règle de politique monétaire.

En notant $\varepsilon = (\varepsilon_y, \varepsilon_u, \varepsilon_p, \varepsilon_w, \varepsilon_m)'$ le vecteur des innovations estimées (où ε_x est l'innovation de l'équation de x) et $e = (e_d, e_\theta, e_p, e_w, e_m)'$ le vecteur des chocs structurels, le schéma d'identification[37] est donné par le système :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & c_{11} & 0 & 0 \\ c_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_2 & 0 & 1 & c_{12} & 0 \\ 0 & c_3 & c_4 & 1 & 0 \\ c_5 & c_6 & c_7 & c_8 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_u \\ \varepsilon_p \\ \varepsilon_w \\ \varepsilon_m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & c_{13} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & c_9 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & c_{10} & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_d \\ e_\theta \\ e_p \\ e_w \\ e_m \end{pmatrix} \tag{2.38}$$

soit

$$A\varepsilon = Ce$$

36. Si l'on note $\widehat{\Lambda}(\tau)$ et $\widehat{H}(\tau)$ les matrices de coefficients de la forme moyenne mobile structurelle des niveaux, ces trois contraintes s'écrivent plus intuitivement de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \lim_{\tau \to +\infty} \widehat{\Lambda}(\tau)_{(1,1)} &= 0 \\ \lim_{\tau \to +\infty} \left(\widehat{\Lambda}(\tau)_{(2,1)} - \widehat{\Lambda}(\tau)_{(3,1)} \right) &= 0 \\ \lim_{\tau \to +\infty} \left(\widehat{\Lambda}(\tau)_{(2,2)} - \widehat{\Lambda}(\tau)_{(3,2)} \right) &= 0 \end{aligned}$$

37. Ce schéma reprend dans ses grandes lignes celui de Blanchard [1989].

La première ligne du système correspond à une équation de demande agrégée :

$$\varepsilon_y = -c_{11}\varepsilon_p + e_d + c_{13}e_\theta$$

Les innovations sur le produit à prix donnés sont attribuées au choc structurel de demande e_d ainsi qu'au choc de productivité e_θ. L'existence éventuelle d'un effet instantané (au sein d'un trimestre) d'un choc technologique sur le niveau du produit peut trouver une justification théorique dans les modèles de la théorie du cycle réel. Ces innovations de demande correspondent par exemple à un choc de demande autonome, de type demande gouvernementale.

La seconde ligne correspond à une loi d'Okun ; les innovations sur le taux de chômage à niveau du produit donné étant notées e_θ :

$$\varepsilon_u = -c_1\varepsilon_y + e_\theta$$

Comme le note Blanchard [1989], ces innovations e_θ correspondent à des variations de la productivité qui modifient le niveau d'emploi à niveau du produit donné, mais aussi à des variations de la population active qui modifient l'offre de travail à niveau d'emploi donné, comme, par exemple, un choc affectant l'efficience allocative du marché du travail[38]. L'examen des fonctions de réponse aux chocs nous conduira cependant à privilégier l'interprétation de e_θ en terme de productivité.

La troisième ligne correspond à une règle de fixation des prix par les entreprises, et place implicitement notre analyse dans un cadre de concurrence imparfaite : l'innovation de prix, à niveau du produit et des salaires donnés, dépend du choc de productivité et d'un choc structurel de prix :

$$\varepsilon_p = -c_2\varepsilon_y - c_{12}\varepsilon_w + c_9e_\theta + e_p$$

La règle de prix correspond ainsi à une règle de prix de concurrence imparfaite, le prix dépendant du niveau de la demande et des coûts (ici le salaire). Un choc de productivité va instantanément affecter le niveau des prix. Enfin, le choc structurel de prix correspond à une modification de la concurrence, du taux de marge ou du prix des facteurs de production autres que le travail.

La quatrième ligne du système correspond à une règle de fixation des salaires. A niveaux des prix et du chômage donnés, l'innovation de salaire est attribuée au choc de productivité et à un choc structurel de salaire :

$$\varepsilon_w = -c_3\varepsilon_u - c_4\varepsilon_p + c_{10}e_\theta + e_w$$

Cette équation renvoit à une règle de salaire telle qu'on pourrait la dériver d'un modèle de négociation, le niveau du salaire dépendant en effet du déséquilibre sur le marché du travail (le taux de chômage) et du niveau des prix (négociation sur le salaire réel). Le salaire est affecté instantanément par le choc de productivité et par le choc structurel de salaire qui renvoit, par exemple, à une modification du pouvoir de négociation ou de la fiscalité sur le travail.

38. Ce type de choc renvoie alors à des analyses de type *courbe de Beveridge* dans des modèles d'appariement (voir Jacques and Langot [1992] pour une étude empirique).

Enfin, la cinquième ligne correspond à une règle de politique monétaire. A niveaux du produit, de l'emploi, des prix et des salaires donnés, l'innovation de masse monétaire est attribuée à un choc structurel e_m :

$$\varepsilon_m = -c_5\varepsilon_y - c_6\varepsilon_u - c_7\varepsilon_p - c_8\varepsilon_w + e_m$$

Ce choc structurel monétaire correspond indistinctement à des variations dans l'offre et la demande de monnaie dans la mesure où l'hypothèse de constance de l'offre de monnaie au sein d'un trimestre ne peut être acceptée.

Nous devons donc identifier les treize coefficients c_i ainsi que les cinq variances des chocs structurels (matrice D), soit au total 18 coefficients. Le système (2.32) donne 15 équations indépendantes :

$$\Omega = \left(A^{-1}C\right) D \left(A^{-1}C\right)' \tag{2.32}$$

Il est donc nécessaire d'imposer trois restrictions supplémentaires afin d'obtenir un modèle juste identifié.

Nous imposons premièrement l'égalité de l'élasticité des prix à l'innovation de salaire et des salaires à l'innovation de prix ($c_{12} = c_4$). Cette restriction n'impose pas une réponse identique du niveau des prix et du niveau des salaires à un choc quelconque, mais spécifie une égale répercussion instantanée de l'innovation de l'une sur l'autre. Notons qu'en imposant arbitrairement $c_{12} = -.1$, Blanchard [1990] obtient $c_4 = -.14$.

Deuxièmement, nous posons arbitrairement[39] les valeurs de c_{11} et c_{13}. L'effet instantané de l'innovation de prix sur le produit est posé égal à .5 ($c_{11} = .5$) et l'effet du choc technologique sur le produit est posé égal à .3 ($c_{13} = -.3$). Ainsi, une valeur positive du choc e_θ correspond à un choc défavorable de productivité, dont l'effet instantané direct sur le taux de chômage est positif.

Avec ces trois restrictions supplémentaires, le système est résolu en utilisant de nouveau la procédure `fsolve` de `Matlab`.

2.2.2 Estimation des modèles (I) et (II)

Nous présentons les données utilisées avant de décrire les systèmes estimés et de donner les résultats de l'identification et de l'estimation.

2.2.2.1 Recherche de relations de cointégration

Nous serons ainsi conduits à différencier les séries utilisées lors de l'estimation des deux systèmes, et l'on notera $(\overline{y}, \overline{u}, \overline{p}, \overline{w}, \overline{m})$ le vecteur des logarithmes des variables (exception faite du taux chômage pris en différence première des niveaux) et (y, u, p, w, m) le vecteur des différences premières .

Nous utilisons une démarche en deux étapes (Engle and Granger [1987] et Engle and Yoo [1987]) consistant dans un premier temps à choisir un sous-ensemble $\{\overline{X}_1, ..., \overline{X}_n\}$ des variables du modèle ($(\overline{y}, \overline{p}, \overline{w})$ pour le modèle (I)

39. Nous proposons cependant une étude de sensibilité des résultats à ces paramètres.

et $(\overline{y}, \overline{u}, \overline{w}, \overline{p}, \overline{m})$ pour le modèle (II)) et estimer alors une relation linéaire entre ces variables :

$$\overline{X}_1 = \sum_{i=2}^{n} a_i \overline{X}_i + \varepsilon$$

Nous testons ensuite la stationnarité du résidu ε ; Les variables X_i seront cointégrées si le résidu est stationnaire (voir à ce titre Phillips and Ouliaris [1987].

Dans le cas du modèle (I), aucune relation de cointégration ne peut être acceptée, quelque soit le sous-ensemble de $\{y, w, p\}$ choisi. Dans le cas du modèle (II), une relation de cointégration est retenue. La stationnarité du résidu de la relation de cointégration est acceptée à 5% :

$$\begin{array}{lccccc} \overline{u}_t & = -.43 + .8\,10^{-4}\ t + .11\ \overline{p}_t - .036\ \overline{m}_t + z_t \\ \text{(t-Stat)} & \text{(-14)} \quad \text{(.4)} \quad \text{(31)} \quad \text{(-6.8)} \end{array} \tag{2.39}$$

Cette équation, qui décrit une relation de long terme entre les variables macroéconomiques, n'est pas directement assimilable à une relation théorique classique. Elle établit un lien positif entre le taux de chômage et le niveau général des prix, négatif entre le taux de chômage et le niveau des encaisses monétaires nominales. Il est à noter que cette équation n'est pas homogène de degré 0 dans les variables nominales. Nous avons testé différentes équations plus "structurelles", mais aucune ne peut être acceptée à 15%. L'omission de cette relation dans l'estimation modifie peu les réponses aux chocs pour un horizon inférieur à 20 trimestres, et fort logiquement, seules les réponses de long terme sont affectées.

2.2.2.2 Les modèles estimés

En utilisant des tests de rapport de vraisemblance, nous retenons trois retards pour les deux modèles. Le modèle (I) est donc estimé sous la forme :

$$(1-L)\begin{pmatrix} \overline{y}_t \\ \overline{p}_t \\ \overline{w}_t \end{pmatrix} = M(L)(1-L)\begin{pmatrix} \overline{y}_{t-1} \\ \overline{p}_{t-1} \\ \overline{w}_{t-1} \end{pmatrix} + N\begin{pmatrix} 1 \\ t \end{pmatrix} + \varepsilon_t \tag{2.40}$$

Le modèle (II) est estimé sous la forme d'un modèle vectoriel à correction d'erreur[40]. La forme non restreinte du modèle est donnée par :

40. Engle and Granger [1987] démontrent le lien cointégration-modèle à correction d'erreur.

$$(1-L)\begin{pmatrix}\overline{y}_t\\ \overline{u}_t\\ \overline{p}_t\\ \overline{w}_t\\ \overline{m}_t\end{pmatrix} = \Theta\begin{pmatrix}\overline{y}_{t-1}\\ \overline{u}_{t-1}\\ \overline{p}_{t-1}\\ \overline{w}_{t-1}\\ \overline{m}_{t-1}\end{pmatrix} + M(L)(1-L)\begin{pmatrix}\overline{y}_{t-1}\\ \overline{u}_{t-1}\\ \overline{p}_{t-1}\\ \overline{w}_{t-1}\\ \overline{m}_{t-1}\end{pmatrix} + N_0\begin{pmatrix}1\\ t\end{pmatrix} + \varepsilon_t \tag{2.41}$$

Les variables du modèle vérifient le système de cointégration suivant (β est ici un vecteur ligne) :

$$\beta\begin{pmatrix}\overline{y}_t\\ \overline{u}_t\\ \overline{p}_t\\ \overline{w}_t\\ \overline{m}_t\end{pmatrix} = z_t \tag{2.42}$$

où z est le résidu de cointégration. L'existence de relation(s) de cointégration impose donc des contraintes sur la matrices Θ et le modèle est estimé en deux étapes :

1. estimation de la relation de cointégration,
2. estimation du modèle intégrant le résidu de cointégration (forme $VECM$ du modèle) (équation (2.43),

$$(1-L)\begin{pmatrix}\overline{y}_t\\ \overline{u}_t\\ \overline{p}_t\\ \overline{w}_t\\ \overline{m}_t\end{pmatrix} = M(L)(1-L)\begin{pmatrix}\overline{y}_{t-1}\\ \overline{u}_{t-1}\\ \overline{p}_{t-1}\\ \overline{w}_{t-1}\\ \overline{m}_{t-1}\end{pmatrix} + N\begin{pmatrix}1\\ t\\ z_{t-1}\end{pmatrix} + \varepsilon_t \tag{2.43}$$

2.2.2.3 Résultats de l'identification et de l'estimation

Nous commentons les résultats obtenus avec le système (I) avant de développer les résultats du système (II).

Système (I) L'identification conduit à la matrice de passage des résidus structurels aux résidus estimés :

$$\begin{pmatrix}\varepsilon_y\\ \varepsilon_p\\ \varepsilon_w\end{pmatrix} = .01 \times \begin{pmatrix}.5 & -.34 & .09\\ .14 & .36 & -.29\\ .17 & .29 & .13\end{pmatrix}\begin{pmatrix}e_d\\ e_\theta\\ e_w\end{pmatrix} \tag{2.44}$$

Les contraintes d'identification de long terme permettent d'obtenir des effets instantanés conformes à la théorie keynésienne traditionnelle. Un choc nominal e_d exerce un effet instantané positif sur l'innovation de produit et de prix (première colonne de $\Lambda(0)$) Cette corrélation positive prix-produit permet d'interpréter la première équation du modèle structurel comme une équation de demande agrégée. A l'inverse, un choc technologique favorable ($-e_\theta$) exerce un effet instantané positif sur l'innovation de produit, négatif sur l'innovation de prix (deuxième colonne de $\Lambda(0)$), et plaide pour une interprétation en terme d'offre globale de la deuxième équation du modèle structurel. La troisième colonne de $\Lambda(0)$ correspond aux effets d'un choc salarial favorable aux salaires. Ce choc exerce un effet positif sur l'innovation de salaire et négatif sur l'innovation de prix.

Les résultats de l'estimation de la forme réduite ne présentant pas d'intérêt majeur, nous présentons dans le tableau 2.11 la forme structurelle estimée[41]. Pour faciliter l'interprétation des équations en termes de demande, d'offre et d'équation de salaire, nous mettons le produit en t à droite dans les deux premières et le salaire en t dans la troisième.

Afin de donner une présentation des résultats comparables aux études antérieures, nous adoptons la présentation de Blanchard [1989]. Au lieu de donner chaque variable endogène en fonction des valeurs passées et présentes des autres endogènes, de son propre passé ainsi que des chocs structurels présents, nous prémultiplions par C^{-1} la forme structurelle (2.26), afin d'exprimer chaque endogène en fonction des valeurs présentes et passées des autres endogènes, de son propre passé et du choc structurel associé à son équation. Nous normalisons également le système en imposant l'égalité à un du coefficient devant la variable endogène. Cette normalisation est effectuée par prémultiplication de la forme structurelle par la matrice diagonale appropriée D^s. Ainsi, le tableau 2.11 donne la forme structurelle

$$D^s\Lambda(0)^{-1}X = A^s(L)X(-1) + B^sZ + D^se \qquad (2.45)$$

Sous l'hypothèse que le schéma d'identification $\Lambda(0)$ est vrai, nous construisons le vecteur $Y = \Lambda(0)^{-1}X$ et le système (2.45) est estimé par les Moindres Carrés Ordinaires. Les coefficients de A^s sont ainsi distribués selon une loi de Student et nous pouvons tester leur significativité. Ces tests seront menés en supposant vrai le schéma d'identification obtenu à l'étape précédente.

Nous examinons la signification de long terme de chacune des équations en calculant pour chaque variable de droite de chaque équation la somme des coefficients qui lui sont affectés pour tous ses retards (de 0 à 3 ou de 1 à 3). Dans chaque équation, nous testons l'égalité à 0 de cette somme pour les variables du membre de droite, et l'égalité à 1 pour les retards de la variable de gauche. Les statistiques de ces tests sont distribuées suivant des Fisher.

41. Chaque équation comprend également une constante et un trend. Le seuil de significativité à 5% vaut 3.99, les coefficients significatifs à 5% sont précédés d'une étoile.

TABLEAU 2.11 : Système (I) : Forme structurelle estimée

Equation de demande globale				
variable endogène	variables exogènes			écart-type du choc
y	y	p	w	σ_d
retards	1-3	0-3	0-3	-
somme des coefficients	$.094^{\star}$	$-.89^{\star}$	.29	$.67\ 10^{-2}$
F(1,65)	17	5.8	.7	-
Equation d'offre globale				
variable endogène	variables exogènes			écart-type du choc
y	y	p	w	σ_θ
retards	1-3	0-3	0-3	-
somme des coefficients	$.11^{\star}$	.87	-.87	$1.2\ 10^{-2}$
F(1,65)	3.97	1.56	1.84	-
Equation d'indexation				
variable endogène	variables exogènes			écart-type du choc
w	y	p	w	σ_w
retards	0-3	0-3	1-3	-
somme des coefficients	.0	$.96^{\star}$	$.04^{\star}$	$.4\ 10^{-2}$
F(1,65)	.0	21	25	-

L'examen de ces relations confirme l'interprétation keynésienne traditionnelle que nous avons donnée au système. La première équation décrit un lien négatif et significatif entre prix et produit, et correspond donc à une équation de demande globale. La seconde équation donne un lien positif (mais non significatif) entre prix et produit; négatif entre produit et salaire. Il n'y a pas d'illusion monétaire dans la courbe d'offre de long terme, dans la mesure où les coefficients des prix et des salaires nominaux sont de signes opposés et de modules non significativement différents. L'interprétation en terme d'offre globale est ainsi possible, bien qu'il ne soit pas possible d'exclure à 5% le fait que la courbe d'offre de long terme soit verticale dans le plan (y, p). Ceci ne remet pas en cause *a priori* la corrélation instantanée positive entre produit et demande que nous avons observée dans le schéma d'identification $\Lambda(0)$. L'étude des effets dynamiques des chocs structurels montrera qu'une interprétation en termes de rigidités nominales *de court terme* des prix est tout à fait compatible avec ce modèle de long terme.

Enfin, la troisième équation apparaît comme une équation d'indexation salaires-prix où le produit n'est pas significatif. Elle lie de manière positive et significative les prix et les salaires nominaux. Notons que l'indexation des salaires sur les prix est unitaire à long terme, puisque la somme des coefficients affectés aux prix vaut .96, et celle des coefficients affectés aux salaires 1-.04 =.96. Nous retrouvons bien ici le résultat des boucles prix-salaires des modèles macroéconométriques tels que le rappellent Loué and Morin [1986].

Système (II) L'identification conduit aux matrices de passage des résidus structurels aux résidus estimés (les coefficients suivis d'une étoile sont fixés *a priori*) :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & .5^\star & 0 & 0 \\ .009 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.38 & 0 & 1 & -.35 & 0 \\ 0 & 20.5 & -.35 & 1 & 0 \\ .044 & -1.93 & -.008 & -.18 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_u \\ \varepsilon_p \\ \varepsilon_w \\ \varepsilon_m \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} 1 & -.3^\star & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .096 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 21.6 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_d \\ e_\theta \\ e_p \\ e_w \\ e_m \end{pmatrix}$$

Les coefficients possèdent en général les signes attendus, ce qui valide l'interprétation que nous avons donnée du schéma d'identification. L'interprétation de la première ligne comme une équation de demande agrégée imposait un effet négatif de l'innovation de prix sur l'innovation de produit ($c_{11} > 0$). De même, l'interprétation de e_θ comme un choc défavorable de productivité implique le choix d'un signe négatif pour c_{13}. L'impact instantané d'une innovation de produit a bien un effet négatif ($c_1 > 0$) sur l'innovation de chômage dans la loi d'Okun (deuxième ligne). La règle de prix (troisième ligne) rend bien compte

d'un effet positif des innovations de produit et de salaires sur l'innovation de prix (c_2 et c_{12} négatifs), ainsi que d'un effet négatif d'un choc favorable de productivité ($c_9 > 0$). La règle de salaire (quatrième ligne) lie l'innovation de salaire nominal négativement avec l'innovation de chômage ($c_3 > 0$), positivement avec l'innovation de prix ($c_4 < 0$). Le signe de c_{10} (effet positif sur l'innovation de salaire d'un choc défavorable de productivité) n'est pas conforme à l'intuition économique. Notons cependant qu'un effet indirect négatif du choc technologique défavorable *via* une augmentation du chômage (loi d'Okun, puis coefficient c_3) vient compenser cet effet direct. En outre, si les coefficients c_3 et c_{10} sont d'un ordre de grandeur supérieur aux autres, ils interviennent dans la même équation et seule leur différence (qui est du même ordre que les autres coefficients) importe en déterminant l'effet total instantané d'un choc technologique défavorable sur l'innovation de salaire réel. La règle monétaire (cinquième ligne) fait dépendre l'innovation monétaire négativement de l'innovation de produit, positivement des innovations de chômage, de prix et de salaire. Elle correspond donc à une règle contra-cyclique traditionnelle, qui valide au moins en partie la croissance nominale des prix et des salaires.

Nous avons également étudié la sensibilité de ces coefficients au couple de coefficients choisis arbitrairement (c_{11}, c_{13}). Les résultats sont présentés dans le tableau 2.12.

La sensibilité au coefficient mesurant l'effet instantané de l'innovation de prix sur l'innovation de produit (c_{11}) est assez faible. Dès lors que c_{11} est différent de zéro, les signes des coefficients ne sont pas affectés par une variation de c_{11} entre .3 et 1. En outre, les valeurs de tous les coefficients (sauf c_3 et c_{10}) sont assez peu variables. De même, la valeur du coefficient c_{13} (effet instantané du choc technologique sur l'innovation de produit) affecte peu les coefficients de l'identification (sauf c_3 et c_{10}), dès lors que l'on considère qu'un choc technologique favorable doit avoir un effet positif sur le produit ($c_{13} < 0$). Il est à noter que les coefficients c_3 et c_{10} se révèlent fortement variables. Néanmoins, comme nous l'avons déjà remarqué, ils interviennent tous les deux dans la même équation (équation de salaire) et conservent une différence à peu près constante. Pour les valeurs de c_{11} et c_{13} présentées dans le tableau (hormis $c_{11} = 0$ et $c_{13} = .3$), nous avons vérifié que les propriétés dynamiques du modèle (réponses aux chocs et décomposition de variance) étaient semblables.

Les résultats de l'estimation de la forme structurelle sont présentés dans les tableaux 2.13 et2.14[42] et sont obtenus selon le même principe que pour le système (I). En particulier, les tests sont menés en supposant vrai le schéma d'identification obtenu.

Les équations de long terme mises en évidence dans les tableaux 2.13 et 2.14 sont conformes aux intuitions théoriques d'un modèle keynésien traditionnel avec rigidités de prix et concurrence imparfaite.

---

42. Chaque équation comprend également une constante et un trend. Le seuil de significativité à 5% vaut 3.92, les coefficients significatifs à 5% sont précédés d'une étoile.

TABLEAU 2.12 : Choix alternatifs de (c_{11}, c_{13})

$c_{13} = -.3$								
c_{11}	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5	c_6	c_7	c_8
0	.0124	.0557	5.0399	-.3263	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
.3	.0105	-.2103	13.7056	-.3386	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
.4	.0099	-.298	17.0087	-.3475	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
.6	.0086	-.4703	24.1695	-.3698	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
.7	.008	-.5548	28.0895	-.3821	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
1	.006	-.8027	42.4708	-.4195	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
c_{11}	c_9	c_{10}	σ_d	σ_θ	σ_p	σ_w	σ_m	
0	-.0704	6.0752	.7961	.1119	.7082	.6909	.953	
.3	.0209	14.7686	.8249	.112	.7363	.6908	.953	
.4	.057	18.0814	.8508	.112	.7575	.6906	.9530	
.6	.1399	25.2606	.9231	.1121	.8145	.6899	.953	
.7	.1878	29.189	.9681	.1121	.8492	.6893	.9530	
1	.3622	43.5909	1.1293	.1122	.9714	.6867	.953	
$c_{11} = .5$								
c_{13}	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5	c_6	c_7	c_8
.3	.0214	-.3852	8.3019	-.3581	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
0	.0153	-.3842	11.9684	-.358	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
-.2	.0113	-.3844	16.620	-.358	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
-.4	.0072	-.3853	26.5729	-.3581	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
-.5	.0052	-.386	37.5197	-.3581	.0443	-1.926	-.0081	-.1833
c_{13}	c_9	c_{10}	σ_d	σ_θ	σ_p	σ_w	σ_m	
.3	-.1741	9.3088	.8838	.1118	.7838	.6903	.9530	
0	-.0389	13.0129	.8844	.1118	.7836	.6903	.9530	
-.2	.0513	17.6896	.8841	.1119	.7837	.6903	.9530	
-.4	.1419	27.6676	.8833	.1121	.7839	.6903	.9530	
-.5	.1876	38.6271	.8826	.1123	.784	.6903	.9530	

TABLEAU 2.13 : Système (II) : Forme structurelle estimée (i)

Equation de demande globale						
variable endogène	variables exogènes					écart-type du choc
y	y	u	p	w	m	σ_d
retards	1-3	1-3	0-3	1-3	1-3	-
somme des coefficients	$-.27^{\star}$	$-1.71^{\star}$	$-.68^{\star}$	.3	.2	$.88\ 10^{-2}$
F(1,138)	48	4.7	10.6	3.1	3.7	-
Loi d'Okun						
variable endogène	variables exogènes					écart-type du choc
u	y	u	p	w	m	σ_θ
retards	0-3	1-3	1-3	1-3	1-3	-
somme des coefficients	-.04	.49	-.01	.02	-.01	$.11\ 10^{-2}$
F(1,138)	3.46	$25^{\star}$	.28	.95	.23	-

TABLEAU 2.14 : Système (II) : Forme structurelle estimée (ii)

Equation de fixation de prix						
variable endogène	variables exogènes					écart-type du choc
p	y	u	p	w	m	σ_p
retards	0-3	1-3	1-3	0-3	1-3	-
somme des coefficients	.09	.06	$.12^{\star}$	$.82^{\star}$	-.16	$.78\ 10^{-2}$
F(1,138)	.29	0	4	29	3.2	-
Equation de fixation de salaire						
variable endogène	variables exogènes					écart-type du choc
w	y	u	p	w	m	σ_w
retards	1-3	0-3	0-3	1-3	1-3	-
somme des coefficients	$.41^{\star}$	.87	$.47^{\star}$	$.38^{\star}$	.11	$.69\ 10^{-2}$
F(1,138)	8.2	2	8.2	21.5	2	-
Equation de règle monétaire						
variable endogène	variables exogènes					écart-type du choc
m	y	u	p	w	m	σ_m
retards	0-3	0-3	0-3	0-3	1-3	-
somme des coefficients	.17	$3.9^{\star}$	$-.57^{\star}$	.6	$.32^{\star}$	$.95\ 10^{-2}$
F(1,138)	.77	21	6.3	11	36.5	-

L'équation de demande montre un effet positif mais non significatif à long terme de la monnaie sur le produit, négatif et significatif des prix. A l'opposé du résultat paradoxal que relevait Blanchard [1989] sur données américaines[43], le chômage exerce un effet significativement négatif sur le produit dans l'équation de demande. Les variables nominales n'interviennent pas significativement dans la loi d'Okun, qui traduit une inertie du chômage en le faisant dépendre significativement et positivement de ses valeurs passées. Il existe également un lien négatif significatif entre le produit et le chômage. La règle de prix ne fait pas intervenir de façon significative la monnaie et les variables réelles. Les prix s'avèrent en revanche significativement autorégressifs, et se déterminent comme un taux de marge sur le coût de production représenté ici par les salaires, dont la somme des coefficients est positive et significative. La règle de salaire fait dépendre le salaire positivement des prix, de ses valeurs passées et du niveau du produit. C'est ainsi une relation positive salaire-produit plus qu'une courbe de Phillips traditionnelle salaire-chômage qui est révélée par le modèle. La relation de long terme entre le salaire nominal et le taux de chômage est positive, mais non significative. Enfin, la règle monétaire montre une dépendance significativement positive de la monnaie au chômage et au salaire, alors que la réaction à une hausse de l'inflation est significativement négative.

2.2.3 Etude des effets dynamiques des chocs structurels

Nous présentons dans cette section le calcul des contributions relatives des différents chocs structurels à la variance de l'erreur de prévision sur les endogènes du modèle, ainsi que le profil de réponse de ces mêmes endogènes aux chocs structurels[44]. Ces informations reposent sur la forme moyenne mobile infinie ($MA(\infty)$) des processus *VAR* estimés. En effet, la forme *VAR* structurelle (2.26) admet la représentation $MA(\infty)$ suivante (où $\overline{X}$ vérifie $(1-L)\overline{X}_t = X_t$) :

$$(1-L)\overline{X}_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} (\Lambda(\tau)e_{t-\tau} + H(\tau)Z_{t-\tau}) \qquad (2.46)$$

soit

$$\overline{X}_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\widehat{\Lambda}(\tau)e_{t-\tau} + \widehat{H}(\tau)Z_{t-\tau}\right) \qquad (2.47)$$

En prenant comme exemple le produit dans le système (I), la première ligne

43. Le résultat de Blanchard lie *niveau* du chômage et taux de croissance du produit, alors que nous étudions ici le lien *taux de croissance* du taux de chômage et taux de croissance du produit.

44. Nous présentons les réponses à un choc d'un écart type de chacun des chocs structurels.

de la forme *MA* s'écrit

$$\begin{aligned}\overline{y}_t = &\sum_{\tau=0}^{\infty} \widehat{\Lambda}(\tau)_{(1,1)} e_{d,t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{\infty} \widehat{\Lambda}(\tau)_{(1,2)} e_{\theta,t-\tau} \\ &+ \sum_{\tau=0}^{\infty} \widehat{\Lambda}(\tau)_{(1,3)} e_{w,t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{\infty} \widehat{H}(\tau)_{(1,\cdot)} Z_{t-\tau}\end{aligned} \tag{2.48}$$

La réponse du niveau de y, $\overline{y}$, à un choc structurel, le choc de demande par exemple, s'obtient alors directement comme la suite $\left\{\widehat{\Lambda}(\tau)_{(1,1)}\right\}$ des coefficients affectés à e_d dans la forme $MA(\infty)$.

La part de la variance dans l'erreur de prévision du niveau du produit à un horizon h expliquée par le choc de demande est donné par :

$$V^d(y,h) = \frac{\sum_{\tau=0}^{h} \widehat{\Lambda}(\tau)^2_{(1,1)}}{\sum_{\tau=0}^{h} \widehat{\Lambda}(\tau)^2_{(1,1)} + \sum_{\tau=0}^{h} \widehat{\Lambda}(\tau)^2_{(1,2)} + \sum_{\tau=0}^{h} \widehat{\Lambda}(\tau)^2_{(1,3)}} \tag{2.49}$$

Les tableaux 2.17 à 2.33 présentent en annexe les fractiles à 2.5% et 97.5% de la distribution des réponses aux chocs et des décompositions de variance de chacun des deux systèmes. Ces fractiles ont été obtenus selon une technique de *bootstrap*[45] et sur 500 simulations. Notons dès à présent la fragilité de cette technique, dans la mesure où nous devons à chaque simulation résoudre à nouveau le système non linéaire d'identification des chocs. Cette résolution étant déjà une résolution approchée, et assez sensible aux conditions initiales, il arrive que certaines réponses aux chocs soient "collées" aux bornes à 5%. Le même type de problème, bien que non évoqué par les auteurs, se pose à Blanchard and Quah [1989], comme l'examen de leurs intervalles de confiance suffit à le montrer. Nous revenons sur ce point dans l'annexe B à ce chapitre. Pour ces raisons, nous n'accorderons pas un crédit trop important à ces intervalles de confiance.

2.2.3.1 Réponses aux chocs structurels

Système (I) Le profil des réponses (graphiques 2.23 à 2.30) correspond à l'interprétation que nous avions donnée *a priori* aux chocs structurels. Le produit présente une réponse positive "en cloche" au choc nominal. Cet effet positif est significatif pour les cinq premières périodes (tableau 2.17), et l'effet de long terme est nul par construction.

45. La méthode est brièvement présentée en annexe.

FIGURE 2.23 : Réponse du produit (système (I))

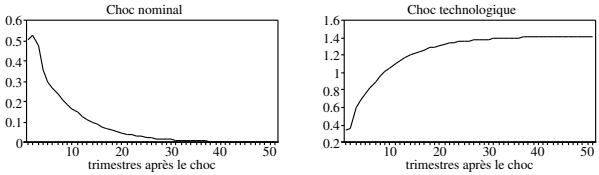
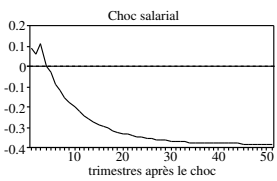


FIGURE 2.24 : Réponse du produit (système (I))



Un choc technologique favorable augmente de manière permanente et significative le niveau du produit, alors qu'un choc salarial (favorable aux salaires à long terme) réduit à long terme le niveau du produit (cet effet négatif ne sort cependant pas significativement, comme le montre le tableau 2.17).

Le niveaux des prix répond positivement et de façon monotone à un choc de demande. Cette absence de surajustement (pas d'effet en cloche) montre la relative inertie du niveau des prix ; à peine la moitié de l'ajustement au nouveau niveau de long terme est réalisée au bout d'un an. Un choc technologique réduit les prix instantanément et à long terme, alors qu'un choc salarial les augmente, d'une façon non significative cependant (tableau 2.18).

Les profils de réponse des salaires nominaux sont semblables à ceux des prix ; ils augmentent instantanément et à long terme à la suite d'un choc nominal, baissent à la suite d'un choc technologique. Comme pour les prix, la réponse à un choc salarial est positive, mais non significativement différente de zéro (tableau 2.19).

Nous construisons également les réponses du salaire réel aux trois chocs structurels. Les réponses de court terme aux chocs technologiques et nominaux montre le caractère pro-cyclique du salaire réel, ce qui tend à accréditer la plus

FIGURE 2.25 : Réponse des prix (système (I))

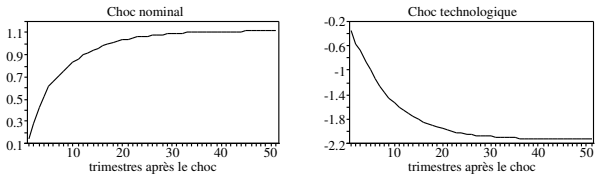


FIGURE 2.26 : Réponse des prix (système (I))

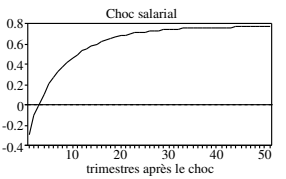


FIGURE 2.27 : Réponse des salaires (système (I))

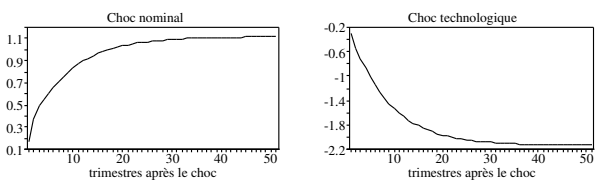


FIGURE 2.28 : Réponse des salaires (système (I))

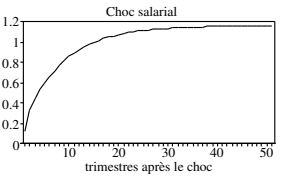


FIGURE 2.29 : Réponse du salaire réel (système (I))

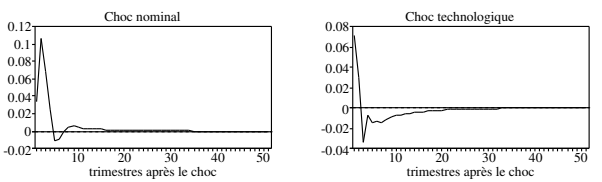
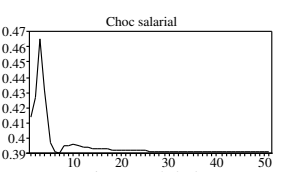


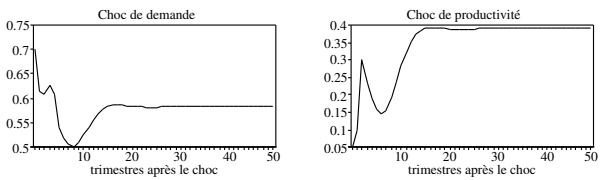
FIGURE 2.30 : Réponse du salaire réel (système (I))



grande importance des rigidités nominales de prix relativement à celles de salaires . Néanmoins, ce résultat est affaibli par le fait que les chocs technologiques et nominaux n'ont jamais un effet significatif sur le salaire réel (tableau 2.20). En revanche, le fait que seul le choc salarial ait un effet significatif (à court et long terme) sur le salaire réel nous conforte dans son interprétation en terme de choc salarial. Il apparaît donc que le salaire réel est fortement rigide sur la période, et relativement indépendant de l'évolution de la productivité ; résultat qui rejoint les conclusions de Poret [1990] relatives à la déconnexion salaire réel-productivité en France dans les années quatre-vingt. Par construction, les effets de long terme des chocs technologiques et de demande sont nuls. Enfin, le choc salarial est bien favorable aux salariés, puisqu'il entraîne une hausse permanente du niveau du salaire réel.

Système (II) Les réponses aux chocs obtenues avec le second système (graphiques 2.31 à 2.45) permettent d'affiner la vision "keynésienne" des fluctuations qu'illustrait le premier système. Notons dès à présent que les chocs de demande, de prix et de salaire apparaissent comme les variables essentielles dans l'explication du cycle, dans la mesure où les chocs technologique et monétaire n'impliquent pas des réponses toujours significatives des variables du système.

FIGURE 2.31 : Réponse du produit (système (II))



Le produit répond ainsi positivement à un choc de demande et à un choc monétaire. Dans les deux cas, la réponse de long terme n'est pas significativement différente de zéro (tableau 2.21). Un choc positif sur la règle de formation des prix ou des salaires réduit à court et long terme le niveau du produit, en augmentant le taux de marge dans le premier cas et le salaire réel dans le second. Enfin, un choc de productivité augmente à court et long terme le niveau du produit. Le chômage apparaît comme relativement inerte et ne répond que faiblement et jamais significativement à court terme à un choc de demande et à un choc monétaire. Un choc de prix ou un choc de salaire provoque une augmentation à long terme du sous-emploi alors qu'un choc de productivité favorable donne lieu à une réduction à long terme. Seul le choc technologique implique une variation

FIGURE 2.32 : Réponse du produit (système (II))

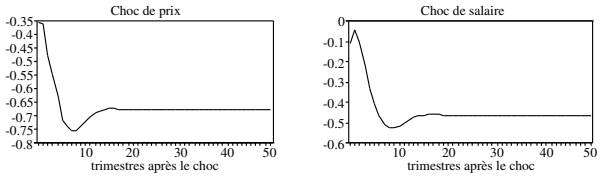


FIGURE 2.33 : Réponse du produit (système (II))

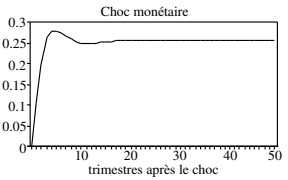


FIGURE 2.34 : Réponse du chômage (système (II))

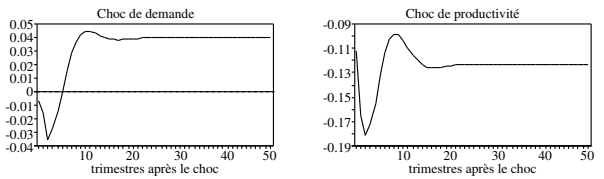


FIGURE 2.35 : Réponse du chômage (système (II))

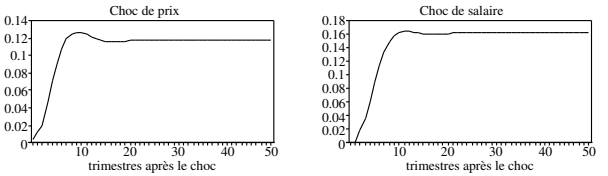


FIGURE 2.36 : Réponse du chômage (système (II))

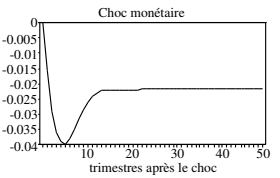


FIGURE 2.37 : Réponse des prix (système (II))

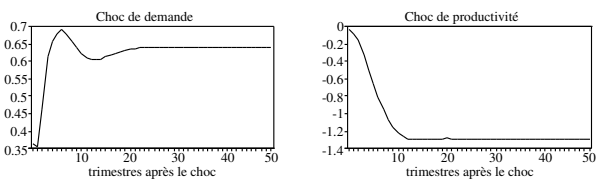
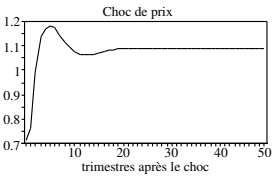


FIGURE 2.38 : Réponse des prix (système (II))



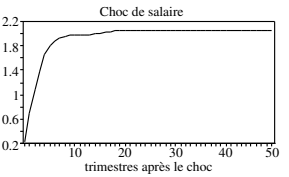


FIGURE 2.39 : Réponse des prix (système (II))

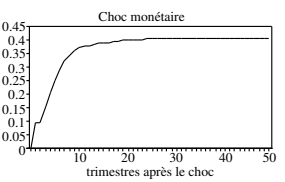
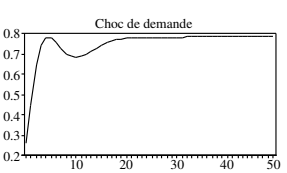


FIGURE 2.40 : Réponse des salaires (système (II))



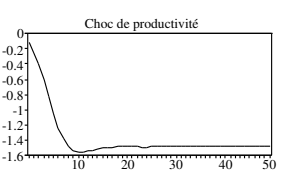


FIGURE 2.41 : Réponse des salaires (système (II))

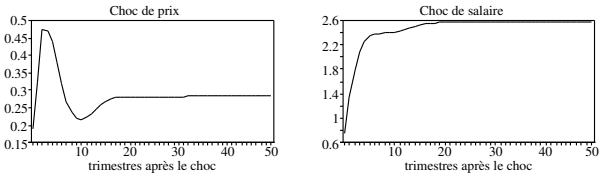


FIGURE 2.42 : Réponse des salaires (système (II))

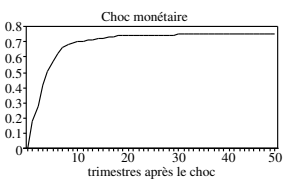


FIGURE 2.43 : Réponse de la monnaie (système (II))

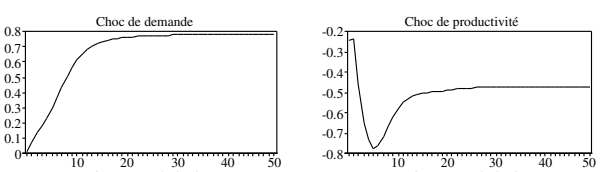


FIGURE 2.44 : Réponse de la monnaie (système (II))

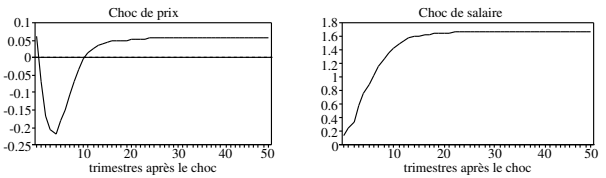
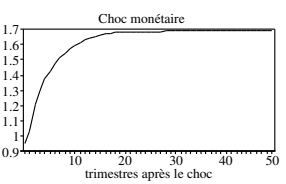


FIGURE 2.45 : Réponse de la monnaie (système (II))



significative du taux de chômage la première année. Ces résultats confirment la forte persistance du chômage en France, telle qu'elle a été déjà analysée par Collard and Hénin [1992] et Hénin and Jobert [1991].

L'évolution des prix accrédite la classification offre/demande des chocs structurels. Seuls les chocs de demande et de monnaie impliquent un mouvement opposé des prix et du produit –*i.e.* un déplacement le long de la courbe de demande globale. La réponse des prix à un choc monétaire n'est cependant jamais significative. Si la non significativité de court terme plaide pour la présence de rigidités de prix, celle de long terme est problématique. Un choc technologique réduit les prix instantanément et à long terme, jamais significativement cependant. Notons également le comportement assez rigide des prix aux chocs de demande et de monnaie. Les salaires nominaux suivent sensiblement les prix dans leur réponse aux chocs structurels. Fort logiquement, un choc de prix (par exemple un choc de taux de marge) augmente plus à long terme les prix que les salaires (baisse du salaire réel) alors qu'un choc de salaire (par exemple un choc d'indexation) augmente le salaire réel. Enfin, la règle monétaire met en évidence une accommodation des hausses de salaires d'une part (réponse positive significative à un choc de salaire), mais une politique restrictive de lutte contre l'inflation d'autre part (réponse non significative à court et long terme à un choc de prix). En revanche, elle accommode les chocs de demande (réponse positive, bien que peu significative).

2.2.3.2 Décomposition de variance

Système (I) L'examen des contributions relatives des différents chocs structurels à la variance du produit (graphiques 2.46 à 2.48) montre la prédominance des chocs nominaux à court terme (les trois premiers trimestres), alors que le choc technologique domine quasi-exclusivement à long terme. Les chocs salariaux n'ont jamais une part significative dans la variance du produit. En revanche, les innovations nominales ne sont jamais dominantes dans l'explication de la variance des prix ; leur part n'est pas significative à court terme, et demeure faible à long terme. L'innovation technologique est ainsi dominante à court et long terme. Les prix apparaissent ainsi peu sensibles aux chocs nominaux, et cette rigidité de court terme assure un rôle prédominant à la demande dans les fluctuations de court terme du produit. Enfin, les contributions des chocs nominaux et salariaux apparaissent plus importantes dans la variance des salaires, bien que les chocs technologiques demeurent largement dominants et que les chocs salariaux n'ont jamais une part significative. Notons enfin que l'estimation des ces contributions relatives est soumise à une imprécision statistique assez importante, comme en témoignent les tableaux 2.26, 2.27 et 2.28 en annexe.

FIGURE 2.46 : Décomposition de la variance du produit (système (I))

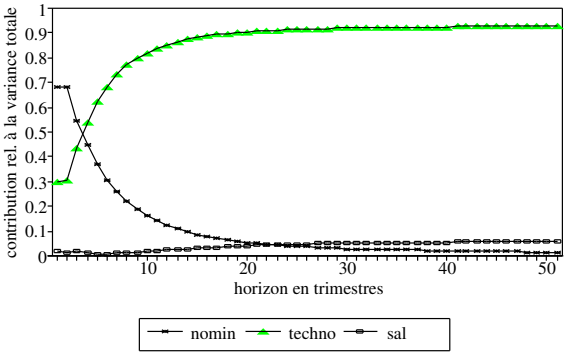


FIGURE 2.47 : Décomposition de la variance des prix (système (I))

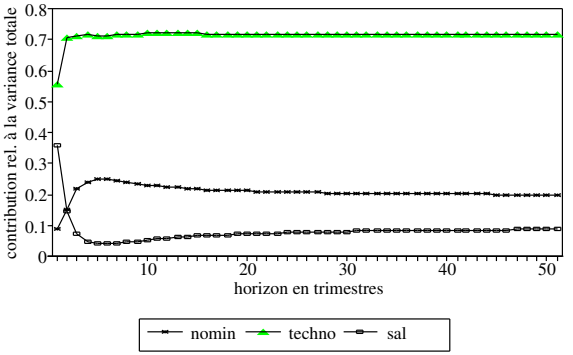
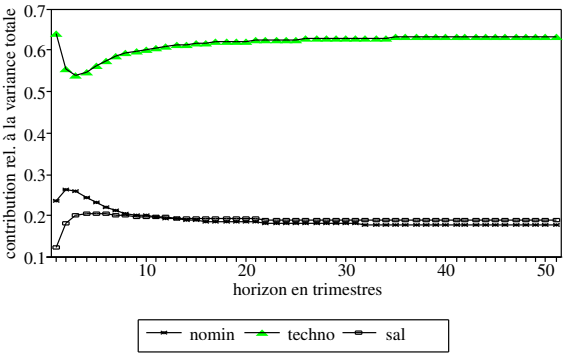


FIGURE 2.48 : Décomposition de la variance des salaires (système (I))



Système (II) L'examen des décompositions de variance dans le système (II) (graphiques 2.49 à 2.53) nous amène à des conclusions similaires. Le choc de demande est prédominant dans l'explication de la variance du produit à court terme, peu important dans l'explication des prix, des salaires et du chômage. En revanche, les chocs de prix s'avèrent être la composante principale de la variance du produit à long terme, traduisant là l'effet important des comportements non concurrentiels de marge et le rôle des chocs de prix des inputs autres que le travail (matières premières en particulier). La variance des salaires et des prix provient essentiellement à long terme des chocs de salaire, ce qui montre l'importance des comportements d'indexation et de la boucle prix-salaires dans les fluctuations macroéconomiques françaises depuis 1950.

FIGURE 2.49 : Décomposition de la variance du produit (système (II))

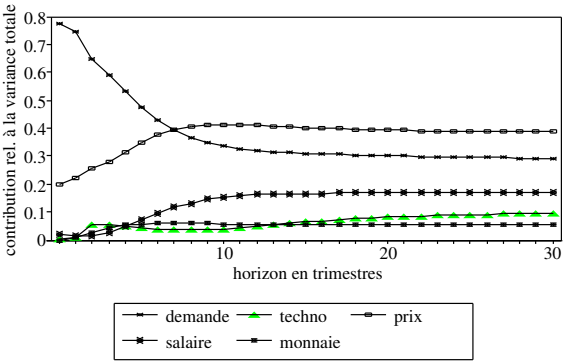


FIGURE 2.50 : Décomposition de la variance du chômage (système (II))

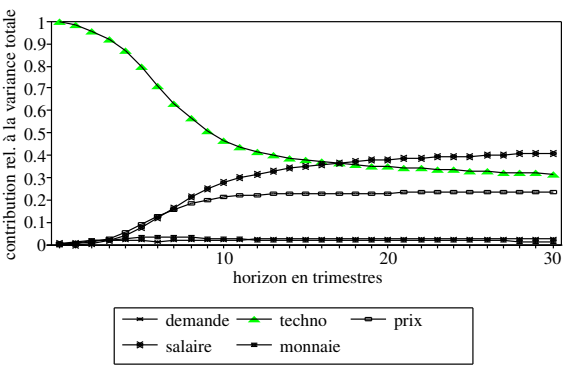


FIGURE 2.51 : Décomposition de la variance des prix (système (II))

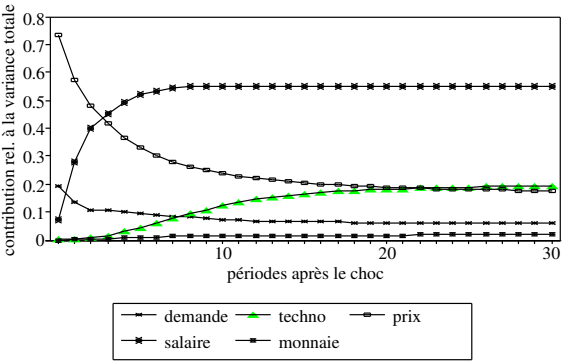


FIGURE 2.52 : Décomposition de la variance des salaires (système (II))

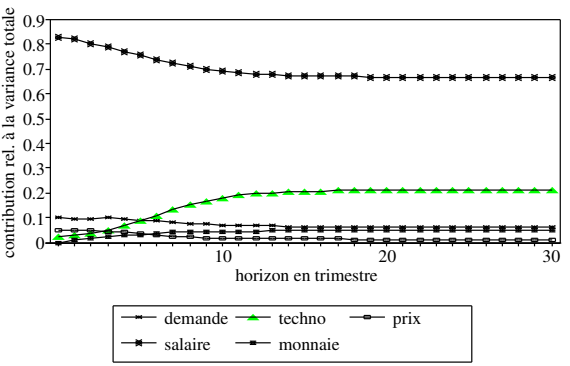
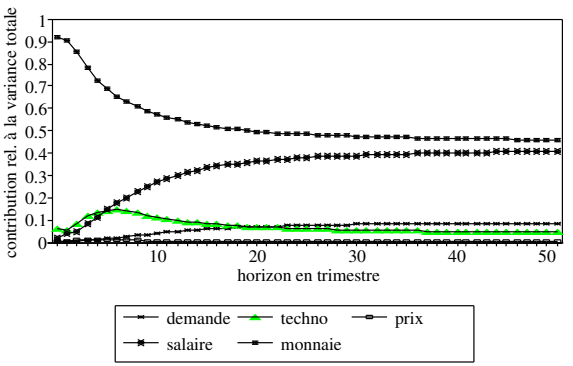


FIGURE 2.53 : Décomposition de la variance de la monnaie (système (II))



2.2.4 Conclusion d'étape

Notre objectif dans cette étude était de juger de l'aptitude du modèle "keynésien" de la synthèse néoclassique avec rigidités nominales à fournir une grille de lecture des fluctuations macroéconomiques françaises depuis 1950. Pour cela, nous avons estimé deux formes semi-réduites, l'une simplifiée et contrainte à long terme et l'autre plus complète et contrainte sur le court terme, dont l'orthogonalisation des innovations s'est faite en cohérence avec les enseignements qualitatifs du modèle théorique.

Dans les deux systèmes estimés, nous retrouvons une interprétation des fluctuations macroéconomiques compatibles avec les faits stylisés de la synthèse néoclassique. Les fluctuations de court terme du produit s'avèrent être expliquées principalement par les chocs de demande, alors que celles des prix ne le sont pas. En outre, les chocs de demande provoquent une variation de sens opposé des prix et du produit – *i.e.* le long de la courbe de demande, alors que les chocs technologiques déplacent dans le même sens les prix et le produit – *i.e.* le long de la courbe d'offre.

2.3 Conclusion

L'ensemble des résultats de ce chapitre préliminaire permet d'établir la non séparation à court terme de la sphère réelle et de la sphère nominale, ainsi que le rôle dominant des rigidités nominales de prix et de salaires dans ce phénomène. Le succès empirique de la courbe de Phillips dans les années soixante n'a pas rendu nécessaire et urgente la construction de fondements microéconomiques solides à ces rigidités nominales. On doit certes noter les travaux fondateurs de Phelps [1972] en la matière, mais ceux-ci n'ont pas trouvé un écho et une intégration suffisante dans les travaux empiriques de l'époque. D'un point de vue théorique, les développements de la modélisation en concurrence imparfaite n'ont pas été intégrés aux modèles de la synthèse néoclassique. Dès lors, l'asymétrie de traitement entre un comportement rationnel des agents et une myopie des marchés dans leur ajustement de prix devaient conduire à la remise en cause théorique conduite par Lucas, dans un contexte économique de stagflation mal intégré par les modèles macroéconométriques d'inspiration keynésienne.

Un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales de prix permet de traiter de manière symétrique les comportements individuels d'offre et de demande et les comportements de fixation de prix et de salaires, et peut ainsi apporter des éléments de réponse aux observations empiriques et aux critiques théoriques que nous venons d'évoquer. C'est pourquoi la construction théorique d'un tel modèle et l'établissement de fondements microéconomiques à la rigidité des prix constituera l'objectif des quatre derniers chapitres de cette thèse.

2.4 Annexe au chapitre deux

2.4.1 Traitement statistique des séries

2.4.1.1 Description de la base de données

Nous disposons de données trimestrielles françaises sur la période 1946:1-1989:4. Cette base de données trimestrielles longues, dont la description et la construction est détaillée par Laroque, Ralle, Salanié, and Toujas-Bernate [1990], est principalement tirée des comptes trimestriels de la nation. Les séries sont corrigées des variations saisonnières et corrigées au deuxième trimestre de 1968. Nous nous restreignons à la période 1950:1-1989:3. Nous utilisons les séries suivantes :

- Y : PIB marchand, en millions de francs 1980,
- P : prix du PIB marchand, base 100 en 1980,
- W : salaire brut trimestriel par tête sur le même champ, en milliers de francs courants,
- POP : population active totale (y compris contingent), en milliers et en fin de trimestre,
- $DEFM$: demandes d'emploi en fin de mois, en milliers et en moyenne sur le trimestre,
- M : masse monétaire $M2$, en milliards de francs courants.

Le taux de chômage est alors construit comme le rapport $\frac{DEFM}{POP}$.

2.4.1.2 Tests de stationnarité

Nous procédons à la méthodologie séquentielle usuelle de test de la présence d'une racine unitaire[46], en considérant dans un premier temps une équation du type "Dickey-Fuller Augmenté", marche aléatoire avec dérive quadratique :

$$(1-L)\overline{X}_t = (\rho-1)\overline{X}_{t-1}+c_1+c_2t+B(L)(1-L)\overline{X}_{t-1}+\varepsilon_{1,t} \quad (2.50)$$

où $B(L)$ est un polynôme de retards sans constante, dont le degré est le plus petit assurant la blancheur des résidus ε (test de χ^2 à 5% sur la statistique Q de Box-Pierce sous l'hypothèse nulle $\rho = 1$).

Dans un second temps, nous considérons une marche aléatoire avec dérive :

$$(1 - L)\overline{X}_t = (\rho - 1)\overline{X}_{t-1} + c_1 + B(L)(1 - L)\overline{X}_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \quad (2.51)$$

et dans un troisième temps une marche aléatoire pure :

$$(1 - L)\overline{X}_t = (\rho - 1)\overline{0}_{t-1} + B(L)(1 - L)\overline{X}_{t-1} + \varepsilon_{3,t} \quad (2.52)$$

46. Voir Hénin and Jobert [1991] et Jobert [1992]. Nous remercions Thomas Jobert dont nous avons utilisé la procédure `@RACUN` sous `RATS` de tests de racine unitaire.

Lorsque $\overline{X}_{t-1}$ n'est pas significative dans l'équation (cas de non stationnarité de la variable $\overline{X}$), on estime alors

$$(1-L)\overline{X}_t = c_1 + c_2 t + \varepsilon_{4,t} \tag{2.53}$$

et

$$(1-L)\overline{X}_t = c_1 + \varepsilon_{5,t} \tag{2.54}$$

Les tests se font sous l'hypothèse nulle que la série considérée possède une racine unitaire. Les statistiques des tests sont données par Fuller [1976] et Dickey and Fuller [1981]. Les séries sont étudiées sur la période 1950-1989. Nous avons vérifié que les conclusions quant à la stationnarité des séries étaient conservées sur la période d'estimation du système (I) (1970-1989).

Nous testons d'abord $I(1)$ contre $I(0)$ (intégration d'ordre un contre stationnarité), avec $\overline{X} \in \{\log(Y), U, \log(P), \log(W), \log(M)\}$, puis $I(2)$ contre $I(1)$ (intégration d'ordre un contre intégration d'ordre deux), avec $X \in \{(1-L)\log(Y), (1-L)U, (1-L)\log(P), (1-L)\log(W), (1-L)\log(M)\}$. Les valeurs des statistiques des tests sont présentées dans les tableaux 2.15 et 2.16. Les résultats des équations (2.53) et (2.54) sont omis pour les tests $I(2)$ contre $I(1)$, dans la mesure où aucune des variables n'est intégrée d'ordre deux.

L'intégration d'ordre un ne peut être rejetée pour aucune des séries considérées. En revanche, on accepte toujours $I(1)$ contre $I(2)$. Ainsi, le produit suit une marche aléatoire avec dérive quadratique[47] $(I(1)+c_1+c_2t)$, le taux de chômage suit une marche aléatoire pure $(I(1))$, les prix suivent une marche aléatoire avec dérive $(I(1)+c_1)$, les salaires nominaux également $(I(1)+c_1)$ et la masse monétaire suit une marche aléatoire avec dérive quadratique $(I(1)+c_1+c_2t)$.

2.4.1.3 Le filtre d'Hodrick-Prescott

Le filtre proposé par Hodrick and Prescott [1980] permet d'éliminer des séries les mouvements de basse fréquence, y compris ceux inclus dans la composante stationnaire. Pour une variable x donnée, le filtre détermine la composante de croissance x^{HP} qui minimise la somme des carrés des écarts à la série prise en logarithme (sauf pour les variables de taux) x^B sous la contrainte que la somme

47. Notre objectif n'est pas ici d'entrer dans le débat sur la puissance des tests de racine unitaire et sur les meilleures stratégies de tests (voir à ce titre l'analyse critique de Cochrane [1991]). Si nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle $I(1)$ sur cet échantillon, il est cependant possible que d'autres tests puissent conduire à ne pas rejeter une autre hypothèse nulle. A ce titre, Mathis and Reichlin [1992] sont amenés à considérer le produit $I(2)$ sur la même base de données. Doz and Malgrange [1992] utilisent cette même base et proposent, en utilisant la méthode de Johansen, une estimation d'un système réel à cinq variables et d'un système réel-nominal à neuf variables.

TABLEAU 2.15 : Test $I(1)$ contre $I(0)$

série	équation	Stat de c_1	Stat de c_2	Stat de $(\rho - 1)$
$\log(Y)$	(2.50)	-.057	-.92	.22
$\log(Y)$	(2.51)	4.06	-	-3.59
$\log(Y)$	(2.52)	-	-	7.84
$\log(Y)$	(2.53)	7.77	-3.7	-
$\log(Y)$	(2.54)	8.13	-	-
U	(2.50)	-.98	2.25	-1.73
U	(2.51)	1.03	-	.45
U	(2.52)	-	-	1.68
U	(2.53)	-.29	1.50	-
U	(2.54)	1.93	-	-
$\log(P)$	(2.50)	1.75	1.71	-1.63
$\log(P)$	(2.51)	.37	-	.3
$\log(P)$	(2.52)	-	-	3.38
$\log(P)$	(2.53)	2.01	.61	-
$\log(P)$	(2.54)	3.39	-	-
$\log(W)$	(2.50)	.23	1.86	
$\log(W)$	(2.51)	3.39	-	-.67
$\log(W)$	(2.52)	-	-	1.88
$\log(W)$	(2.53)	3.04	-.49	-
$\log(W)$	(2.54)	3.86	-	-
$\log(M)$	(2.50)	-1.21	-1.96	1.78
$\log(M)$	(2.51)	5.94	-	-3.13
$\log(M)$	(2.52)	-	-	5.06
$\log(M)$	(2.53)	7.46	-3.24	-
$\log(M)$	(2.54)	7.33	-	-

TABLEAU 2.16 : Test $I(2)$ contre $I(1)$

série	équation	stat de c_1	stat de c_2	stat de $(\rho - 1)$
$(1-L)\log(Y)$	(2.50)	3	-2.06	-3.48
$(1-L)\log(Y)$	(2.51)	2.44	-	-2.79
$(1-L)\log(Y)$	(2.52)	-	-	-1.35
$(1-L)U$	(2.50)	-.35	1.58	-5.89
$(1-L)U$	(2.51)	2.00	-	-5.66
$(1-L)U$	(2.52)	-	-	-5.24
$(1-L)\log(P)$	(2.50)	2.17	.43	-4.31
$(1-L)\log(P)$	(2.51)	3.42	-	-4.3
$(1-L)\log(P)$	(2.52)	-	-	-2.52
$(1-L)\log(W)$	(2.50)	3.14	-.52	-4.61
$(1-L)\log(W)$	(2.51)	3.91	-	-4.59
$(1-L)\log(W)$	(2.52)	-	-	-2.32
$(1-L)\log(M)$	(2.50)	4.77	-2.33	-5.5
$(1-L)\log(M)$	(2.51)	4.64	-	-4.9
$(1-L)\log(M)$	(2.52)	-	-	-1.95

des carrés des différences secondes soit inférieure à une certaine valeur μ, soit

$$\min_{\{x_y^{HP}\}_{t=1}^{T}} \sum_{t=1}^{T} \left(x_t^B - x_t^{HP}\right)^2$$

sous la contrainte

$$\sum_{t=2}^{T-1} \left(\left(x_{t+1}^{HP} - x_t^{HP}\right) - \left(x_t^{HP} - x_{t-1}^{HP}\right)\right)^2 \leq \mu$$

Plus μ est choisi faible et plus la composante de croissance sera lisse, un choix de μ égal à zéro correspondant à la droite des moindres carrés. Comme le note Prescott [1986], μ est choisi pour chaque série (sur données trimestrielles) de manière à ce que le multiplicateur λ associé à la contrainte soit égal à 1600. Le programme effectivement résolu pour extraire la composante tendancielle d'une série x est alors :

$$\min_{\{x_t^{HP}\}_{t=1}^{T}} \sum_{t=1}^{T} \Big[\left(x_t^B - x_t^{HP}\right)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left(\left(x_{t+1}^{HP} - x_t^{HP}\right) - \left(x_t^{HP} - x_{t-1}^{HP}\right)\right)^2 \Big]$$

avec $\lambda = 1600$. La composante cyclique $\widehat{x}^{HP}$ est alors donnée par l'équation :

$$\widehat{x}^{HP} = x_t^B - x_t^{HP}$$

King and Rebelo [1989] ont mis en évidence les propriétés spectrales du filtre de Hodrick-Prescott et ont montré que ce filtre éliminait les basses fréquences des séries. Prescott [1986] montre que les fréquences supérieures à 32 trimestres sont éliminées pour $\lambda = 1600$. En outre, comme le notent Hodrick and Prescott [1980][48], si $\Delta^2 x_t^{HP}$ (la série des différences secondes de x_t^{HP}) et $\widehat{x}_t^{HP}$ sont distribuées indépendamment et suivant des lois normales d'espérance nulle, le programme de minimisation ci-dessus revient à calculer l'espérance conditionnelle de x^{HP} connaissant x^B, lorsque λ est égal au rapport des variances de x_t^{HP} et $\widehat{x}_t^{HP}$. Si l'on accepte des variations cycliques jusqu'à 5% de la valeur de la série brute par trimestre et des changements dans le taux de croissance jusqu'à 1/8% par trimestre, on obtient :

$$\lambda = \frac{5^2}{(1/8)^2} = 1600$$

48. Nous reprenons ici Danthine [1988]

2.4.2 Calcul de la distribution empirique des coefficients de l'estimation

Les coefficients de la forme *MA* structurelle, qui sont utilisés pour le calcul des réponses aux chocs et des décompositions de variance, sont eux-mêmes des combinaisons non linéaires des coefficients de la forme *MA* estimée. Si les coefficients de la forme *MA* estimée sont distribués selon des lois standards (Student), ce n'est pas le cas de ceux de la forme *MA* structurelle. Nous utilisons donc une technique de *bootstrap* pour obtenir une distribution empirique de ces coefficients. Cette méthode de rééchantillonage repose sur la propriété de convergence de la distribution empirique des résidus vers leur distribution théorique. Des tirages indépendants dans ces résidus estimés seront alors considérés comme des tirages dans la vraie loi.

On estime ainsi le *VAR* par les *MCO* et on conserve les résidus de cette estimation. On applique alors n fois une permutation à cette matrice de résidus, et l'on réestime à chaque fois l'ensemble du modèle. En particulier, on procède à une nouvelle résolution du système d'orthogonalisation à chaque tirage, système non linéaire résolu numériquement de manière approchée. Il s'avère que la résolution de ce système est assez sensible aux conditions initiales d'amorçage de l'algorithme de résolution (`fsolve` de `MATLAB`). Dès lors, la matrice de passage des résidus estimés aux résidus structurels varie sensiblement d'un tirage à l'autre. Dans la mesure où cette matrice sert au calcul de la forme *MA*, puis des réponses aux chocs et des décompositions de variance, l'imprécision statistique, liée notamment au nombre réduit de tirages[49], s'augmente d'une imprécision numérique.

Il s'avère alors que certaines réponses ou décompositions de variance sont à certains pas en dehors de l'intervalle de confiance à 5%.

Blanchard and Quah [1989] adoptent une présentation qui rend opaque ce problème. Au lieu de donner les bornes supérieure et inférieure à 5% de la distribution empirique des réponses aux chocs, ces auteurs calculent l'écart-type des déviations positives, puis négatives des réponses à la réponse de référence, pour 1000 tirages en *bootstrap*. Les bandes ne sont donc pas symétriques, et l'on remarque sur les graphiques (p*663*) que la réponse de référence est parfois "collée" à l'un des bords de la bande. Cela signifie que l'écart-type de la déviation est nul, donc que la réponse de référence sort de la bande.

Ce problème n'est donc pas spécifiquement lié à notre estimation, et il nous semble qu'il peut être résolu de deux manières alternatives :

- augmenter le nombre de tirages, ce qui pose alors des problèmes de temps et de capacité du matériel informatique,
- utiliser des techniques de Monte-Carlo en posant des hypothèses sur la distribution des paramètres estimés du modèle[50].

49. 500 tirages nécessitent en effet 10 heures de calcul sur un 486 cadencé à 33 MHz.
50. Voir l'application de Cecchetti and Karras [1991] sur ce point.

2.4.3 Réponses aux chocs structurels

Les tableaux 2.17 à 2.25 présentent les fractiles à 2.5% et 97.5% de la distribution des réponses aux chocs de chacun des deux systèmes. $[x_p^{\text{inf}}; x_p^{\text{ref}}; x_p^{\text{sup}}]$ représente, pour le $p^{\text{ième}}$ pas, la réponse de référence (x_p^{ref}) ainsi que la valeur du fractile à 2.5% (x_p^{inf}) et la valeur du fractile à 97.5% (x_p^{sup}).

TABLEAU 2.17 : Réponse du produit aux chocs structurels (système (I))

Horizon	Chocs structurels		
-	demande	technologie	indexation
1	[.20;.50;.56]	[-.57;-.33;-.18]	[-.11;.08;.39]
2	[.09;.52;.49]	[-.70;-.35;-.23]	[-.20;.06;.44]
3	[.03;.47;.43]	[-.85;-.60;-.37]	[-.26;.10;.52]
4	[.01;.35;.35]	[-.93;-.68;-.42]	[-.34;-.00;.59]
5	[.02;.29;.29]	[-1.0;-.75;-.47]	[-.40;-.03;.68]
⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.00;.16;.13]	[-1.33;-1.05;-.58]	[-.54;-.20;.90]
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
50	[-.00;.00;.00]	[-1.59;-1.41;-.64]	[-.66;-.38;1.04]

Tableau 2.18 : Réponse des prix aux chocs structurels (système (*1*))

Horizon	Chocs structurels		
-	demande	technologie	indexation
1	[.03;.14;.43]	[.03;.35;.50]	[-.54;-.28;.00]
2	[.13;.27;.57]	[.20;.56;.69]	[-.67;-.10;.17]
3	[.22;.42;.73]	[.31;.67;.88]	[-.82;-.01;.32]
4	[.28;.52;.83]	[.42;.85;1.02]	[-.95;.10;.45]
5	[.32;.61;.90]	[.49;.99;1.18]	[-1.0;.20;.52]
⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.43;.83;1.14]	[.70;1.52;1.57]	[-1.40;.45;.79]
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.49;1.11;1.29]	[.78;2.13;1.95]	[-1.69;.76;1.01]

TABLEAU 2.19 : Réponse du salaire nominal aux chocs structurels (système (I))

Horizon	Chocs structurels		
-	demande	technologie	indexation
1	[.11;.17;.43]	[.19;.28;.50]	[-.29;.12;.38]
2	[.18;.37;.61]	[.27;.53;.72]	[-.43;.32;.58]
3	[.23;.49;.74]	[.37;.71;.90]	[-.57;.45;.71]
4	[.29;.55;.83]	[.47;.86;1.05]	[-.67;.53;.80]
5	[.33;.60;.92]	[.54;1.0;1.19]	[-.76;.60;.90]
⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.44;.83;1.15]	[.70;1.53;1.58]]	[-1.28;1.15;1.44]
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.49;1.11;1.29]	[.78;2.13;1.95]]	[-1.28;1.15;1.44]

Tableau 2.20 : Réponse du salaire réel aux chocs structurels (système (*I*))

Horizon	Chocs structurels		
-	demande	technologie	indexation
1	[-.14;.03;.21]	[-.18;-.07;.26]	[.37;.41;.38]
2	[-.10;.10;.20]	[-.15;-.02;.27]	[.34;.42;.40]
3	[-.09;.06;.15]	[-.15;.03;.22]	[.26;.46;.40]
4	[-.07;.02;.09]	[-.10;.00;.15]	[.27;.43;.34]
5	[-.06;-.01;.08]	[-.08;.01;.13]	[.30;.39;.34]
⋮	⋮	⋮	⋮
10	[-.02;.00;.03]	[-.03;.00;.05]	[.28;.39;.35]
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
50	[-.00;.00;.00]	[-.00;-.00;.00]	[.28;.39;.35]

Tableau 2.21 : Réponse du produit aux chocs structurels (système (*II*))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[.61;.70;.75]	[-.00;.05;.12]	[-.42;-.35;-.34]	[-.21;-.11;-.14]	[-.00;-.00;.00]
2	[.48;.61;.81]	[.03;.09;.33]	[-.58;-.36;-.30]	[-.34;-.04;-.08]	[-.03;.10;.20]
3	[.39;.60;.82]	[-.03;.30;.36]	[-.68;-.47;-.30]	[-.44;-.10;-.09]	[-.04;.19;.30]
4	[.31;.62;.80]	[-.10;.23;.35]	[-.76;-.54;-.33]	[-.54;-.22;-.12]	[-.04;.26;.38]
5	[.27;.60;.79]	[-.17;.18;.36]	[-.81;-.62;-.35]	[-.61;-.33;-.16]	[-.05;.27;.43]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.17;.50;.72]	[-.44;.23;.32]	[-.87;-.73;-.34]	[-.75;-.52;-.20]	[-.09;.25;.48]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.00;.58;.73]	[-.96;.39;.33]	[-.92;-.67;-.31]	[-.92;-.46;-.19]	[-.19;.25;.48]

TABLEAU 2.22 : Réponse du chômage aux chocs structurels (système (II))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[-.03;-.00;-.00]	[-.14;-.11;-.11]	[.00;.00;.01]	[.00;.00;.00]	[-.00;-.00;.00]
2	[-.04;-.01;.01]	[-.17;-.16;-.13]	[.00;.01;.04]	[-.02;.00;.02]	[-.02;-.01;.01]
3	[-.05;-.03;.02]	[-.19;-.18;-.12]	[.00;.01;.07]	[-.02;.01;.03]	[-.04;-.02;.01]
4	[-.05;-.02;.04]	[-.19;-.17;-.11]	[.01;.04;.09]	[-.01;.03;.05]	[-.06;-.03;.01]
5	[-.05;-.01;.05]	[-.19;-.15;-.09]	[.02;.07;.11]	[-.01;.06;.07]	[-.07;-.03;.01]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[-.01;.04;.09]	[-.13;-.09;-.01]	[.03;.12;.13]	[.01;.15;.13]	[-.09;-.02;.02]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.02;.04;.15]	[-.09;-.12;.11]	[.03;.11;.15]	[.03;.16;.19]	[-.09;-.02;.04]

TABLEAU 2.23 : Réponse des prix aux chocs structurels (système (II))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[.37;.36;.59]	[-.17;-.03;.07]	[.69;.71;.84]	[.29;.22;.42]	[-.00;.00;.00]
2	[.36;.35;.80]	[-.27;-.08;.21]	[.71;.76;1.07]	[.50;.69;.83]	[-.15;.09;.12]
3	[.36;.46;.97]	[-.42;-.14;.28]	[.68;.99;1.22]	[.67;1.09;1.13]	[-.23;.09;.20]
4	[.35;.61;1.11]	[-.48;-.32;.36]	[.68;1.13;1.31]	[.80;1.39;1.36]	[-.29;.15;.27]
5	[.38;.65;1.20]	[-.53;-.49;.44]	[.65;1.16;1.41]	[.84;1.64;1.47]	[-.30;.20;.33]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.39;.63;1.47]	[-.77;-1.16;.84]	[.55;1.09;1.59]	[.87;1.96;1.75]	[-.39;.36;.56]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.40;.64;1.88]	[-.85;-1.28;1.89]	[.47;1.08;1.7]	[.91;2.06;2.10]	[-.50;.40;.70]

TABLEAU 2.24 : Réponse des salaires aux chocs structurels (système (*II*))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[.29;.26;.54]	[-.19;-.12;.09]	[.17;.18;.31]	[.85;.74;1.02]	[-.00;.00;.00]
2	[.31;.44;.78]	[-.28;-.24;.25]	[.09;.32;.49]	[1.08;1.35;1.43]	[-.13;.18;.20]
3	[.28;.64;.96]	[-.40;-.39;.35]	[.02;.47;.59]	[1.23;1.79;1.71]	[-.17;.28;.37]
4	[.26;.74;1.11]	[-.51;-.60;.40]	[-.03;.47;.67]	[1.27;2.07;1.86]	[-.15;.41;.48]
5	[.25;.77;1.21]	[-.63;-.82;.43]	[-.07;.43;.74]	[1.30;2.25;1.96]	[-.16;.50;.60]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.26;.68;1.36]	[-.89;-1.53;.75]	[-.20;.21;.91]	[1.33;2.39;2.22]	[-.21;.69;.81]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.28;.78;1.79]	[-.92;-1.48;1.64]	[-.21;.28;1.02]	[1.37;2.58;2.57]	[-.31;.74;.90]

TABLEAU 2.25 : Réponse de la monnaie aux chocs structurels (système (*II*))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[-.05;.00;.14]	[-.31;-.24;-.08]	[-.08;.06;.12]	[.11;.14;.38]	[.90;.95;1.06]
2	[-.13;.07;.29]	[-.55;-.23;-.10]	[-.18;-.06;.21]	[.18;.24;.61]	[.89;1.03;1.26]
3	[-.15;.14;.45]	[-.74;-.46;-.18]	[-.23;-.16;.32]	[.23;.34;.80]	[.89;1.20;1.40]
4	[-.20;.17;.52]	[-.90;-.65;-.25]	[-.26;-.20;.42]	[.26;.58;.94]	[.91;1.29;1.54]
5	[-.23;.22;.61]	[-1.02;-.73;-.23]	[-.26;-.21;.51]	[.30;.74;1.03]	[.85;1.37;1.62]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[-.13;.55;.89]	[-1.19;-.61;.16]	[-.26;-.03;.76]	[.38;1.35;1.33]	[.77;1.57;1.78]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[-.00;.77;1.38]	[-1.08;-.47;1.17]	[-.23;.05;.92]	[.50;1.66;1.73]	[.66;1.68;1.91]

2.5 Décomposition de variance

Les tableaux 2.26 à 2.33 présentent les fractiles à 2.5% et 97.5% de la distribution des décompositions de variance de chacun des deux systèmes. $[x_p^{\text{inf}}; x_p^{\text{ref}}; x_p^{\text{sup}}]$ représente, pour le $p^{\text{ième}}$ pas, la valeur de référence (x_p^{ref}) ainsi que la valeur du fractile à 2.5% (x_p^{inf}) et la valeur du fractile à 97.5% (x_p^{sup})

TABLEAU 2.26 : Décomposition de la variance du produit (système (I))

Horizon	Chocs structurels		
-	demande	technologie	indexation
1	[.11;.67;.84]	[.07;.30;.79]	[.00;.02;.39]
2	[.07;.67;.72]	[.10;.30;.84]	[.00;.01;.39]
3	[.05;.54;.59]	[.18;.43;.88]	[.00;.01;.41]
4	[.03;.44;.48]	[.26;.54;.90]	[.00;.01;.44]
5	[.03;.36;.39]	[.34;.62;.92]	[.00;.00;.46]
⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.01;.16;.17]	[.41;.82;.96]	[.00;.01;.51]
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.00;.01;.02]	[.43;.92;.99]	[.00;.05;.54]

TABLEAU 2.27 : Décomposition de la variance des prix (système (*I*))

Horizon	Chocs structurels		
-	demande	technologie	indexation
1	[.00;.08;.61]	[.00;.55;.81]	[.00;.35;.92]
2	[.03;.14;.61]	[.05;.70;.81]	[.00;.14;.82]
3	[.05;.21;.59]	[.10;.70;.84]	[.00;.07;.75]
4	[.06;.24;.58]	[.11;.71;.83]	[.00;.04;.69]
5	[.07;.25;.56]	[.12;.71;.83]	[.00;.03;.66]
⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.06;.23;.52]	[.16;.71;.85]	[.00;.05;.61]
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.06;.19;.54]	[.18;.71;.86]	[.00;.08;.59]

TABLEAU 2.28 : Décomposition de la variances des salaires nominaux (système (I))

Horizon	Chocs structurels		
-	demande	technologie	indexation
1	[.05;.23;.70]	[.13;.64;.86]	[.00;.12;.52]
2	[.08;.26;.65]	[.14;.55;.86]	[.00;.18;.52]
3	[.08;.25;.63]	[.17;.54;.85]	[.00;.19;.51]
4	[.08;.24;.60]	[.20;.54;.86]	[.00;.20;.51]
5	[.08;.23;.58]	[.21;.56;.87]	[.00;.20;.52]
⋮	⋮	⋮	⋮
10	[.07;.19;.52]	[.21;.60;.88]	[.00;.19;.54]
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
50	[.07;.17;.51]	[.20;.63;.88]	[.00;.18;.54]

TABLEAU 2.29 : Décomposition de la variance du produit (système (II))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[65;77;77]	[00;00;02]	[03;28;56]	[03;01;07]	[00;00;00]
2	[54;74;75]	[00;01;08]	[18;20;27]	[02;01;10]	[00;01;03]
3	[46;65;72]	[00;05;12]	[15;22;32]	[02;01;14]	[00;02;06]
4	[39;59;70]	[00;05;12]	[16;25;39]	[02;02;18]	[00;04;08]
5	[32;53;67]	[00;05;12]	[16;28;43]	[02;04;21]	[00;05;10]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[28;47;64]	[00;03;14]	[17;31;48]	[04;14;33]	[00;05;17]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[16;33;59]	[00;10;39]	[12;38;59]	[04;17;49]	[00;05;20]

Tableau 2.30 : Décomposition de la variance du chômage (système (II))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[00;00;05]	[91;99;99]	[00;00;01]	[00;00;00]	[00;00;00]
2	[00;00;06]	[88;98;99]	[00;00;06]	[00;00;01]	[00;00;01]
3	[00;02;06]	[82;95;98]	[00;00;10]	[00;00;02]	[00;01;03]
4	[00;02;07]	[76;91;96]	[00;02;15]	[00;01;04]	[00;02;06]
5	[00;01;08]	[68;86;95]	[00;05;21]	[00;03;07]	[00;02;08]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[00;01;14]	[38;50;86]	[03;19;37]	[00;24;23]	[00;02;18]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[02;02;37]	[06;29;46]	[09;23;47]	[04;42;54]	[00;01;30]

Tableau 2.31 : Décomposition de la variance des prix (système (II))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[16;19;33]	[00;00;03]	[51;73;69]	[09;07;17]	[00;00;00]
2	[12;13;35]	[00;00;03]	[42;57;63]	[14;27;31]	[00;00;01]
3	[09;10;36]	[00;00;05]	[35;47;60]	[18;40;41]	[00;00;01]
4	[08;10;36]	[00;01;06]	[29;41;57]	[20;45;47]	[00;00;02]
5	[07;09;38]	[00;03;06]	[26;36;55]	[21;49;51]	[00;00;02]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[06;07;42]	[00;10;11]	[17;25;52]	[21;54;61]	[00;01;04]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[04;05;47]	[00;20;32]	[06;16;47]	[17;55;64]	[00;02;07]

TABLEAU 2.32 : Décomposition de la variance des salaires (système (*II*))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[08;10;24]	[00;02;03]	[02;05;09]	[69;82;83]	[00;00;00]
2	[06;09;26]	[00;02;03]	[01;04;10]	[67;82;86]	[00;01;01]
3	[05;09;27]	[00;03;04]	[00;05;11]	[64;80;88]	[00;01;02]
4	[04;09;29]	[00;04;05]	[00;04;11]	[62;78;89]	[00;02;04]
5	[03;09;31]	[00;06;06]	[00;04;11]	[60;77;89]	[00;02;05]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[02;07;35]	[00;16;12]	[00;01;14]	[52;69;90]	[00;04;10]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[02;06;40]	[00;21;30]	[00;00;17]	[39;66;87]	[00;05;11]

TABLEAU 2.33 : Décomposition de la variance de la monnaie (système (*II*))

Horizon	Chocs structurels				
-	demande	technologie	prix	salaires	monnaie
1	[00;00;02]	[00;05;08]	[00;00;01]	[01;02;12]	[81;91;94]
2	[00;00;04]	[00;05;14]	[00;00;02]	[02;03;19]	[71;90;92]
3	[00;00;07]	[01;08;19]	[00;00;03]	[02;05;24]	[63;85;88]
4	[00;00;08]	[02;11;23]	[00;01;04]	[03;08;28]	[57;78;86]
5	[00;01;10]	[02;13;26]	[00;01;06]	[03;11;30]	[52;72;84]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10	[00;03;16]	[01;12;31]	[00;00;12]	[05;24;41]	[39;58;81]
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
50	[00;08;30]	[01;04;33]	[00;00;16]	[08;40;52]	[19;46;71]

Première partie

Equilibres de concurrence monopolistique et rigidités nominales de prix

La volonté de proposer une modélisation explicite des comportements de prix nécessite l'abandon de la fiction du commissaire-priseur walrasien. Notre travail doit donc nécessairement se placer dans un cadre de concurrence imparfaite sur le marché des biens. Parce que nous souhaitons également donner un fondement théorique à la présence de rigidités nominales de prix, il nous est nécessaire d'augmenter le modèle d'une hypothèse permettant de rendre compte d'ajustements imparfaits des prix.

Cette partie se propose de montrer que le modèle de concurrence monopolistique constitue un cadre de référence de la macroéconomie keynésienne, et qu'il permet une introduction satisfaisante des rigidités nominales de prix sous l'hypothèse de faibles coûts d'ajustement. Il permet alors de retrouver certains des résultats obtenus par la théorie des équilibres non-walrasiens dans le régime de chômage keynésien.

Nous proposons dans le chapitre deux un examen détaillé du modèle de concurrence monopolistique et de ses liens avec la théorie des équilibres à prix fixes. Nous reprenons à ce titre les travaux fondateurs de Benassy. Nous mettons alors en évidence les insuffisances de ce modèle en l'absence de rigidités nominales, et portons un regard critique sur un courant de la littérature attaché à l'étude des effets multiplicateurs dans ce modèle. Nous proposons également une mise en évidence empirique de la présence de rigidités nominales dans ce modèle, en y adjoignant une boucle prix-salaires à anticipations rationnelles et en proposant l'estimation d'une forme réduite sur données françaises.

Le chapitre trois propose une mise en perspective des propriétés du modèle de concurrence monopolistique à la lumière de la littérature récente sur les défauts de coordination, et montre que les effets macroéconomiques des rigidités nominales de prix sont liés à ces problèmes de coordination. Après avoir établi que la présence de défauts de coordination constitue l'un des fondements de la macroéconomie d'inspiration keynésienne depuis la Théorie Générale, nous montrons que ces phénomènes sont effectivement présents dans le modèle de concurrence monopolistique étudié dans le chapitre deux. Nous établissons alors que l'introduction de faibles coûts d'ajustement de prix joue le rôle de mécanisme coordinateur à la suite d'un choc de demande. Nous proposons également une extension du modèle de référence qui, en introduisant des zones de rendements croissants, conduit à une multiplicité d'équilibres. La présence de rigidités nominales de prix est à ce titre déterminante dans les effets de la politique économique conjoncturelle.

Chapitre 3

Le modèle de concurrence monopolistique : un cadre de référence pour la macroéconomie keynésienne

Introduction

La théorie macroéconomique peut-elle s'affranchir du schéma walrasien sans en abandonner la base microéconomique et l'hypothèse de rationalité des comportements individuels ? Benassy [1989b] note que le concept d'équilibre walrasien doit être élargi dans les directions suivantes :

- la prise en compte des comportements de fixation de prix,
- la prise en compte de signaux quantités,
- l'existence de déséquilibres sur certains marchés,
- la réalisation de l'équilibre de court terme par des ajustements de quantités,
- la prise en compte d'anticipations portant sur les prix, mais aussi sur les quantités.

La théorie des équilibres non-walrasiens (ou théorie des équilibres à prix fixes ou théorie du déséquilibre) constitue une extension déterminante du paradigme walrasien. Au delà de Keynes, les fondements de cette théorie sont à rechercher dans les travaux précurseurs de Clower [1965] introduisant l'hypothèse de décision duale et de Leijonhufvud [1968] opposant à l'hypothèse marshallienne d'ajustement par les prix celle keynésienne d'ajustement par les quantités. En reprenant à son compte la distinction faite par Hicks [1965] entre *flex-price method* et *fix-price method*, la théorie des équilibres à prix fixes abandonne l'hypothèse d'un tâtonnement sur les prix ; elle suppose donc que les demandes et les offres ne sont pas nécessairement satisfaites, et qu'un processus de rationnement autoritaire et exogène détermine les quantités finalement échangées. Cette théorie se développe alors selon trois axes de recherche : Drèze [1975] et Grandmont and Laroque [1976] concernant les *D-équilibres*, Barro and Grossman [1971], Grossman [1971] et surtout Benassy [1975], Benassy [1976a], puis Malinvaud [1977] concernant les *K-équilibres*, enfin Younès [1975] et Malinvaud and Younès [1977] qui empruntent une formalisation de théorie des jeux pour développer un concept d'*Equilibre Non Coopératif Fort*. Elle connaît par la suite une extension à des problèmes intertemporels avec anticipations (Malinvaud [1978], Neary and Stiglitz [1983], d'Autume [1980] et d'Autume [1985]) et à l'analyse de la croissance (ouvrage collectif édité par Hénin [1980], Picard [1981] et d'Autume [1985]). Elle fait également l'objet de développements économétriques spécifiques (Sneessens [1981]).

Au delà de la réfutation externe des apports de cette approche –*i.e.* le fait que le soin porté à la dérivation des offres et des demandes ne soit pas étendu à la dynamique des prix (Fischer [1988] et Blanchard and Fischer [1989]), d'Autume [1985] souligne l'inévitable ambiguïté du projet :

> "l'objectif visé au départ, lors de la contestation initiale de la théorie walrasienne, était bien de produire une théorie sans commissaire-priseur, analysant des *processus* ne reposant pas sur l'existence d'un agent coordinateur fictif. Or, la considération d'équilibres non-walrasiens n'est-elle pas la réintroduction d'un

> commissaire-priseur et le tâtonnement sur les prix n'a-t-il pas été remplacé simplement par un tâtonnement sur les signaux en quantité ?" (d'Autume [1985], p*31-32*)

Une première réponse à cette interrogation est pourtant partiellement apportée par Benassy [1976a], Benassy [1976b], Grandmont and Laroque [1976] et Benassy [1977] qui synthétisent deux approches dans le cadre de la théorie de l'équilibre général : la concurrence monopolistique et les équilibres à prix fixes :

> "On appellera équilibre de concurrence monopolistique un *K-équilibre* où aucun monopoliste n'a intérêt à modifier ses prix –*i.e.* une situation où les contraintes qu'il perçoit et les autres informations dont il dispose à ce *K-équilibre* lui font choisir les prix en vigueur." (Benassy [1977], p*521*)

Il est en effet clair que le désir de modéliser les comportements de prix doit passer par une modélisation de l'économie en concurrence imparfaite. A ce titre, le modèle de concurrence monopolistique constitue un cadre approprié à l'analyse macroéconomique :

> "Nous pensons que la concurrence monopolistique doit être une caractéristique centrale d'un modèle keynésien. Dans la tradition néoclassique, les prix sont déterminés par les interactions de court terme entre offre et demande, et la cohérence interne du modèle ne nécessite pas un mécanisme explicite de fixation de prix. Si l'on utilise une méthode à prix fixes, une même cohérence logique du modèle nécessite de spécifier la manière dont les prix varient d'une période sur l'autre. Il est certainement logiquement cohérent de spécifier un processus d'ajustement des prix fonction de l'excès de demande observé à chaque période [...] Nous ne souhaitons pas nous en tenir à une telle spécification dans la mesure où elle tend à réintroduire une sorte de commissaire-priseur. Il est indubitablement plus satisfaisant de supposer dès le départ que les prix sont fixés par des agents appartenant au système, et qu'ils sont révisés d'une période sur l'autre à la lumière de l'information reçue du passé. " (Grandmont and Laroque [1976], p*54*)

L'idée de concurrence monopolistique trouve son origine dans les travaux de Sraffa [1926], Chamberlin [1933] et Robinson [1933]. Comme le remarque Archibald [1987], c'est de la formulation de Chamberlin que l'analyse macroéconomique moderne s'inspire le plus. Les points communs des travaux de Robinson et Chamberlin sont nombreux : prise en compte d'une fonction de demande adressée aux firmes décroissante, de la libre-entrée dans la concurrence sur le marché et de la possibilité d'un équilibre en présence de rendements croissants. Au delà de ces points communs, Chamberlin met l'accent sur l'existence de groupes de firmes (ou secteurs chamberliniens) dont les biens produits sont similaires mais non identiques –*i.e.* non parfaitement substituables. En outre, l'hypothèse d'un grand nombre de firmes et d'une symétrie entre elles est soigneusement posée

pour justifier le comportement Cournot-Nash des concurrents –*i.e.* la non-prise en compte d'interactions stratégiques plus fines propres aux structures oligopolistiques. Ce modèle constitue alors une extension importante de la concurrence imparfaite à des biens non homogènes, par opposition aux travaux fondateurs de la concurrence imparfaite de Cournot [1838], Bertrand [1883] et Edgeworth [1897]. Cette approche par la différenciation des produits utilise souvent en macroéconomie l'approche *CES* de Dixit and Stiglitz [1977], par opposition à l'approche spatiale de Salop [1979].

L'ensemble de ces travaux fondateurs est cependant intégré à un cadre marshallien d'équilibre partiel, et il faut attendre Negishi [1961] pour que soit proposée une extension à la concurrence monopolistique de l'équilibre général walrasien. Cette extension semblait déjà nécessaire pour Triffin [1940], lorsque celui-ci notait que

> "le vin nouveau de la concurrence monopolistique ne doit pas être versé dans les vieilles outres d'une méthodologie d'équilibre partiel." (Triffin [1940], p*89*)[1]

Dans la formalisation de Negishi reprise par Benassy [1977], chaque firme perçoit une courbe de demande *subjective*, dont la seule condition de cohérence est qu'elle passe par le point observé par la firme dans le plan prix-quantités. Comme le note Benassy,

> "c'est la "fameuse" courbe de demande perçue qui donne la quantité de bien que le monopole espère être capable de vendre [...] en fonction du prix qu'il va fixer. Cette courbe n'est pas donnée (comme cela serait le cas si le monopole connaissait la "vraie" courbe de demande), mais sera ajustée par le monopole en fonction de son information." (Benassy [1976b], p*74*)

L'appréciation critique de Nikaido [1975] concernant l'arbitraire de ces courbes de demande perçue conduit au concept de courbe de demande objective, où la demande est dérivée explicitement du comportement maximisateur des ménages consommateurs de biens. L'utilisation de courbes de demande objective suppose donc que chaque fixeur de prix possède une connaissance complète du modèle de l'économie. Benassy [1988] propose alors la résolution d'un modèle de concurrence imparfaite, résolution qui utilise comme étape intermédiaire un concept d'équilibre à prix fixes. Outre la rigueur de sa démonstration, cette résolution permet de montrer l'analogie formelle entre l'équilibre de concurrence monopolistique et un équilibre à prix fixes dans une configuration de chômage keynésien.

Le modèle de Weitzman [1982] constitue une référence importante dans l'élaboration de modèles macroéconomiques de concurrence monopolistique et différenciation des produits *à la* Dixit and Stiglitz [1977]. Cette formalisation est reprise par la suite, notamment par Weitzman [1985], Kiyotaki [1985] Blanchard

1. Nous empruntons cette citation à Negishi [1987].

and Kiyotaki [1987] et Sneessens [1987]. La résolution de ces modèles n'utilise pas explicitement ce concept de courbe de demande objective, et repose sur une formalisation moins claire que celle de Benassy du jeu entre les agents.

Il nous semble que les travaux de Benassy permettent de montrer la continuité entre la théorie des équilibres à prix fixes et l'approche de la *nouvelle économie keynésienne* utilisant comme point d'ancrage le modèle de concurrence monopolistique. Parce que le courant des équilibres non-walrasiens manquait d'une théorie de la détermination des prix, il est devenu nécessaire d'examiner la prise en compte des comportements de prix en concurrence imparfaite. Cependant nous montrons dans ce chapitre que le modèle de concurrence monopolistique ne suffit pas à fonder microéconomiquement la macroéconomie keynésienne, car ce modèle demeure intrinsèquement un modèle dichotomique.

Nous nous proposons de montrer dans ce chapitre que les enseignements macroéconomiques des modèles à prix fixes, plus particulièrement en régime de chômage keynésien, sont *potentiellement* présents dans un modèle de concurrence monopolistique, mais qu'il convient d'adjoindre au modèle de concurrence monopolistique une théorie de la rigidité nominale des prix pour retrouver des résultats véritablement keynésiens.

Dans une première section, nous rappelons les principaux résultats du modèle canonique des équilibres non-walrasiens, et l'illustrons à l'aide du modèle à trois biens proposé par Benassy [1975], Benassy [1976c] et repris par d'Autume [1985]. La résolution d'un modèle de concurrence monopolistique avec courbes de demande objective, telle que l'a développée Benassy [1987], permet alors de considérer le régime de chômage keynésien comme le lieu des équilibres de concurrence monopolistique. Nous vérifions cette coïncidence pour une forme spécifiée du modèle.

Ce résultat suffit à révéler l'intérêt et les limites du modèle de concurrence monopolistique : c'est un modèle dichotomique aux propriétés néoclassiques parce que les prix y sont flexibles, mais il possède potentiellement les propriétés de statique comparative du chômage keynésien si on lui adjoint une théorie de la rigidité des prix. En effet, la résolution d'un modèle à prix fixes, où les prix seraient arbitrairement fixés à leur niveau d'équilibre de concurrence monopolistique, conduit à un régime de chômage keynésien. Ce point de vue est exposé dans la deuxième section, à l'aide d'un modèle de référence reprenant Blanchard and Kiyotaki [1987]. Nous montrerons également qu'une partie de la littérature (Hart [1982], Startz [1989], Mankiw [1988]) a proposé une interprétation discutable, sinon fallacieuse, des mécanismes "multiplicateurs" dans ce modèle.

Au terme de l'analyse théorique de ces deux sections, il apparaît que le modèle de concurrence monopolistique est un modèle utile à la macroéconomie keynésienne parce qu'il permet de donner un fondement microéconomique aux comportements de fixation de prix. C'est cependant un modèle insuffisant à rendre compte des effets réels de la demande agrégée en l'absence de rigidités nominales.

Nous utilisons alors ce modèle pour donner un fondement théorique plus

rigoureux aux tests empiriques du premier chapitre concernant la présence de rigidités nominales, en estimant la forme réduite d'un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales.

Dans le cadre du modèle de référence, nous montrons que l'introduction d'une boucle prix-salaires avec anticipations rationnelles remet en cause l'équivalence impôts directs-impôts indirects. A la différence de tests de rigidités *via* l'étude de la neutralité de la monnaie, test qui supposent l'exogénéité de la masse monétaire, ce test suppose l'exogénéité du barème de l'impôt, hypothèse qui nous semble plus acceptable. En suivant Poterba, Rotemberg, and Summers [1986], nous testons alors la présence de rigidités nominales *via* la non équivalence fiscale à court terme. Ce test complète les résultats du chapitre précédent et confirme la pertinence empirique des rigidités nominales.

3.1 De la théorie des équilibres à prix fixes à la concurrence monopolistique

Nous proposons dans cette section un examen des *K-équilibres* du modèle canonique à trois biens en nous inspirant de d'Autume [1985], puis du lien formel existant entre les concepts de chômage keynésien et d'équilibre de concurrence monopolistique. Ces développements reprennent très largement [2] ceux de Benassy [1989a] et Benassy [1991].

3.1.1 Le cadre du modèle

L'économie est composée de h ménages indicés par i et de n firmes [3] indicées par j. On suppose qu'en concurrence monopolistique, chaque ménage détermine son salaire W_i et chaque firme fixe son prix P_j. On notera $\vec{p} = (P_1, ..., P_n)$ et $\vec{w} = (W_1, ..., W_h)$ les vecteurs de prix et de salaires.

3.1.1.1 Les entreprises

La firme j est la seule à produire le bien j en quantité Y_j et au prix P_j selon la technologie :

$$Y_j \leq F_j(H_j) \tag{3.1}$$

où F_j est strictement concave et où H_j est un indice représentant la quantité de travail utilisée par la firme. Cet indice est fonction des quantités de travail H_{ij} de

2. Nous ne reprenons cependant pas le cadre de modèle à générations imbriquées utilisé par Benassy.

3. Dans l'étude de l'équilibre walrasien et des équilibres à prix fixes, la différentiation des ménages et des firmes n'est pas utile. Nous posons nénmoins le problème de la sorte dans la mesure où cette différentiation sera réintroduite lors de la détermination de l'équilibre de concurrence monopolistique.

chacun des ménages de l'économie, et prend la forme :

$$H_j = \Lambda(H_{1j}, ..., H_{ij}, ..., H_{hj}) \tag{3.2}$$

On suppose que la fonction Λ est homogène de degré un, et que

$$\Lambda(1, ..., 1) = h$$

L'entreprise j maximise son profit Π_j donné par l'expression suivante :

$$\Pi_j = P_j Y_j - \sum_{i=1}^{h} W_i H_{ij} \tag{3.3}$$

Afin d'éclairer la présentation théorique du modèle, nous illustrerons les résultats en prenant la spécification :

$$F_j(H_j) = H_j^{a_j}$$

avec $a_j < 1$.

3.1.1.2 Les ménages

Chaque ménage i dispose de la même dotation en temps H_0 et d'une dotation en monnaie $\overline{M}_i$. Il consomme chaque bien de l'économie en quantité C_{ij} et offre H_i unités de travail au salaire W_i, travail partagé entre l'ensemble des entreprises de l'économie :

$$H_i = \sum_{j=1}^{n} H_{ij}$$

Il consomme la quantité C_{ij} du bien j et son indice de consommation est donné par C_i :

$$C_i = V(C_{i1}, ..., C_{ij}, ..., C_{in}) \tag{3.4}$$

On suppose que la fonction V est homogène de degré un, et que

$$V(1, ..., 1) = n$$

Le ménage exprime enfin une demande de monnaie M_i. Sa fonction d'utilité, séparable et strictement quasi-concave dans chacun de ses arguments est donnée par :

$$U_i = U_i \left(C_i, H_0 - H_i, \frac{M_i}{P} \right) \tag{3.5}$$

où P est un indice de prix vérifiant

$$P = \mathcal{P}(P_1, ..., P_j, ..., P_n) \tag{3.6}$$

On suppose que la fonction $\mathcal{P}$ est homogène de degré un, et que

$$\mathcal{P}(1, ..., 1) = 1$$

On utilisera également l'indice de salaire W vérifiant

$$W = \mathcal{W}(W_1, ..., W_i, ...W_h) \tag{3.7}$$

avec $\mathcal{W}$ homogène de degré un et

$$\mathcal{W}(1, ..., 1) = 1$$

Chaque ménage reçoit enfin une part v_{ij} du profit Π_j de l'entreprise j, et l'on note

$$\Pi_i = \sum_{j=1}^{n} \Pi_{ij}$$

On suppose en outre que l'ensemble des profits des entreprises est redistribué aux ménages :

$$\sum_{i=1}^{h} \Pi_{ij} = \Pi_j$$

soit

$$\sum_{i=1}^{h} v_{ij} = 1$$

La contrainte budgétaire du ménage i s'écrit donc

$$\sum_{j=1}^{n} P_j C_{ij} + M_i \leq W_i H_i + \overline{M}_i + \Pi_i \tag{3.8}$$

Dans les applications du modèle, nous utiliserons la spécification suivante de la fonction d'utilité :

$$U_i \left(C_i, H_0 - H_i, \frac{M_i}{P} \right) = \alpha_i \log C_i + \beta_i \log(H_0 - H_i) + \gamma_i \log \left(\frac{M_i}{P} \right) \tag{3.9}$$

où α_i, β_i et γ_i sont des réels strictement positifs.

3.1.2 Le modèle en concurrence parfaite

L'équilibre walrasien constituant le point de référence des développements de ce chapitre, nous en donnons brièvement les propriétés. Nous supposons que les entreprises et les ménages sont identiques dans leurs préférences, leurs technologies et leurs dotations

$$\begin{array}{rcll} F_j & = & F & \forall j \\ U_i & = & U & \forall i \\ \overline{M}_i & = & \overline{M} & \forall i \end{array}$$

et nous envisageons uniquement les équilibres symétriques dans ce modèle à un seul bien produit. En concurrence parfaite, nous pourrons supposer sans

perte de généralité $h = n = 1$ et raisonner en termes de ménage et de firme représentative.

A prix et salaire donnés, l'entreprise maximise son profit ; son offre de bien Y^s et sa demande de travail H^d sont données par :

$$\begin{aligned} Y^s &= F\left(F'^{-1}\left(\frac{W}{P}\right)\right) \\ H^d &= F'^{-1}\left(\frac{W}{P}\right) \end{aligned}$$

En notant λ le multiplicateur associé à la contrainte budgétaire du ménage, U_e la dérivée de la fonction d'utilité par rapport à son $e^{\text{ième}}$ argument, et en rappelant que U est séparable, nous obtenons les conditions d'optimalité du ménage représentatif :

$$\begin{aligned} U_1 &= \lambda P \\ U_2 &= \lambda W \\ U_3 &= \lambda P \end{aligned}$$

En utilisant la contrainte budgétaire, nous éliminons λ pour obtenir :

$$\begin{aligned} C^d &= C(W, P, \Pi, \overline{M}) \\ H^s &= H(W, P, \Pi, \overline{M}) \\ M^d &= M(W, P, \Pi, \overline{M}) \end{aligned}$$

L'équilibre walrasien de l'économie est alors donné par le quadruplet (Y^w, H^w, P^w, W^w) vérifiant

$$\begin{array}{ccccc} Y^s & = & C^d & = & Y^w \\ H^s & = & H^d & = & H^w \\ \Pi^w & = & PY & - & WH \end{array}$$

Le respect de ces trois égalités entraîne alors l'équilibre du marché de la monnaie, par application de la loi de Walras :

$$M^d = \overline{M} \tag{3.10}$$

On vérifie aisément que les quantités sont indépendantes de l'offre de monnaie $\overline{M}$ et que les prix et les salaires sont des fonctions homogènes de degré un de $\overline{M}$.

En utilisant les spécifications proposées de la technologie et des préférences,

l'équilibre walrasien est donné par :

$$H^w = \frac{a\alpha}{a\alpha+\beta}H_0 \quad (3.11)$$

$$Y^w = (H^w)^a \quad (3.12)$$

$$P^w = \frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{Y^w} \quad (3.13)$$

$$W^w = a(H^w)^{a-1}P^w \quad (3.14)$$

l'équation (3.13) représente une équation quantitative et la monnaie est neutre dans le modèle.

3.1.3 Equilibres à prix fixes du modèle

Nous envisageons successivement les régimes de chômage keynésien, de chômage classique et d'inflation contenue. Dans chacun des cas, nous présentons la formulation générale de l'équilibre, puis son expression dans le modèle spécifié.

3.1.3.1 Situation de chômage keynésien

Nous supposons que la configuration (P, W) est telle que l'économie se situe en excès d'offre généralisé ; les firmes sont contraintes sur leur offre de bien au niveau Y^K et les ménages sur leur offre de travail au niveau H^K.

L'entreprise produit donc le niveau contraint Y^K et sa demande de travail est obtenue en inversant la fonction de production :

$$H^d = F^{-1}(Y^K)$$

Le ménage est contraint sur son offre de travail au niveau H^K et les conditions d'optimalité de son programme contraint sont données par :

$$U_1 = \lambda P$$
$$H^s = H^k$$
$$U_3 = \lambda P$$

En éliminant le multiplicateur λ, nous obtenons :

$$C^d = C(H^K, W, P, \Pi, \overline{M})$$
$$H^s = H^K$$
$$M^d = M(H^K, W, P, \Pi, \overline{M})$$

Une fois déterminé $\Pi = PY^K - WH^K$, l'équilibre non-walrasien de chômage keynésien est alors donné par le quadruplet (Y^K, H^K, P, W), avec

$$Y^K = Y^K(P, W, \overline{M})$$
$$H^K = H^K(P, W, \overline{M})$$

Y^K et H^K sont des fonctions homogènes de degré zéro en $(P, W, \overline{M})$; à P et W fixés, la monnaie a donc un effet réel sur l'économie.

La solution dans le modèle spécifié de l'équilibre à prix fixes en régime de chômage keynésien est donnée par :

$$Y^K = \frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P} \tag{3.15}$$

$$H^K = \left(\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right)^{1/a} \tag{3.16}$$

Nous constatons qu'une hausse de la quantité de monnaie exerce un effet positif sur le produit et l'emploi lorsque le niveau des prix est rigide, et *indépendamment du niveau du salaire nominal*[4]. En d'autres termes, les courbes d'iso-produit ou d'iso-emploi dans le plan (P, W) sont verticales dans la zone de chômage keynésien. A la suite d'un choc sur l'offre de monnaie (ou plus généralement d'un choc de demande agrégée), c'est bien la présence d'une *rigidité nominale de prix*, et les effets de report qu'elle induit sur le marché du travail, qui permet un accroissement du produit et de l'emploi. En chômage keynésien, c'est la rigidité nominale de prix qui permet de fonder l'efficacité des politiques conjoncturelles. La politique monétaire augmente le produit si l'on suppose que les prix sont fixes (prédéterminés) et que les salaires s'ajustent suivant une règle concurrentielle. Elle est inefficace si les salaires sont fixes et si les prix s'ajustent suivant une règle concurrentielle. Nous retrouvons dans ce modèle un argument souvent évoqué par les théoriciens de la *nouvelle macroéconomie keynésienne* quant au rôle central des rigidités nominales de prix et au rôle périphérique des rigidités nominales de salaires.

La situation de chômage keynésien apparaît donc comme une situation où l'analyse de la détermination des prix (dans un modèle de concurrence imparfaite qu'il nous reste à développer) et de leur rigidité s'avère essentielle.

3.1.3.2 Situation de chômage classique

Le ménage est contraint sur son offre de travail au niveau H^C et l'entreprise n'est pas contrainte.

Les conditions d'optimalité de la firme sont les mêmes qu'en équilibre général

4. Ce résultat n'est pas propre à la spécification particulière des fonctions d'utilité que nous avons choisie, mais dépend de manière cruciale de l'hypothèse de redistribution des profits aux ménages. L'introduction d'effets de répartition dans un modèle où les profits iraient à un groupe de capitalistes distincts des travailleurs modifierait ce résultat.

walrasien :

$$\begin{aligned} Y^s &= F\left(F'^{-1}\left(\frac{W}{P}\right)\right) \\ H^d &= F'^{-1}\left(\frac{W}{P}\right) \end{aligned}$$

Les conditions d'optimalité du ménage sont les mêmes qu'en situation de chômage keynésien. En éliminant le multiplicateur λ, nous obtenons :

$$\begin{aligned} C^d &= C(H^C, W, P, \Pi, \overline{M}) \\ H^s &= H^C \\ M^d &= M(H^C, W, P, \Pi, \overline{M}) \end{aligned}$$

Dans la mesure où les entreprises ne sont pas contraintes et où le salaire réel est fixé, l'équilibre de chômage classique est donné par

$$\begin{aligned} Y^C &= F\left(F'^{-1}\left(\frac{W}{P}\right)\right) \\ H^C &= F'^{-1}\left(\frac{W}{P}\right) \end{aligned}$$

Nous vérifions alors que l'offre de monnaie $\overline{M}$ n'intervient pas dans la détermination des quantités réelles.

Dans le modèle spécifié, la solution de l'équilibre à prix fixes en régime de chômage classique est donnée par :

$$Y^C = \left(\frac{1}{a}\right)^{a/(a-1)} \left(\frac{W}{P}\right)^{a/(a-1)} \tag{3.17}$$

$$H^C = \left(\frac{1}{a}\right)^{1/(a-1)} \left(\frac{W}{P}\right)^{1/(a-1)} \tag{3.18}$$

Dans le régime de chômage classique, c'est parce que la rigidité des prix et des salaires nominaux implique une rigidité du salaire réel à un niveau trop élevé qu'il existe du chômage. Si les prix et les salaires nominaux s'ajustent dans un rapport de un pour un à la suite d'un choc monétaire, le produit et l'emploi resteront inchangés. En ce sens, c'est la *rigidité du salaire réel* qui crée la situation de chômage.

3.1.3.3 Situation d'inflation contenue

Ce régime constitue le cas polaire du régime de chômage keynésien. L'économie est en situation d'excès de demande généralisé; le ménage est contraint sur sa demande de bien au niveau C^{IC} et l'entreprise est contrainte sur sa demande de travail au niveau H^{IC}.

L'entreprise utilise un niveau contraint de travail $H^d = H^{IC}$ et son offre de bien est obtenue utilisant la fonction de production :

$$Y^s = F(H^{IC})$$

Le ménage est contraint sur sa demande de bien et ses conditions d'optimalité sont données par

$$\begin{aligned} C^d &= C^{IC} \\ U_2 &= \lambda W \\ U_3 &= \lambda P \end{aligned}$$

soit en éliminant le multiplicateur λ :

$$\begin{aligned} C^d &= C^{IC} \\ H^s &= H(C^{IC}, W, P, \Pi, \overline{M}) \\ M^d &= M(C^{IC}, W, P, \Pi, \overline{M}) \end{aligned}$$

Une fois calculé $\Pi = PY^{IC} - WH^{IC}$, l'équilibre non-walrasien d'inflation contenue est alors donné par le quadruplet (Y^{IC}, H^{IC}, P, W), avec

$$\begin{aligned} Y^{IC} &= Y^{IC}(P, W, \overline{M}) \\ H^{IC} &= H^{IC}(P, W, \overline{M}) \end{aligned}$$

Y^{IC} et H^{IC} sont des fonctions homogènes de degré zéro en $(P, W, \overline{M})$. Tout comme en situation de chômage keynésien, et à la différence du régime classique, à P et W fixés, la monnaie a un effet réel sur l'économie.

Dans le modèle spécifié, la solution de l'équilibre à prix fixes en régime d'inflation contenue est donnée par :

$$Y^{IC} = \left(H_0 - \frac{\beta}{\gamma} \frac{\overline{M}}{W} \right)^a \tag{3.19}$$

$$H^{IC} = H_0 - \frac{\beta}{\gamma} \frac{\overline{M}}{W} \tag{3.20}$$

Dans ce régime, un accroissement de l'offre de monnaie aura un effet négatif sur l'offre de travail et déprimera l'emploi et le produit. A la suite d'un choc nominal, c'est ici la *rigidité du salaire nominal*, et les effets de report qu'elle induit sur le marché des biens qui implique une réduction du produit et de l'emploi.

3.1.3.4 Les domaines de validité des différents régimes

En reprenant les définitions des trois régimes dans le modèle spécifié, il est aisé d'obtenir leurs frontières dans le plan (W, P).

La zone de chômage keynésien est définie par les deux équations

$$\begin{aligned}
\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P} - \left(\frac{1}{a}\right)^{a/(a-1)}\left(\frac{W}{P}\right)^{a/(a-1)} &\leq 0 \quad (Z_1)\\
\left(\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right)^{1/a} - H_0 + \frac{\beta}{\alpha+\beta+\gamma}\left(\frac{P}{W} + \Pi + \frac{\overline{M}}{P}\right) &\leq 0 \quad (Z_2)
\end{aligned}$$

avec

$$\Pi = \frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P} - \frac{W}{P}\left(\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right)^{1/a}$$

La zone de chômage classique est définie par les deux conditions

$$\begin{aligned}
\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P} - \left(\frac{1}{a}\right)^{a/(a-1)}\left(\frac{W}{P}\right)^{a/(a-1)} &\geq 0 \quad (Z_1)\\
\left(\frac{1}{a}\right)^{1/(a-1)}\left(\frac{W}{P}\right)^{1/(a-1)} - H_0 + \frac{\beta}{\gamma}\frac{\overline{M}}{W} &\leq 0 \quad (Z_3)
\end{aligned}$$

Enfin, la zone d'inflation contenue est définie par les deux conditions

$$\begin{aligned}
\left(\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right)^{1/a} - H_0 + \frac{\beta}{\alpha+\beta+\gamma}\left(\frac{P}{W} + \Pi + \frac{\overline{M}}{P}\right) &\geq 0 \quad (Z_2)\\
\left(\frac{1}{a}\right)^{1/(a-1)}\left(\frac{W}{P}\right)^{1/(a-1)} - H_0 + \frac{\beta}{\gamma}\frac{\overline{M}}{W} &\geq 0 \quad (Z_3)
\end{aligned}$$

Le régionnement obtenu ainsi que les courbes d'iso-produit sont présentés sur les figures 3.1 et 3.2, où le point Ew représente l'équilibre général walrasien.

FIGURE 3.1 : Régionnement des équilibres non-walrasiens dans le plan (W, P)

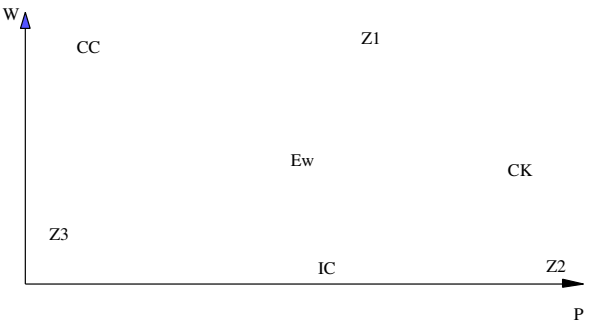
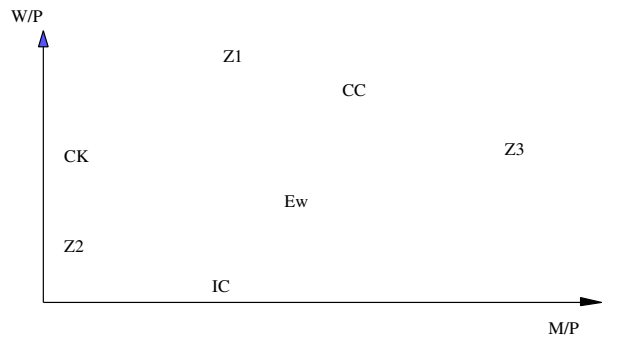


FIGURE 3.2 : Régionnement des équilibres non-walrasiens dans le plan $(W/P, \overline{M}/P)$



3.1.4 Une résolution du modèle en concurrence monopolistique

Nous utilisons les mêmes notations que dans le modèle à prix fixes, en conservant l'hypothèse de symétrie mais en levant l'hypothèse d'agents représentatifs ($h > 1$ et $n > 1$). Cette présentation reprend Benassy [1991].

3.1.4.1 L'introduction de courbes de demande objective

Le concept d'équilibre utilisé pour résoudre le jeu entre les entreprises qui fixent les prix et les ménages qui fixent les salaires est celui d'équilibre de Nash en prix et en salaires, conditionnellement aux courbes de demande objective. Pour construire cet équilibre de Nash, chaque agent doit donc prévoir les conséquences de chaque vecteur de prix et de salaires $(\vec{p}, \vec{w})$. Il doit ainsi prévoir les quantités demandées, offertes et échangées pour tout système de prix $(\vec{p}, \vec{w})$. Le rappel que nous avons fait de la théorie des équilibres à prix fixes nous permet de résoudre partiellement le modèle puisque c'est bien un équilibre à prix fixes que doit résoudre chaque agent au moment de sa décision de prix. En effet, puisque les offreurs sont en situation de monopole, ils choisissent leur prix en fonction de la demande objective qui leur est adressée, et ne rationnent donc jamais quantitativement la demande. Tout excès de demande sur l'offre peut être avantageusement résorbé par le vendeur en position de monopole *via* un accroissement du prix. En revanche, le vendeur est contraint sur ses ventes par le niveau de la demande qui lui est adressée au prix qu'il a fixé. L'économie se trouve ainsi clairement dans une configuration similaire à l'excès d'offre généralisé de la zone de chômage keynésien.

Le problème résolu par chaque monopoleur se décompose en deux étapes :

— à $(\vec{p}, \vec{w})$ donné, chaque agent qui fixe son prix détermine la demande qui s'adresse à lui et sur laquelle il est contraint, et détermine les demandes de consommation ou de facteur travail qu'il exprime. Il détermine ainsi sa demande objective, –*i.e.* la demande qui s'adresse à lui pour toutes les configurations possibles du vecteur de prix $(\vec{p}, \vec{w})$,

— une fois cette demande objective connue, il l'intègre dans son programme et détermine le prix et la quantité vendue qui maximisent son objectif en jouant Nash avec ses concurrents.

Le régime d'excès d'offre généralisé dit de chômage keynésien est ainsi un cadre d'analyse approprié à l'étude d'un modèle macroéconomique d'équilibre général en concurrence imparfaite. Nous retrouvons alors l'analyse de Hart :

> "En concurrence imparfaite, comme avec des prix fixes, les décisions d'un agent ne dépendront pas seulement des prix, mais aussi des transactions réalisées –*i.e.* des quantités. Comme cela a été souligné par Clower [1965], c'est là une caractéristique fondamentale de tout modèle keynésien. En concurrence imparfaite, les contraintes de quantités viennent du fait que, pour un prix donné, il existe une limite à la demande pour le bien en question.

> Une conséquence de ceci est qu'en concurrence imparfaite, un agent souhaitera généralement vendre ou acheter plus au prix en vigueur. Il est néanmoins inadéquat de parler ici de rationnement ou de faire une analogie avec des déséquilibres sur les marchés. C'est plutôt une simple indication qu'en concurrence imparfaite, les agents ne sont pas preneurs de prix." (Hart [1982], p*134*)

3.1.4.2 Résolution du modèle à prix fixes

Nous résolvons le modèle à prix fixes et en excès d'offre généralisé en reprenant les résultats établis plus haut pour le régime de chômage keynésien et en levant l'hypothèse d'agent représentatif. On notera $\overline{Y}_j$ la contrainte de débouchés de la firme j et $\overline{H}_i$ celle du ménage i.

Le programme de la firme j s'écrit

$$\max_{Y_j, \{H_{ij}\}_{i=1}^{h}} \quad P_j Y_j - \sum_{i=1}^{h} W_i H_{ij}$$

$$\text{s.c.} \quad \left\{ \begin{array}{c} F(H_j) \leq Y_j \\ Y_j \leq \overline{Y}_j \end{array} \right.$$

La solution de ce programme est donnée par les fonctions de demande de travail

$$H_{ij}^d = H_{ij}(\overline{Y}_j, \vec{w})$$

Le programme du ménage contraint sur son offre de travail est donné par

$$\max_{\{C_{ij}\}_{j=1}^{n}, H_i, M_i} \quad U(C_i, H_0 - H_i, \tfrac{M_i}{P})$$

$$\text{s.c.} \quad \left\{ \begin{array}{c} \sum_{j=1}^{n} P_j C_{ij} + M_i \leq W_i H_i + \overline{M}_i + \Pi_i \\ H_i \leq \overline{H}_i \end{array} \right.$$

La solution de ce programme est donnée par les fonctions de consommation et de demande de monnaie :

$$\begin{aligned} C_{ij} &= C_{ij}(\overline{H}_i, \Pi_i, W_i, \vec{p}) \\ M_i^d &= M_j(\overline{H}_i, \Pi_i, W_i, \vec{p}) \end{aligned}$$

Nous reprenons la spécification des fonctions d'utilité et de production de la section précédente. Nous spécifions également les indices Λ et V comme des fonctions à élasticité de substitution constante [5] :

$$\Lambda(H_{1j}, ..., H_{hj}) = h \left[\frac{1}{h} \sum_{i=1}^{h} H_{ij}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

5. Ces fonctions sont dites *CES* pour *Constant Elasticity of Substitution*.

$$V(C_{i1},...,C_{in}) = n\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} C_{ij}^{\frac{\theta-1}{\theta}}\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

A niveau de production donné et exogène, le programme de la firme se résume à une minimisation des coûts de production[6] :

$$\min_{\{H_{ij}\}_{i=1}^{h}} \quad \sum_{i=1}^{h} W_i H_{ij}$$

$$\text{s.c.} \quad \begin{cases} h\left[\frac{1}{h}\sum_{i=1}^{h} H_{ij}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \leq H_j \\ H_j^a \geq \overline{Y}_j \quad (\mu_j) \end{cases}$$

La condition d'optimalité de ce programme relativement au facteur H_{kj} s'écrit :

$$W_k = \left[\frac{1}{h}\sum_{i=1}^{h} H_{ij}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}-1} H_{kj}^{-1/\sigma}\mu_j$$

En prenant le rapport des conditions d'optimalité pour k et i distincts, nous obtenons :

$$H_{ij} = \left(\frac{W_k}{W_i}\right)^{\sigma} H_{kj}$$

En remplaçant H_{ij} par son expression en H_{kj} dans la définition de l'indice H_j, nous avons :

$$H_j = h\left[\frac{1}{h}\sum_{i\neq k}\left(H_{kj}\left(\frac{W_k}{W_i}\right)^{\sigma}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \frac{1}{h}\left(\frac{W_k}{W_k}\right)^{\sigma-1} H_{kj}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right]$$

soit en regroupant les termes :

$$H_j = hH_{kj}W_k^{\sigma}\left(\left(\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{h} W_i^{1-\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}}\right)^{-\sigma}$$

Nous obtenons alors l'expression naturelle de l'indice de salaire $\mathcal{W}$:

$$W = \mathcal{W}(W_1,...,W_m) = \left[\frac{1}{h}\sum_{i=1}^{h} W_i^{1-\sigma}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

6. Notons que l'hypothèse de symétrie implique que les fonctions de productions sont les mêmes pour toutes les entreprises : $a_j = a, \forall j$.

et la fonction de demande de facteur travail s'écrit en définitive

$$H_{kj}^{d} = \frac{1}{h}\left(\frac{W_k}{W}\right)^{-\sigma}(\overline{Y}_j)^{1/a}$$

De manière équivalente, le programme du ménage i peut être décomposé en deux temps, et celui-ci optimise dans un premier temps la structure de son panier de consommation, à niveau de ce panier C_i donné :

$$\min_{\{C_{ij}\}_{j=1}^{n}} \quad \sum_{j=1}^{n} P_j C_{ij}$$

$$\text{s.c.} \quad n\left[\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} C_{ij}^{\frac{\theta-1}{\theta}}\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \leq C_i$$

On résout ce problème en utilisant la même méthode que pour celui de l'entreprise, et l'on détermine la demande de bien C_{ij} :

$$C_{ij} = \frac{1}{n}\left(\frac{P_j}{P}\right)^{-\theta} C_i$$

où P est l'indice de prix défini par la fonction $\mathcal{P}$:

$$P = \mathcal{P}(P_1, ..., P_m) = \left[\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} P_j^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

En reprenant les résultats obtenus lors du calcul de l'équilibre de chômage keynésien, nous obtenons alors

$$\begin{aligned} C_i &= \frac{\alpha}{\alpha+\gamma}\left(\frac{W_i\overline{H}_i + \Pi_i + \overline{M}_i}{P}\right) \\ M_i &= \frac{\gamma}{\alpha+\gamma}\left(W_i\overline{H}_i + \Pi_i + \overline{M}_i\right) \end{aligned}$$

Ce résultat achève la détermination des fonctions d'offre et de demande.

3.1.4.3 Détermination des fonctions de demande objective

Nous utilisons les fonctions d'offre et de demande du modèle à prix fixes pour déterminer les courbes de demande objective adressées aux agents.

Considérons l'application $\mathcal{A}$ qui au n-uplet

$$\chi = \left(\{\overline{Y}_j\}_{j=1}^{n}, \{\overline{H}_i\}_{i=1}^{h}, \{\Pi_j\}_{j=1}^{n}\right)$$

associe le n-uplet

$$\mathcal{A}(\chi) = \Bigg(\left\{ \sum_{i=1}^{h} C_{ij}(\overline{H}_i, \Pi_i, W_i, p) \right\}_{j=1}^{n}, \left\{ \sum_{j=1}^{n} H_{ij}(\overline{Y}_j, w) \right\}_{i=1}^{h}, \{P_j Y_j - W H_i\}_{j=1}^{n} \Bigg)$$

Les fonctions de demande objective de biens $\widetilde{Y}_j(\vec{p}, \vec{w}, \overline{M})$ et de travail $\widetilde{H}_i(\vec{p}, \vec{w}, \overline{M})$ et la fonction de profit $\widetilde{\Pi}_j(\vec{p}, \vec{w}, \overline{M})$ sont alors définies comme point-fixe (dont on suppose l'existence et l'unicité) de l'application $\mathcal{A}$:

$$\mathcal{A}\left(\{\widetilde{Y}_j\}_{j=1}^{n}, \{\widetilde{H}_i\}_{i=1}^{h}, \{\widetilde{\Pi}_j\}_{j=1}^{n}\right) = \left(\{\widetilde{Y}_j\}_{j=1}^{n}, \{\widetilde{H}_i\}_{i=1}^{h}, \{\widetilde{\Pi}_j\}_{j=1}^{n}\right)$$

Les fonctions H_{ij} et C_{ij} étant homogènes de degré zéro en $(\vec{p}, \vec{w})$ et les fonctions Π_j homogènes de degré un, les fonctions de demande objective $\widetilde{Y}_j$ et $\widetilde{H}_i$ seront homogènes de degré zéro et les fonctions de profit $\widetilde{\Pi}_j$ homogènes de degré un.

Afin de déterminer les fonctions de demande objective adressées aux ménages et aux entreprises dans le modèle spécifié, nous devons résoudre le système d'équations :

$$\begin{aligned}
Y_j &= \sum_{i=1}^{h} C_{ij}(\overline{H}_i, \Pi_i, W_i, \vec{p}) \quad \forall j \\
H_i &= \sum_{j=1}^{n} H_{ij}(\overline{Y}_j, \vec{w}) \quad \forall i \\
\Pi_j &= P_j \sum_{i=1}^{h} C_{ij}(\overline{H}_i, \Pi_i, W_i, \vec{p}) - \sum_{i=1}^{h} W_i H_{ij}(\overline{Y}_j, \vec{w}) \quad \forall j
\end{aligned}$$

où l'expression des fonctions C_{ij} et H_{ij} est celle obtenue au paragraphe précé-

dent[7] :

$$\begin{aligned} H_{ij} &= \frac{1}{h}\left(\frac{W_i}{W}\right)^{-\sigma}(\overline{Y}_j)^{1/a} \\ C_{ij} &= \frac{1}{n}\left(\frac{P_j}{P}\right)^{-\theta} C_i \\ C_i &= \frac{\alpha}{\alpha+\gamma}\left(\frac{W_i\overline{H}_i + \Pi_i + \overline{M}_i}{P}\right) \end{aligned}$$

La résolution de ce système ne présente pas de difficultés majeures et nous obtenons après calcul :

$$\begin{aligned} \widetilde{Y}_j(\vec{p},\vec{w},\overline{M}) &= \frac{1}{n}\frac{\alpha}{\gamma}\left(\frac{P_j}{P}\right)^{-\theta}\frac{\overline{M}}{P} \\ \widetilde{H}_{ij}(\vec{p},\vec{w},\overline{M}) &= \frac{1}{h}\left(\frac{1}{h}\frac{\alpha}{\gamma}\right)^{1/\alpha}\left(\frac{P_j}{P}\right)^{-\theta/\alpha}\left(\frac{\overline{M}}{P}\right)^{1/\alpha} \\ \widetilde{H}_i(\vec{p},\vec{w},\overline{M}) &= \sum_{j=1}^{n}\widetilde{H}_{ij}(\vec{p},\vec{w},\overline{M}) \end{aligned}$$

Sous l'hypothèse d'un grand nombre de concurrents sur les marchés des biens et du travail[8], le ménage i néglige l'effet de son salaire W_i sur l'indice de salaire W, et la firme j néglige l'effet de son prix P_j sur l'indice de prix P. Les fonctions de demande objective sont alors iso-élastiques.

3.1.4.4 L'équilibre de concurrence monopolistique

Chaque agent maximise son objectif connaissant la fonction de demande objective qui lui est adressée. Le programme de la firme j est ainsi

$$\max_{P_j, Y_j, \{H_{ij}\}_{i=1}^{h}} \quad P_j Y_j - \textstyle\sum_{i=1}^{h} W_i H_{ij}$$

$$\text{s.c.} \quad \begin{cases} F(H_j) \leq Y_j \\ Y_j \leq \widetilde{Y}_j(\vec{p},\vec{w},\overline{M}) \end{cases}$$

7. Nous ne prenons pas ici en compte la demande de monnaie dans la mesure où ce marché sera automatiquement équilibré par application de la loi de Walras lorsque nous aurons déterminé l'équilibre sur les marchés des biens et sur les marchés du travail.

8. Cette hypothèse constitue une des hypothèses de base de la concurrence monopolistique.

Nous supposons que ce programme admet une unique solution intérieure notée

$$\begin{aligned} P_j &= \psi_j(P_{-j}, W, \overline{M}) \\ (Y_j, H_j) &= \phi_j(P_{-j}, W, \overline{M}) \end{aligned}$$

où $P_{-j} = \{P_k\}_{k \neq j}$.

Le programme du ménage i est donné par

$$\max_{W_j, \{C_{ij}\}_{j=1}^n, H_i, M_i} U(C_i, H_0 - H_i, \frac{M_i}{P})$$

$$\text{s.c.} \begin{cases} \sum_{j=1}^n P_j C_{ij} = M_i \leq W_i H_i + \overline{M}_i + \Pi_i \\ H_i \leq \widetilde{H}_i(\vec{p}, \vec{w}, \overline{M}) \end{cases}$$

Nous supposerons également que ce programme admet une unique solution intérieure notée

$$\begin{aligned} W_i &= \psi_i(W_{-i}, P, \overline{M}) \\ (H_i, C_i) &= \phi_i(W_{-j}, P, \overline{M}) \end{aligned}$$

où $W_{-i} = \{W_k\}_{k \neq i}$.

Les fonctions ψ représentent les fonction de meilleure réponse des firmes et des ménages dans leur jeu en prix et en salaires, et les fonctions ϕ représentent les quantités associées à ces meilleures réponses.

L'équilibre de concurrence monopolistique de cette économie est alors l'équilibre de Nash de ce jeu, c'est-à-dire par les prix $(\vec{p}^\star, \vec{w}^\star)$ et les quantités $(H_i^\star, H_j^\star, C_i^\star, Y_j^\star)$ vérifiant le système :

$$\begin{aligned} P_j^\star &= \psi_j(P_{-j}^\star, W^\star, \overline{M}) \quad \forall j \\ (Y_j^\star, H_j^\star) &= \phi_j(P_{-j}^\star, W^\star, \overline{M}) \quad \forall j \\ W_i^\star &= \psi_i^\star(W_{-i}^\star, P^\star, \overline{M}) \quad \forall i \\ (H_i^\star, C_i^\star) &= \phi_i(W_{-i}^\star, P^\star, \overline{M}) \quad \forall i \end{aligned}$$

L'équilibre sur chaque marché est automatiquement assuré dans la mesure où la détermination des fonctions de demande objective s'est faite en calculant un équilibre à prix fixes.

Dans la mesure où tous les agents ont les mêmes préférences et la même technologie, nous nous intéressons uniquement aux équilibres symétriques dans la version spécifiée du modèle :

$$\begin{aligned} P_j^\star &= P \quad \forall j \\ (Y_j^\star, H_j^\star) &= (Y/n, H/n) \quad \forall j \\ W_i^\star &= W \quad \forall i \\ (H_i^\star, C_i^\star) &= (H/h, C/h) \quad \forall i \end{aligned}$$

La résolution du modèle est facilitée par l'hypothèse de symétrie, et nous obtenons les quantités d'équilibre :

$$Y = \frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P} \tag{3.21}$$

$$H = h^{\frac{a-1}{a}}\left(\frac{\alpha}{\gamma}\right)^{\frac{1}{a}}\left(\frac{\overline{M}}{P}\right)^{\frac{1}{a}} \tag{3.22}$$

Il est également relativement aisé d'obtenir la règle optimale de fixation des prix de l'entreprise j. En intégrant la fonction de demande objective et les fonctions de demande de travail dans la définition du profit, celui-ci se réécrit comme une fonction du prix P_j dont l'entreprise doit choisir le niveau optimal :

$$\Pi_j = P_j^{1-\theta}P^{\theta}\left(\frac{1}{n}\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right) - W\left(\frac{1}{n}\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right)^{1/a}\left(\frac{P_j}{P}\right)^{-\theta/a}$$

En dérivant le profit par rapport à P_j, nous obtenons la condition d'optimalité :

$$\frac{P_j}{P} = \left(\frac{\theta}{\theta-1}\frac{1}{a}\frac{W}{P}\right)^{\frac{a}{a+\theta(1-a)}}\left(\frac{1}{n}\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right)^{\frac{1-a}{a+\theta(1-a)}}$$

Ce prix optimal reçoit une interprétation plus traditionnelle des modèles de concurrence imparfaite. Le coût total de production de la firme j est en effet donné par :

$$\mathcal{C}(Y_j) = WY_j^{\frac{1}{a}} = W\left(\frac{P_j}{P}\right)^{\frac{-\theta}{a}}\left(\frac{1}{n}\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right)^{\frac{1}{a}}$$

et le coût marginal est alors donné par :

$$\mathcal{C}_m(Y_j) = \frac{1}{a}W\left(\frac{P_j}{P}\right)^{\frac{-\theta(1-a)}{a}}\left(\frac{1}{n}\frac{\alpha}{\gamma}\frac{\overline{M}}{P}\right)^{\frac{1-a}{a}}$$

La comparaison de cette équation avec la règle de fixation de prix permet d'obtenir la relation :

$$P_j = \frac{\theta}{\theta-1}\mathcal{C}_m(Y_j)$$

Ainsi, le prix optimal est déterminé par application d'un taux de marge sur le coût marginal d'équilibre, ce taux de marge étant une fonction décroissante du degré de concurrence entre les firmes, tel qu'il est mesuré dans ce modèle par l'élasticité de substitution θ entre les différents biens produits.

De la même façon, le salaire du ménage i sera déterminé en appliquant un taux de marge sur la désutilité marginale du travail d'équilibre, ce taux de marge

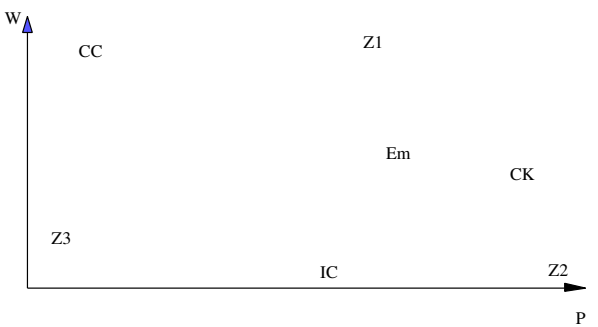
étant une fonction décroissante de l'élasticité de substitution σ entre les différents types de travail offerts dans l'économie :

$$W_i = \frac{\sigma}{\sigma - 1} - \frac{\partial U}{\partial H_i}$$

Dans ce modèle où la fonction d'utilité n'est qu'additivement log-séparable, et où l'on n'exclut pas la présence d'un effet revenu dans l'offre de travail, il est difficile d'obtenir une expression de la règle optimale de salaire aussi explicite que pour les prix. Nous examinerons dans la section suivante une spécification différente qui permet une détermination analytique plus immédiate de cette règle.

Nous constatons que les quantités d'équilibre en concurrence monopolistique sont déterminées par les mêmes équations que dans le régime de chômage keynésien. En particulier, l'équation (3.21) est identique à l'équation (3.15) qui détermine le niveau du produit en régime de chômage keynésien. L'équilibre de concurrence monopolistique a donc *potentiellement* les propriétés keynésiennes du régime de chômage keynésien puisqu'il se situe dans cette zone (point Em sur la figure 3.3).

FIGURE 3.3 : Equilibre de concurrence monopolistique et régionnement des équilibres non-walrasiens



Cependant, l'équilibre de concurrence monopolistique ne possède pas les propriétés de l'équilibre de chômage keynésien puisque les salaires et les prix y sont parfaitement flexibles. Il apparaît donc dès à présent qu'il est nécessaire d'y adjoindre une théorie de la rigidité nominale des prix, puisque nous avons souligné que la rigidité des prix jouait un rôle essentiel dans l'efficacité d'une politique de demande globale en régime de chômage keynésien. A la différence de la théorie

des équilibres non-walrasiens, la structure non concurrentielle de l'économie nous permet de construire cette rigidité de prix sur des comportements microéconomiques rationnels. Ce travail fera l'objet des chapitres suivants. Auparavant, il nous semble nécessaire de présenter une résolution différente du modèle dans une spécification qui reprend largement Blanchard and Kiyotaki [1987] et qui sera utilisée dans l'ensemble des modèles présentés dans cette thèse. Nous utiliserons cette spécification pour revenir sur le caractère *keynésien au sens faible* du modèle de concurrence monopolistique en l'absence de rigidités nominales.

3.2 Un cadre de référence

Les travaux récents de Weitzman [1982],Weitzman [1985], Kiyotaki [1985], Benassy [1987] et Blanchard and Kiyotaki [1987] ont établi le modèle de concurrence monopolistique avec différenciation des produits *à la* Dixit and Stiglitz [1977] comme un cadre de référence de l'analyse macroéconomique. La méthode de résolution du modèle utilisée par Blanchard et Kiyotaki distingue les comportements de demande de biens et de travail (comportements concurrentiels) des comportements d'offre (qui sont déterminés en concurrence monopolistique)[9]. La résolution du modèle permet alors de retrouver les équations d'un modèle *Offre globale-Demande globale* traditionnel ; sa solution est identique à celle obtenue en résolvant le modèle comme Benassy.

Nous présentons le modèle et sa résolution avant de discuter de la validité de ses propriétés "keynésiennes". A la différence de Blanchard and Kiyotaki [1987], le modèle comprend un agent gouvernement dont la formalisation du comportement reprend Weitzman [1985].

3.2.1 Ecriture et résolution du modèle

Cette présentation reprend les notations de la section précédente. Nous conservons la symétrie du traitement des marchés des biens et du travail, tous deux en concurrence monopolistique. La spécification utilisée permet d'obtenir une solution log-linéaire au modèle, et nous permet ainsi de faire abstraction, dans un premier temps, de l'éventuelle présence de non-linéarités et de multiplicité d'équilibres. Ces points seront plus largement évoqués dans les chapitres trois et quatre de cette thèse. La différence essentielle avec la spécification de Benassy réside dans le traitement du loisir dans la fonction d'utilité, traitement qui permet dans le modèle de Blanchard et Kiyotaki d'obtenir une offre de travail indépendante du revenu.

9. Il nous semble que cette méthode de résolution, si on l'interprète comme un jeu, consiste à séparer chaque agent (firme ou ménage) en deux sous-agents, un acheteur (de biens pour les ménages et de facteurs travail pour les firmes) et un vendeur (de travail pour le ménage et de bien pour les firmes). Le comportement des acheteurs est purement concurrentiel, et les vendeurs jouent en Nash entre eux et en Stackelberg relativement aux acheteurs.

3.2.1.1 Technologie et préférences

L'économie est composée de n firmes indicées par j, produisant chacune un bien imparfaitement substituable aux autres, selon une technologie n'utilisant que du travail comme input. Le nombre de firmes est supposé constant et suffisamment "grand" pour que chaque firme prenne comme donné le niveau des variables agrégées[10] . De même, il existe h types de ménages indicés par i offrant chacun un type de travail imparfaitement substituable aux autres.

La technologie utilisée par chaque firme est représentée par une fonction de production *CES* à rendements décroissants

$$Y_j = \left[\sum_{i=1}^{h} H_{ij}^{(\sigma-1)/\sigma}\right]^{\frac{\sigma}{(\sigma-1)}\frac{1}{\alpha}}$$

où $\sigma > 1$ représente l'élasticité de substitution entre les différents types de travail et α l'inverse du degré de rendements d'échelle ($\alpha > 1$ est une condition suffisante à l'existence de l'équilibre).

Les préférences des consommateurs sont représentées par la fonction d'utilité

$$U_i = \left[n^{1/(1-\theta)} C_i\right]^{\gamma} \left[\frac{M_i}{P}\right]^{1-\gamma} - H_j^{\beta}$$

avec

$$C_i = \left[\sum_{j=1}^{n} C_{ij}^{(\theta-1)/\theta}\right]^{\theta/(\theta-1)} \quad , \quad P = \left[\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} P_j^{1-\theta}\right]^{1/(1-\theta)}$$

où P représente le niveau général des prix et $\theta > 1, 0 < \gamma < 1, \beta > 1$.

L'utilité des ménages se décompose ainsi en trois termes : un panier *CES* entre les consommations des différents biens C_{ij} qui détermine un indice de consommation C_i (θ représente l'élasticité de substitution entre les différents biens et $\theta > 1$ assure que les biens sont imparfaitement substituables); un panier Cobb-Douglas entre la consommation de biens et la détention d'encaisses réelles M_i/P; un terme additivement séparable de désutilité du travail H_i^{β}. La désutilité marginale du travail est supposée croissante, d'où la condition $\beta > 1$. Cette spécification de la fonction d'utilité permet d'obtenir une utilité indirecte du revenu et d'éliminer les effets revenu dans l'offre de travail, ce qui simplifie singulièrement la détermination analytique de la règle optimale de salaire. Le nombre h de ménages est également supposé suffisamment "grand" pour que chacun prenne comme donné le niveau des variables agrégées.

10. Benassy [1989c] étudie les liens entre la taille du marché et le degré de substitution entre les biens en concurrence monopolistique. Il montre qu'il n'y a pas d'équilibre à n donné si le degré de substitution est très grand mais fini, et que l'équilibre existe toujours à degré de substitution donné si n est suffisamment grand.

Enfin, le modèle est bouclé par une redistribution des profits aux ménages (le ménage i reçoit la part v_{ij} du profit Π_j de l'entreprise j) et par la présence d'un gouvernement qui offre une quantité fixe de monnaie $\overline{M}$, qui se finance par impôt sur les revenus salariaux et financiers au taux τ et qui réalise des dépenses sur le marché des biens et services en maximisant le critère[11]

$$G = n^{1/(1-\theta)} \left[\sum_{i=1}^{n} G_i^{(\theta-1)/\theta} \right]^{\theta/(\theta-1)}$$

Dans ce contexte, la contrainte budgétaire des ménages s'écrit :

$$PC_i + M_i = (1-\tau) \left[W_i H_i + \sum_{j=1}^{n} v_{ij} \Pi_j \right] + \overline{M}_i \qquad (3.23)$$

et l'on notera

$$\Pi_i = \sum_{j=1}^{n} v_{ij} \Pi_j$$

3.2.1.2 Le côté demande du modèle

Pour un niveau de revenu I_i donné, le ménage i détermine ses demandes optimales de biens et de monnaie :

$$\begin{aligned} C_{ij} &= \left(\frac{P_j}{P} \right)^{-\theta} \frac{\gamma I_i}{nP} \\ M_i &= (1-\gamma) I_i \end{aligned}$$

où

$$I_i = (1-\tau) \left[W_i H_i + \Pi_i \right] + \overline{M}_i$$

Pour un niveau donné de recettes fiscales T, le gouvernement maximise son objectif en tenant compte de sa contrainte budgétaire :

$$PG = T$$

et exprime la demande optimale de bien j :

$$G_j = \left(\frac{P_j}{P} \right)^{-\theta} \frac{T}{nP}$$

La demande agrégée de bien j est alors donnée par :

$$Y_j = \sum_{i=1}^{h} C_{ij} + G_j = \left(\frac{P_j}{P} \right)^{-\theta} \frac{\gamma I + T}{nP} \qquad (3.24)$$

11. Nous supposons que le gouvernement a les mêmes préférences que les ménages. Cette hypothèse permet de conserver une élasticité constante aux demandes de biens, indépendamment du niveau des dépenses publiques.

avec

$$I = \sum_{i=1}^{h} I_i$$

Pour déterminer sa demande optimale de travail, chaque firme minimise ses coûts salariaux sous contrainte technologique et pour un niveau de production donné. Sa demande optimale de travail i est donnée par

$$H_i = \left(\frac{W_i}{W}\right)^{-\sigma} \frac{H}{n}$$

avec

$$W = \left[\frac{1}{h}\sum_{i=1}^{h} W_i^{1-\sigma}\right]^{1/(1-\sigma)}$$

et

$$H = \frac{\sum_{i=1}^{h}\sum_{j=1}^{n} W_i H_{ij}}{W} \tag{3.25}$$

Le revenu agrégé des ménages I est alors donné par :

$$I = \sum_{i=1}^{h} I_i = \sum_{i=1}^{h} \left[(1-\tau)\left(W_i H_i + \Pi_i\right) + \overline{M}_i\right]$$

En utilisant les égalités

$$\Pi_j = \sum_{i=1}^{h} \Pi_i$$

et

$$\Pi_j + \sum_{i=1}^{h} W_i H_{ij} = P_j Y_j$$

nous obtenons

$$I = (1-\tau)PY + \overline{M}$$

où Y est donné par :

$$Y = \frac{\sum_{j=1}^{m} P_j Y_j}{P} \tag{3.26}$$

Les recettes fiscales du gouvernement sont données par :

$$T = \tau PY \tag{3.27}$$

Les équations (3.24) et (3.26) permettent d'obtenir l'expression de la demande globale :

$$Y = \frac{\gamma I + T}{P}$$

soit

$$Y = \frac{\gamma}{1-\gamma(1-\tau)}\frac{\overline{M}}{P} + \frac{1}{1-\gamma(1-\tau)}G \tag{3.28}$$

L'équation (3.28) représente alors la forme réduite d'un modèle macroéconomique de type IS-LM, ou encore la solution d'un modèle à prix fixes en régime de chômage keynésien. Pour un niveau de prix P exogène et constant, nous constatons la présence d'un multiplicateur monétaire et d'un multiplicateur budgétaire [12]. Il est cependant nécessaire de résoudre complètement le modèle –*i.e.* de résoudre également son bloc offre – avant de juger de la pertinence de cette interprétation des multiplicateurs.

3.2.1.3 Le côté offre du modèle

En concurrence monopolistique, à W et P donnés, chaque entreprise détermine son prix optimal P_j et offre la quantité Y_j, en intégrant les fonctions de demande de bien j des ménages et du gouvernement. Sa règle optimale de prix est donnée par :

$$\frac{P_j}{P} = \left[\left(\alpha\frac{\theta}{\theta-1}h^{1/(1-\sigma)}h^{1-\alpha}\right)\left(\frac{W}{P}\right)Y^{\alpha-1}\right]^{1/(1+\theta(\alpha-1))} \tag{3.29}$$

A niveau général des prix donné, chaque firme fixe son prix relatif P_j/P. Celui-ci est une fonction croissante du salaire réel W/P qui représente le coût de production de l'entreprise. Une augmentation de la demande agrégée Y augmente le prix relatif du bien j si $\alpha > 1$ –*i.e.* si les rendements sont strictement décroissants. La présence de rendements constants implique une absence de réaction du prix relatif à un choc de demande agrégée.

De la même façon, chaque ménage fixe son salaire W_i et détermine son offre de travail H_i connaissant la fonction de demande de travail i émise par chaque firme. Sa règle optimale de salaire est donnée par :

$$\frac{W_j}{W} = \left[\left(\frac{1}{1-\tau}\frac{\sigma}{\sigma-1}\frac{\beta}{\mu}h^{1-\beta}\right)\left(\frac{P}{W}\right)H^{\beta-1}\right]^{1/(1+\sigma(\beta-1))} \tag{3.30}$$

avec $\mu = \gamma^{\gamma}(1-\gamma)^{1-\gamma}$ et où H est l'indice d'emploi agrégé.

Un choc positif sur l'emploi agrégé conduit à une augmentation du salaire relatif W_i/W si $\beta > 1$ –*i.e.* si la désutilité marginale du travail est strictement croissante. Dans le cas d'une désutilité marginale du travail constante, le salaire relatif est indépendant de l'emploi agrégé.

12. Notons que le multiplicateur budgétaire est de taille plus importante que le multiplicateur monétaire, dans la mesure où $\gamma < 1$.

Détermination de l'équilibre symétrique de concurrence monopolistique L'équilibre de concurrence monopolistique est donné par le quadruplet (Y, H, P, W) vérifiant l'équation de demande agrégée, l'équation de détermination de l'indice d'emploi et les règles de fixation de prix et de salaires. Une réécriture de ces relations à l'équilibre symétrique permet d'obtenir les relations[13] :

$$Y = K_M \frac{\overline{M}}{P} + K_G G \tag{3.31}$$

$$H = K_H Y^{\alpha} \tag{3.32}$$

$$\frac{P}{W} = \frac{\theta}{\theta - 1} K_P Y^{\alpha - 1} \tag{3.33}$$

$$\frac{W}{P} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} K_W Y^{\alpha(\beta - 1)} \tag{3.34}$$

avec

$$K_M = \frac{\gamma}{1-\gamma(1-\tau)} \quad ; K_P = \alpha n^{1/(1-\sigma)} h^{1-\alpha}$$
$$K_N = n^{1/(1-\sigma)} h^{-\alpha} \; ; K_W = \frac{1}{1-\tau} \frac{\beta}{\mu} n^{(\sigma(\beta-1))/(1-\sigma)} h^{\alpha(\beta-1)}$$
$$K_G = \frac{1}{1-\gamma(1-\tau)}$$

Nous commentons maintenant ces équations afin de juger des propriétés du modèle.

3.2.2 Un modèle keynésien au sens faible

Le modèle peut être qualifié de keynésien dans la mesure où, comme nous le montrons dans un premier temps, il présente à son équilibre un niveau d'emploi inférieur au niveau walrasien et où il n'existe dans le modèle aucun mécanisme "automatique" permettant un retour au plein-emploi. Nous qualifierons néanmoins ces caractéristiques de *caractéristiques keynésiennes faibles* dans la mesure où, comme nous le montrons dans un deuxième et troisième temps, le chômage possède un statut ambigu dans ce modèle et les politiques conjoncturelles (budgétaire et monétaire) y sont parfaitement inefficaces . Nous revenons alors sur certaines interprétations, à nos yeux incorrectes, du fonctionnement du modèle à prix flexibles en terme de multiplicateur keynésien.

3.2.2.1 Un équilibre sur niveau déprimé et un chômage au statut ambigu

Un équilibre sur niveau déprimé La détermination du salaire réel et du niveau du produit est assurée par le côté offre du modèle, tel qu'il est décrit par

13. Notons que l'équilibre du marché de la monnaie $M^d = \overline{M}$ est assuré par application de la loi de Walras.

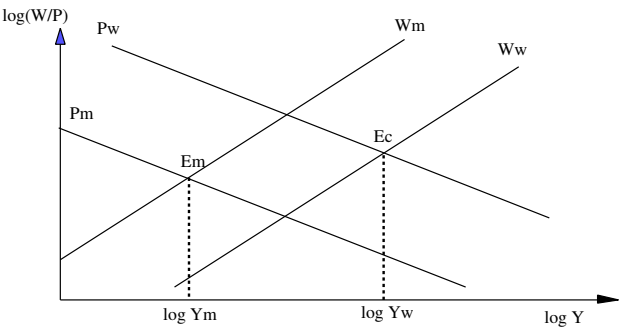
les équations de fixation des prix et des salaires (3.33) et (3.34). Le seul écart à la concurrence parfaite est dans ce modèle l'existence d'élasticités de substitution θ et σ non infinies. En faisant tendre ces élasticités vers l'infini, nous obtenons l'équilibre walrasien comme limite de l'équilibre de concurrence monopolistique :

$$\frac{P}{W} = K_P Y^{\alpha-1} \tag{3.35}$$

$$\frac{W}{P} = K_W Y^{\alpha(\beta-1)} \tag{3.36}$$

Le prix relatif au salaire P/W est ainsi fixé par les entreprises à un niveau $\frac{\theta}{\theta-1}$ fois plus élevé qu'en concurrence parfaite, quelque soit le niveau du produit. De même, le salaire relatif au prix W/P fixé par les ménages est $\frac{\sigma}{\sigma-1}$ fois plus élevé qu'en concurrence parfaite, quelque soit le niveau du produit. On peut alors comparer ces règles dans le plan $(\log Y, \log(W/P))$ (figure 3.4), en notant Pm et Wm les règles de prix et de salaires en concurrence monopolistique et Pw et Ww en équilibre walrasien.

FIGURE 3.4 : Equilibres walrasien et de concurrence monopolistique



L'équilibre de concurrence monopolistique correspond donc à un niveau de produit plus faible que le niveau walrasien, comme nous l'avions déjà constaté en remarquant qu'il se situait dans la zone de chômage keynésien, donc sur une courbe d'iso-produit de niveau inférieur au niveau walrasien. Benassy [1977] propose également l'examen de différents équilibres de concurrence monopolistique ou monopsonistique et leur représentation dans le plan (P, W). Le *cas keynésien standard* de Negishi [1977] correspond au cas où les ménages fixent leur salaire

et où le marché des biens est concurrentiel. Il se situe sur la frontière Z_1 entre chômage keynésien et chômage classique. Une autre configuration intéressante est celle où les firmes fixent le prix et le salaire (Iwai [1974] cité par Benassy), et qui se situe alors sur la frontière Z_2 entre chômage keynésien et inflation contenue.

Dans la mesure où la situation de concurrence monopolistique est un équilibre, aucun mécanisme propre au modèle ne permet de rejoindre le niveau walrasien, et l'économie est durablement sur un niveau déprimé. Blanchard and Kiyotaki [1987] montrent en utilisant les équations (3.33), (3.34), (3.35) et (3.36) que le ratio R du produit de concurrence monopolistique au produit walrasien est donné par :

$$R = \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{\theta - 1}{\theta} \right)^{\frac{1}{\alpha\beta - 1}} < 1$$

Plus les pouvoirs de marché sont importants (θ et σ faibles) et plus le ratio R est faible ; plus les rendements d'échelle α et l'élasticité de la désutilité du travail β sont proches de un et plus R est faible.

Un chômage au statut ambigu Une double question d'existence et de statut du chômage se pose dans ce modèle : existe-t-il du chômage à l'équilibre de concurrence monopolistique ? Ce chômage est-il assimilable au chômage keynésien du modèle à prix fixes ?

Dans un premier temps, et dans la mesure où aucun rationnement quantitatif n'a lieu sur le marché du travail ou le marché des biens, il n'existe pas à proprement parler de chômage involontaire dans cette économie : les salariés sont en effet toujours sur leur courbe d'offre de travail. Si l'équilibre s'établit à des niveaux de produit et d'emploi inférieurs aux niveaux walrasiens, c'est uniquement par l'effet des pouvoirs de monopole sur les marchés. En ce sens, et comme c'est le cas dans les modèles de négociations salariales où les syndicats ou les firmes ont un pouvoir de marché, il n'y a pas de chômage dans le modèle.

Il convient cependant de noter que l'équilibre de concurrence monopolistique se situe dans une zone de chômage keynésien [14], donc sur une courbe d'iso-emploi d'un niveau inférieur au niveau walrasien. Le niveau de l'emploi y est donc le même que celui obtenu en résolvant un équilibre à prix fixes, mais où les prix et les salaires seraient arbitrairement placés au niveau d'équilibre de concurrence monopolistique. Avec le même écart à l'emploi walrasien, nous qualifions de chômage involontaire la situation à prix fixes et de chômage volontaire celle de concurrence monopolistique. Cette distinction est nécessaire et cohérente dans la mesure où seul l'équilibre à prix fixes réalise de véritables rationnements quantitatifs.

Il nous semble donc qu'il faut parler de *sous-emploi* (*under employment* ou *emploi insuffisant*) plutôt que de *chômage* (*unemployment*) si l'on veut mettre en

14. Rappelons bien qu'il ne s'agit pas d'assimiler un équilibre à prix fixes en zone keynésienne et l'équilibre de concurrence monopolistique, puisque les prix et les salaires sont flexibles dans le second.

avant l'effet indiscutablement dépressif de la concurrence imparfaite sur le niveau de l'emploi. On peut néanmoins retrouver des rationnements plus quantitatifs en modifiant l'aspect institutionnel du marché du travail. Supposons par exemple une indivisibilité du travail à un niveau $\frac{H^w}{h}$ [15] , où H^w est l'emploi walrasien et h le nombre total de ménages. Si l'emploi de concurrence monopolistique est noté H^m (avec $H^w > H^m$), il n'y aura que $h\frac{H^m}{H^w} < h$ emplois disponibles à l'équilibre de concurrence monopolistique.

Il est important de noter que la présence de pouvoir de monopole des ménages sur le marché du travail n'est pas la seule cause de sous-emploi dans le modèle. Si l'on fait l'hypothèse de concurrence parfaite sur le marché du travail, le salaire nominal va baisser, les prix également mais moins que proportionnellement, et l'économie va se situer dans le plan (W, P) sur la frontière entre chômage keynésien et inflation contenue. Dans le modèle de concurrence monopolistique, ce nouvel équilibre est qualitativement identique au précédent, le sous-emploi y étant simplement moins élevé. Dans la théorie des équilibres à prix fixes, l'interprétation de cette frontière est plus délicate [16] , puisqu'elle contient en effet des équilibres à prix fixes qualitativement différents de tous les autres et qu'elle

15. Le ménage a ainsi le choix entre travailler $\frac{H^w}{h}$ heures ou ne pas travailler.

16. Il convient donc d'être assez précis sur le statut de cette frontière. Comme le note d'Autume [1985], "[Cette frontière] a en effet une double signification. Elle peut apparaître comme une situation limite de chômage keynésien. Les producteurs sont alors contraints sur le marché des biens. Le marché du travail est équilibré et les consommateurs ne sont pas contraints. Elle peut apparaître également comme une situation-limite d'inflation contenue. Les producteurs sont maintenant contraints sur le marché du travail et les consommateurs ne sont toujours pas contraints. Il convient de souligner que ces deux possibilités sont exclusives l'une de l'autre. Les points de la courbe C [Z_2 *pour nous*] ne correspondent pas à des situations où les deux marchés sont équilibrés, mais à des situations où l'un d'eux l'est et l'autre pas. En fait, pour chaque couple prix-salaire correspondant à un point de la courbe C [Z_2], il existe *deux* K-équilibres forts qui correspondent aux mêmes quantités produites et échangées mais à des structures d'excès de demande effective et de contraintes perçues différentes." (d'Autume [1985], p*123-24*)

Il faut alors dépasser le concept de K-équilibre fort où chaque agent à une perception *subjective* des contraintes en quantités. On considère pour ce faire un concept de K-équilibre rationnel (Voir à ce sujet Picard [1982] et d'Autume [1985]) où chaque agent, connaissant la règle de rationnement et prenant comme données les offres et les demandes effectives des autres agents (on utilise ici un concept d'équilibre non coopératif), déduit les vraies contraintes qui pèsent sur son comportement. Notons la similitude conceptuelle entre le K-équilibre rationnel et l'équilibre de concurrence monopolistique avec fonctions de demande objective.

Muni de ce concept de K-équilibre rationnel, on montre alors (Voir l'annexe du chapitre IV de d'Autume [1985]) que la frontière chômage keynésien-inflation contenue est le lieu des équilibres sur les deux marchés –*i.e.* des points où aucun agent n'est rationné, bien que les niveaux des quantités échangées soient inférieurs aux niveaux walrasiens. Le statut du chômage dans le modèle de concurrence monopolistique nous semble ainsi proche de celui d'un point de la frontière Z_2 . En ce sens, le modèle peut être qualifié de keynésien au sens faible.

représente un lieu dégénéré dans ce modèle où le régime de sous-consommation classique est absent.

Nous examinons en détail dans le troisième chapitre qu'une telle situation, même si le chômage y est volontaire *Stricto sensu*, est le fruit d'une absence de coordination entre les agents et rejoint donc des préoccupations très keynésiennes.

3.2.2.2 Effet multiplicateur ou inefficacité des politiques économiques conjoncturelles ?

La politique économique conjoncturelle[17] , monétaire ou budgétaire, permet-elle de résorber le sous-emploi inhérent à la concurrence monopolistique. Nous montrons dans ce paragraphe que les politiques conjoncturelles traditionnelles (budgétaire et monétaire) sont parfaitement inefficaces dans ce modèle. Il existe cependant dans la littérature une série de travaux (Hart [1982], Startz [1989], Mankiw [1988]) dont l'objet est de démontrer la présence d'effets multiplicateurs et les propriétés keynésiennes du modèle de concurrence monopolistique à prix flexibles, celui-ci étant exposé dans une formulation voisine de celle que nous avons retenue. Après avoir exposé les mécanismes en jeu dans ces modèles, nous montrons qu'ils relèvent à notre avis soit d'une présentation fallacieuse (Mankiw [1988]), soit d'une acception contestable du terme de *propriétés keynésiennes* (Hart [1982], Startz [1989]).

Inefficacité des politiques conjoncturelles A l'aide de l'équation de demnade globale et des deux règles de fixation des prix et des salaires, il est possible de répondre graphiquement et sans ambiguïté à la question de l'efficacité de la politique budgétaire ou monétaire. Rappelons que l'équilibre est défini par les équations :

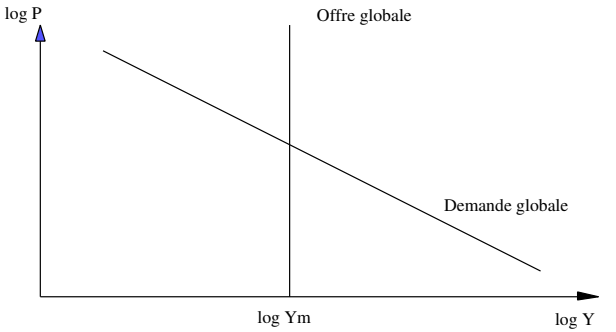
$$\begin{aligned} Y &= K_M \tfrac{M}{P} + K_G G && (3.31)\\ H &= K_H Y^{\alpha} && (3.32)\\ \tfrac{P}{W} &= \tfrac{\theta}{\theta-1} K_P Y^{\alpha-1} && (3.33)\\ \tfrac{W}{P} &= \tfrac{\sigma}{\sigma-1} K_W Y^{\alpha(\beta-1)} && (3.34) \end{aligned}$$

Comme nous l'avons illustré sur la figure 3.4, les règles de prix et de salaires (3.33) et (3.34) déterminent les niveaux des variables réelles (produit et prix relatifs) et l'équation d'offre globale est ainsi verticale dans le plan (Y, P). On peut alors tracer sur la figure 3.5 les équations d'offre et de demande globales déterminant l'équilibre dans le plan (Y, P).

Ainsi, toute augmentation des dépenses publiques ou de la masse monétaire déplacera la courbe de demande globale vers le haut, mais ne déplacera pas la

17. Notons qu'une politique structurelle consistant à réduire le pouvoir de marché des firmes et des ménages est toujours efficace (voir à ce titre l'analyse de la politique fiscale menée par Agell and Dillén [1991] dans le modèle de Blanchard et Kiyotaki).

FIGURE 3.5 : Illustration graphique de l'inefficacité des politiques conjoncturelles



courbe d'offre globale. Une politique de relance de la demande est ainsi entièrement absorbée par une augmentation de prix ; il n'y a pas d'arbitrage inflation-produit dans le modèle. Notons enfin que l'accroissement du taux d'imposition τ n'augmente pas le produit et l'emploi, bien qu'il transfère du pouvoir d'achat des ménages qui "épargnent" –*i.e.* qui détiennent des encaisses réelles – vers le gouvernement qui possède une propension marginale à consommer unitaire.

S'il rend compte de la présence de sous-emploi, le modèle de concurrence monopolistique reste donc fondamentalement un modèle dichotomique lorsque les prix sont flexibles. Parce que la demande n'a aucun effet sur le niveau du produit, le modèle ne possède pas d'effets multiplicateurs et ne peut prétendre en l'état représenter les idées exposées par Keynes dans la *Théorie Générale*.

Une présentation discutable de l'effet multiplicateur Startz [1989] propose un modèle similaire à celui que nous avons présenté, et construit toute son argumentation sur les propriétés keynésiennes et la présence de multiplicateurs dans le modèle, résultat qui semble donc en contradiction avec celui d'inefficacité que nous venons d'énoncer. Il convient de présenter brièvement le modèle avant de résoudre cette apparente contradiction.

Le ménage représentatif possède la fonction d'utilité log-linéaire :

$$U(C,G,H) = \alpha_c \log(C - C_0) + \alpha_g \log(G - G_0) + (1 - \alpha_c - \alpha_g) \log(H^\star - H - H_0)$$

où C et G sont des paniers *CES* de biens d'élasticité de substitution constante σ,

$H^\star$ la dotation totale en temps du ménage et H_0 le minimum vital de loisir du ménage. Les profits des firmes sont redistribués aux ménages.

Les firmes sont en concurrence monopolistique, en nombre $n = n_c + n_g$ et produisent les biens C_i ou G_i selon la technologie à rendements croissants :

$$Q_i = bH_i - f$$

où f représente un coût fixe d'installation. La firme i fixe à l'équilibre symétrique son prix au niveau

$$P = \mu \frac{W}{b}$$

où W représente le salaire et $\mu = \frac{\sigma}{\sigma - 1}$ représente un plus le taux de marge.

L'auteur distingue le court terme où n est fixé et les profits positifs du long terme où la libre entrée de concurrents sur le marché et la présence d'un coût fixe annule le profit. La résolution du modèle se fait comme dans la section précédente et le produit d'équilibre est déterminé par la relation

$$Y^d = A + kY \tag{3.37}$$

avec

$$\begin{aligned} A &= (1 - \alpha_c - \alpha_g)(C_0 + G_0) \\ &\quad + (\alpha_c + \alpha_g)\left(\frac{b(H^\star - H_0) - nf}{\mu}\right) \\ k &= (\alpha_c + \alpha_g)\frac{\mu - 1}{\mu} \end{aligned}$$

L'équation (3.37) est alors interprétée par Startz comme le diagramme à 45 degrés de Samuelson [1948]. En effet, la figure 3.6 montre la similitude avec le diagramme de Samuelson

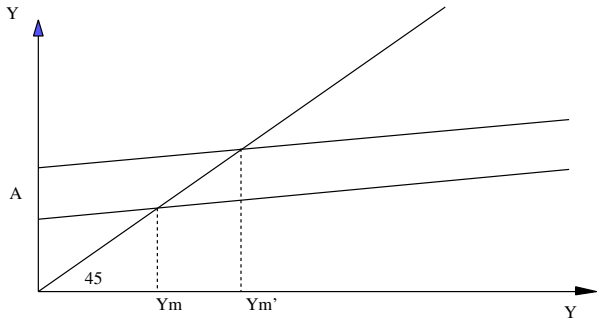
Quelle mesure de politique peut alors créer un effet multiplicateur sur le niveau du produit ? C'est à ce niveau que la définition des propriétés keynésiennes d'un modèle selon Startz nous semble discutable :

> "Le comportement de court terme est qualifié de keynésien dans la mesure où les réactions à *un choc de préférences et de dotations initiales*[18] impliquent un effet multiplicateur." (Startz [1989], p737)

Des chocs de préférences (qui augmentent C_0 ou G_0) ou de dotations initiales en temps disponible (qui augmentent $H^\star$) augmentent A dans l'équation (3.37) et créent ainsi un multiplicateur de dépenses autonomes de taille $\frac{1}{1-k}$. Ces chocs peuvent-ils être assimilés à des mesures de politique économique ? La réponse à cette question nous semble négative. Autant l'on peut rester flou sur

18. C'est nous qui ajoutons les italiques.

FIGURE 3.6 : Détermination du produit dans le modèle de Startz



la politique dite "d'augmentation des dépenses autonomes" dans la présentation forme réduite de Samuelson [19] , autant le désir de construire un modèle à fondements microéconomiques et dont toutes les propriétés sont dérivées de comportements rationnels des agents s'accorde mal avec l'arbitraire de cette mesure de politique économique.

Pourquoi refuser au mécanisme proposé par Startz le qualificatif de multiplicateur keynésien alors que nous l'acceptons pour la théorie des équilibres non-walrasiens, qui présente en régime de chômage keynésien des caractéristiques apparemment similaires (figure 3.7)?

En chômage keynésien, l'équation de détermination du produit est en effet donnée par

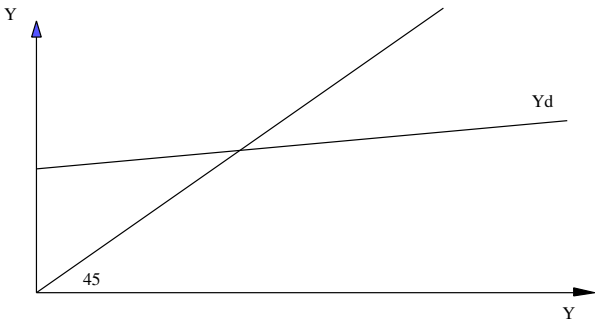
$$Y = \frac{\alpha}{\alpha + \gamma}\left(Y + \frac{\overline{M}}{P}\right) \tag{3.38}$$

A prix rigides, un choc sur la dotation de monnaie induit un effet multiplicateur sur le produit. Ce choc constitue une véritable mesure de politique économique, mais l'arbitraire est ici dans l'hypothèse *ad hoc* de rigidités des prix.

En revanche, dans la formulation du modèle de concurrence monopolistique que nous avons présentée dans la section précédente, un choc positif d'offre de monnaie n'augmentera le produit que si les prix sont imparfaitement flexibles.

19. Notons que la première évocation du multiplicateur apparaît chez Kahn [1931], et concerne la relation entre un surcroît d'emploi primaire provoqué par un programme de travaux publics et l'emploi secondaire induit. Ce multiplicateur est qualifié de *multiplicateur d'emploi* par Keynes [1936] (p*131*).

FIGURE 3.7 : Détermination du produit en régime de chômage keynésien (d'Autume [1985], p*114*)



L'absence de véritable politique conjoncturelle chez Startz vient du choix du bien extérieur utilisé. En effet, Blanchard and Kiyotaki [1987] notent qu'une nécessité du modèle de concurrence monopolistique est

> "d'éviter la loi de Say ou le fait que toute quantité de bien produite par une firme en concurrence monopolistique génère automatiquement sa propre demande. Pour éviter ce phénomène, les agents doivent avoir le choix entre les biens produits et quelque chose d'autre. Dans le modèle macroéconomique standard, ce choix est entre la consommation et l'épargne. Dans d'autres modèles de concurrence monopolistique, ce choix est entre les biens produits et un bien non produit (Hart par exemple). Ici, nous supposerons que ce choix s'effectue entre l'achat de biens et la détention de monnaie." (Blanchard and Kiyotaki [1987], p*648*)

Pour Hart [1982] et Kiyotaki [1985], c'est effectivement un bien non produit qui entre dans la fonction d'utilité. Startz, pour sa part, souligne que le choix se fait dans son modèle "entre consommation et loisir". Puisque ce sont les encaisses réelles qui sont valorisées dans la fonction d'utilité avec la spécification que nous avons retenue dans la section précédente, l'équivalent du choc proposé par Startz est dans le modèle avec monnaie un choc *d'encaisses réelles* et non un choc *d'offre de monnaie*.

Il nous semble cependant que la présentation de Startz souligne une caractéristique essentielle du modèle de concurrence monopolistique, caractéristique dont nous exploiterons la présence dans l'ensemble de cette thèse : les prix sont

supérieurs au coût marginal et les firmes sont toujours prêtes à fournir une unité supplémentaire aux prix en vigueur. On comprend alors que tout mécanisme bloquant le niveau des prix enclenchera une dynamique vertueuse suite à un choc de demande.

Notons que Startz introduit dans la seconde partie de son article un gouvernement financé par impôt forfaitaire et qui réalise les choix de consommation en biens G des ménages à leur place. Il montre alors qu'un accroissement de G imposé par le gouvernement crée un effet multiplicateur sur le produit. Cet effet multiplicateur nous semble cependant encore plus ambigu que le précédent puisqu'il est entièrement le fruit d'un effet richesse jouant positivement sur l'offre de travail. Cette pseudo-politique de relance de la demande met en réalité en oeuvre le même mécanisme qu'un choc de préférences en faveur de la consommation et en défaveur du loisir.

Une interprétation plus pertinente de l'effet des dépenses gouvernementales dans un modèle où celles-ci entrent dans la fonction d'utilité est proposée par Benassy [1991] :

> "même si une politique a des effets sur le niveau de la production et l'emploi dans les deux cas, les règles normatives d'usage de cette politique par le gouvernement seront différentes suivant qu'on est en concurrence parfaite ou imparfaite." (Benassy [1991], p*18*)

En effet, la concurrence monopolistique conduit, nous l'avons vu plus haut, à un équilibre sur niveau déprimé. Lorsqu'il choisit le niveau de consommation en bien G à la place du ménage, le gouvernement prend non seulement en compte l'effet direct sur l'utilité du ménage, mais aussi l'effet indirect d'augmentation de l'activité économique. Il choisit ainsi un niveau de dépenses plus élevé que celui qui aurait été choisi de manière décentralisée par les ménages, alors que ces deux niveaux coïncident en concurrence parfaite.

Nous retrouvons chez Benassy une critique similaire concernant "l'effet multiplicateur" :

> "[l'effet des dépenses publiques sur le produit] n'est pas du tout un effet de multiplicateur keynésien traditionnel venant des dépenses publiques, mais plutôt un "effet d'offre" qui conduit le ménage à offrir plus de travail en réponse à une taxation accrue, pour financer des dépenses supplémentaires." (Benassy [1991], p*24*)

L'argument d'effet multiplicateur est également utilisé par Mankiw [1988] et nous semble devoir être explicité, tant il constitue à nos yeux une présentation fallacieuse de l'effet multiplicateur keynésien.

Une présentation fallacieuse de l'effet multiplicateur Mankiw propose un modèle extrêmement stylisé représentant le fonctionnement d'une économie en concurrence monopolistique, modèle très semblable à celui de Startz [1989]. L'utilité du ménage représentatif est donnée par

$$U(C, H) = \alpha \log C + (1 - \alpha) \log(H_0 - H)$$

où H représente le travail du ménage, H_0 sa dotation totale en temps et où les profits Π des entreprises sont distribués au ménage. Le bien numéraire de l'économie est le loisir, et le salaire est donc unitaire ($W = 1$).

Les n firmes de l'économie sont en concurrence monopolistique et produisent selon la technologie

$$Q_i = \frac{H_i - f}{c}$$

et le prix est déterminé en appliquant le taux de marge $\mu = \frac{P-c}{P}$ sur le coût marginal

$$P = \frac{c}{1-\mu}$$

Une valeur nulle de μ correspond à un cas de concurrence parfaite, et μ sera d'autant plus proche de un que le pouvoir de monopole sera important.

Enfin, il existe un gouvernement qui prélève un montant T d'impôts forfaitaires pour employer H_g personnes et pour acheter une quantité G de biens :

$$T = H_g + G$$

L'équilibre du modèle est alors donné par les deux équations

$$Y = \alpha(H_0 + \Pi - T) + G \tag{3.39}$$
$$\Pi = \mu Y - nf \tag{3.40}$$

Mankiw donne alors la substance du mécanisme multiplicateur de ce modèle en quelques phrases :

> "En concurrence imparfaite, les firmes sont toujours d'accord pour vendre une unité de plus, dans la mesure où le prix est supérieur au coût marginal. Cette marge de profit crée un potentiel pour la distribution des profits. Un choc expansionniste de la politique fiscale accroît les dépenses agrégées, ce qui accroît les profits, profits qui accroissent à leur tour les dépenses des ménages, *etc*...." (Mankiw [1988], p7).

Faire de la redistribution des profits l'élément de base du multiplicateur est déjà surprenant en soi, mais c'est avant tout l'importance des effets d'offre de travail qui nous paraît un mécanisme bien peu keynésien. Comme dans le modèle précédent, l'introduction de (3.40) dans (3.39) permet d'obtenir une représentation de l'économie sur le diagramme à 45 degrés. Nous reprenons alors littéralement la description des effets multiplicateurs que propose Mankiw dans ce modèle sur la base des équations (3.39) et (3.40).

Multiplicateur de budget équilibré ($\Delta G = \Delta T$) : ce multiplicateur vaut $\frac{1-\alpha}{1-\alpha\mu}$ dans le modèle. Un accroissement des dépenses publiques accroît les dépenses agrégées de ΔG, mais réduit les dépenses privées de $\alpha\Delta G$ en augmentant les impôts. L'effet total sur les dépenses est donc

de $(1-\alpha)\Delta G$, ce qui accroît les profits de $\mu(1-\alpha)\Delta G$. Cet accroissement des profits augmente les dépenses de $\alpha\mu(1-\alpha)\Delta G$, *etc*.... La concurrence imparfaite joue un rôle crucial dans le modèle puisque c'est la redistribution des profits qui permet à l'effet multiplicateur de jouer.

Multiplicateur fiscal ($\Delta T = \Delta H_g$) : ce multiplicateur vaut $\frac{-\alpha}{1-\alpha\mu}$. Le gouvernement augmente les impôts et emploie W. Les revenus salariaux donnés au ménage compense juste l'impôt supplémentaire, et cette politique joue donc comme une réduction de la dotation initiale de temps H_0.

Multiplicateur de dépenses publiques ($\Delta G = -\Delta H_g$) : ce multiplicateur vaut $\frac{1}{1-\alpha\mu}$. Les dépenses publiques augmentent les dépenses agrégées, qui augmentent les profits, *etc*...

Les mécanismes évoqués par Mankiw nous semblent être une interprétation "keynésienne" largement fallacieuse du fonctionnement du modèle, dans la mesure où tout passe en réalité *via* le comportement d'offre de travail des ménages. Il suffit pour s'en convaincre de réécrire le modèle de Mankiw en considérant l'équilibre du marché du travail et non plus l'équilibre du marché des biens. En reprenant le modèle, nous obtenons deux nouvelles équations définissant l'équilibre de l'économie, et qui sont le pendant de (3.39) et (3.40).

$$\begin{aligned} H &= \alpha H_0 + (1-\alpha)T - (1-\alpha)\Pi && (3.39') \\ \Pi &= \tfrac{\mu}{1-\mu}(H - H_g) - \tfrac{1}{1-\mu}nf && (3.40') \end{aligned}$$

La première équation donne l'expression de l'offre de travail en fonction des revenus du ménage et la seconde donne l'expression du profit lié à l'emploi de H unités de travail. Ces deux équations permettent de donner l'expression de l'emploi d'équilibre

$$H = \frac{1-\mu}{1-\alpha\mu}(\alpha H_0 + (1-\alpha)T) + \frac{1-\alpha}{1-\alpha\mu}(\mu H_g + nf)$$

En utilisant la relation liant les heures au revenu agrégé,

$$Y = \frac{H}{1-\mu} - \left(\frac{H_g + nf}{1-\mu}\right)$$

on vérifie que les multiplicateurs obtenus sont bien les mêmes que chez Mankiw. Néanmoins, "l'histoire" liée à ces multiplicateurs est désormais différente.

Multiplicateur de budget équilibré ($\Delta T > 0$ et $\Delta H_g = 0$) : Le choc fiscal joue comme un choc négatif sur la dotation de temps disponible. En réduisant le revenu du ménage de $(1-\alpha)\Delta T$, il incite les ménages à offrir plus de travail. Cet accroissement de l'offre de travail accroît le profit, ce qui vient réduire l'offre de travail, donc le profit, donc augmenter l'offre de travail, *etc*... L'effet final sur l'offre de travail est supérieur à $(1-\alpha)\Delta T$ si la concurrence est imparfaite ($\mu > 0$).

Multiplicateur fiscal ($\Delta T = \Delta H_g$) : le mécanisme en oeuvre ici correspond à la description qu'en donne Mankiw, et passe uniquement par un effet revenu sur l'offre de travail.

Multiplicateur de dépenses publiques ($\Delta G = -\Delta H_g$) : remarquons dans un premier temps que la politique expansionniste d'augmentation des dépenses publiques s'accompagne chez Mankiw d'une réduction d'un même montant de l'emploi public ! La hausse des dépenses publiques n'a pas d'effet immédiat sur l'offre de travail des ménages, mais réduit la demande de travail publique H_g. Les revenus salariaux se réduisent donc, et cet effet revenu incite les ménages à offrir plus de travail. L'augmentation de l'emploi privé (qui est le seul productif dans le modèle) accroît les profits, donc les revenus des ménages, et joue à la baisse sur l'offre de travail. Dans la mesure où l'effet revenu lié à la réduction de l'emploi public domine l'effet d'accroissement du profit, l'effet final est positif sur l'offre de travail.

Nous constatons ainsi que les effets multiplicateurs mis en évidence par Mankiw dépendent de deux hypothèses essentielles :

— la présence d'un effet revenu dans l'offre de travail qui donne un effet expansionniste à un choc de dépenses publiques financé par impôts, *via* l'effet négatif de l'impôt sur le revenu du ménage, et donc positif sur son offre de travail.

— la présence d'un effet multiplicateur qui passe par les effets revenu induits par la redistribution des profits.

Nous voyons alors que des hypothèses méritant tout autant l'adjectif de "keynésiennes" que celle de Mankiw permettraient d'obtenir un résultat opposé :

— l'absence d'effet revenu dans l'offre de travail (comme dans notre modèle de la section précédente), voire l'inélasticité complète de l'offre de travail, annule l'effet des mesures de politique économique envisagées par Mankiw,

— des préférences spécifiées comme Mankiw, mais une hypothèse différente sur la redistribution des profits peut annuler non pas l'effet direct de la politique économique mais tout phénomène de multiplicateur. Si l'on reprend par exemple la formalisation de Malinvaud [1977] où les profits sont accumulés par les entreprises sous la forme d'encaisses monétaires [20], les effets multiplicateurs disparaissent dans la mesure où le modèle à profits retenus est au fond un modèle à la Kaldor où la propension à consommer des capitalistes est nulle.

3.2.3 Conclusion d'étape

Le modèle de concurrence monopolistique, dans la version qu'en propose Blanchard and Kiyotaki [1987], permet d'obtenir la structure *Offre*

20. Il est vrai que cette hypothèse est assez forte lorsque le modèle est purement statique.

globale-Demande globale traditionnelle de la macroéconomie contemporaine. Il permet en outre de donner un fondement et une description explicite des comportements de fixation de prix et de salaires.

Le caractère intrinsèquement keynésien du modèle nous semble cependant plus discutable. Si le modèle permet d'obtenir un équilibre sur niveau déprimé, il ne permet pas de fonder théoriquement la politique conjoncturelle (monétaire ou budgétaire). En effet, le modèle s'avère dichotomique, l'équation de demande globale permettant uniquement de déterminer le niveau général des prix, et non le niveau du produit. A ce titre, il ne nous semble pas que les caractéristiques keynésiennes du modèle mises en avant par Hart [1982], Mankiw [1988] et Startz [1989] soient véritablement pertinentes, parce que la présence d'effets multiplicateurs reposent sur des chocs structurels de dotations en temps et en bien non produit. Dans le premier chapitre de sa thèse qui constitue une référence pour cette littérature, Kiyotaki [1985] utilise d'ailleurs le terme de "mécanisme *similaire*[21] à un effet multiplicateur" (p*I-17*) pour décrire les effets d'un choc sur les dotations de bien non produit, mais ne fait jamais explicitement référence à un mécanisme keynésien.

Le troisième chapitre de cette thèse s'attachera alors à montrer qu'il existe un élément incontestablement keynésien dans le modèle : l'absence de coordination des agents qui maintient l'équilibre sur un niveau déprimé alors que chacun améliorerait son utilité si les prix et les salaires baissaient. Comme le lien avec la théorie des équilibres non-walrasiens nous l'a suggéré, c'est en combinant rigidités nominales et concurrence monopolistique que nous pourrons donner de nouveaux fondements microéconomiques à la macroéconomie keynésienne.

Avant d'envisager théoriquement l'introduction de comportement aboutissant à des rigidités nominales et à la correction des défauts de coordination présents dans le modèle, nous montrons dans une troisième section que le cadre de référence envisagé permet de tester de manière plus structurelle la présence de rigidités nominales déjà mise en évidence dans le chapitre préliminaire.

3.3 Concurrence monopolistique et neutralité fiscale : un test de la présence de rigidités nominales

L'écriture d'un modèle de concurrence monopolistique intégrant une dimension fiscale plus développée que l'hypothèse d'impôt forfaitaire souvent utilisée dans la littérature[22] permet de proposer un test de la présence de rigidités nominales. En effet, l'existence d'ajustements nominaux imparfaits implique un réexamen de l'incidence des politiques fiscales sur les prix, les salaires et le niveau de l'activité, et plus particulièrement de la propriété d'équivalence fiscale[23].

21. C'est nous qui ajoutons les italiques.
22. Hypothèse que nous avons reprise à notre compte dans la section précédente.
23. Voir par exemple Alexiou and Bénard [1990]

La propriété d'équivalence fiscale énonce que le côté du marché sur lequel est prélevé un impôt est indifférent. Un exemple volontairement simple illustre cette propriété et sa réfutation si les prix et les salaires ne sont pas parfaitement flexibles.

Supposons qu'il n'existe dans une économie à un seul bien qu'un seul impôt, de type TVA, de taux t et collecté par les entreprises. Les ménages subissent un coût de $(1+t)p$ francs par unité achetée, perçoivent un prix de marché de $(1+t)p$ francs et les entreprises, après versement à l'Etat de t francs par unité vendue, perçoivent une recette unitaire de p francs. Si l'Etat décide de modifier le mode de perception de l'impôt en prélevant directement t% sur les dépenses des ménages, le coût subi par les ménages par unité achetée sera toujours de $(1+t)p$ francs, la recette unitaire des entreprises de p francs, mais le prix de marché tombera à p francs. Ainsi, cette modification de la structure fiscale (passage d'un impôt indirect - *i.e.* collecté par les entreprises - à un impôt direct - *i.e.* collecté auprès des ménages) n'aura eu de conséquence ni sur les ménages, ni sur les entreprises, ni sur les recettes fiscales. Si, en revanche, l'entreprise ne réduit pas son prix de vente de $(1+t)p$ à p à la suite de cette mesure fiscale, le coût pour le ménage d'une unité achetée augmentera, et vaudra même $(1+t)^2p$ si les prix sont totalement rigides. Un même raisonnement peut s'appliquer à une mesure préconisant le prélèvement à la source (donc collecté par les entreprises) de l'impôt sur les revenus salariaux, la rigidité des salaires nominaux pouvant alors donner une incidence réelle à la mesure. C'est cette propriété d'équivalence, et par là même la présence de rigidités nominales, que cette étude se propose de tester.

Dans un premier temps, la réécriture du modèle de référence intégrant fiscalité directe et indirecte nous permettra de vérifier la propriété d'équivalence fiscale, puis de simuler les effets d'un choc fiscal pour une structure particulière de rigidités nominales ; une boucle prix-salaires emboîtés à la Blanchard [1986]. Dans un second temps, nous estimerons une forme semi-réduite proche du modèle théorique présenté afin de tester la propriété d'équivalence (et donc la présence de rigidités nominales) à court terme et à long terme. Puis, nous évaluerons le comportement des prix, des salaires et du produit à la suite d'un choc sur la structure de la fiscalité.

Cette section montre ainsi que la structure fiscale (schématiquement TVA ou impôt sur le revenu) a une influence à court terme sur les prix, les salaires et le produit ; qu'elle n'a cependant pas d'effet de long terme et que la proposition d'équivalence reprend alors tout son sens ; que les rigidités nominales concernent les salaires et les prix ; qu'une baisse de la TVA compensée par un impôt sur le revenu a dans le modèle estimé un effet négatif durable sur le salaire réel.

Cette section s'inspire largement dans sa partie empirique de l'étude réalisée sur les Etats-Unis et la Grande Bretagne par Poterba, Rotemberg, and Summers [1986].

3.3.1 Equivalence fiscale et rigidités nominales

Dans un cadre désormais standard de concurrence monopolistique à la Kiyotaki [1985] et Blanchard et Kiyotaki [1987], nous construisons un modèle rendant compte de la propriété d'équivalence fiscale ; propriété que nous formulerons de la façon suivante :

Propriété : Dans une économie où coexistent un impôt (indirect) sur les dépenses des ménages collecté par les entreprises (de type TVA) et un impôt (direct) sur les revenus des ménages collecté directement, seul importe le *niveau* de la pression fiscale (et non la *répartition* de cette pression fiscale entre imposition directe et indirecte), dès lors que les prix et les salaires sont parfaitement flexibles.

3.3.1.1 Propriété d'équivalence fiscale dans un modèle de concurrence monopolistique

Bien que la propriété d'équivalence fiscale puisse se démontrer simplement à partir de la contrainte budgétaire des ménages, notre désir de modéliser *explicitement* les comportements de fixation de prix et de salaires pour justifier la présence de rigidités nominales rend nécessaire l'exposé d'un modèle macroéconomique bouclé de concurrence imparfaite, tant sur le marché des biens et services que sur celui du travail.

L'économie est composée de n firmes indicées par j, produisant chacune un bien imparfaitement substituable aux autres, selon une technologie n'utilisant que du travail comme input. De même, il existe h types de ménages indicés par i offrant chacun un type de travail imparfaitement substituable aux autres. Les préférences et la technologie sont celles de la section précédente.

La technologie utilisée par chaque firme est représentée par une fonction de production *CES* à rendements décroissants

$$Y_j = \left[\sum_{j=1}^{h} H_{ij}^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{(\sigma-1)}\frac{1}{\alpha}}$$

Les préférences des consommateurs sont représentées par la fonction d'utilité

$$U_i = \left[n^{1/(1-\theta)} C_i \right]^{\gamma} \left[\frac{M_i}{(1+t_d)P} \right]^{1-\gamma} - H_i^{\beta}$$

avec

$$C_i = \left[\sum_{j=1}^{n} C_{ij}^{(\theta-1)/\theta} \right]^{\theta/(\theta-1)} \quad , \quad P = \left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} P_j^{1-\theta} \right]^{1/(1-\theta)} \quad ,$$

et $\theta > 1$, $0 < \gamma < 1$, $\beta > 1$

Chaque ménage est imposé directement et indirectement aux taux respectifs t_r (impôt sur les revenus) et t_d (impôt sur les dépenses) : le taux t_d appliqué

aux dépenses des ménages et prélevé par les entreprises rend compte de la fiscalité indirecte ; le taux t_r, appliqué aux revenus salariaux et financiers des ménages, rend compte de la fiscalité directe.

Enfin, le modèle est bouclé par une redistribution des profits aux ménages et par la présence d'un gouvernement qui offre une quantité fixe de monnaie M, qui se finance par impôt et qui réalise des dépenses sur le marché des biens et services en maximisant le critère

$$G = n^{1/(1-\theta)} \left[\sum_{j=1}^{n} G_j^{(\theta-1)/\theta} \right]^{\theta/(\theta-1)}$$

Dans ce contexte, la contrainte budgétaire du ménage i s'écrit :

$$(1+t_d)PC_i = (1-t_r)\left(W_i H_i + \Pi_i + M_j\right) \tag{3.41}$$

La résolution[24] du côté "demande" du modèle permet de dériver l'expression de la demande globale :

$$Y = K_1 \left(\frac{1+t_d}{1-t_r} \right) \frac{M}{(1+t_d)P} \tag{3.42}$$

où K_1 est une constante. Du côté de l'offre, chaque entreprise agit en concurrence monopolistique sur le marché des biens et, à W et P donnés, détermine le prix P_j et la quantité offerte Y_j qui maximise son profit ; d'où la règle de prix :

$$\frac{P_j}{P} = \left[K_2 \left(\frac{W}{P} \right) Y^{\alpha-1} \right]^{1/(1+\theta(\alpha-1))} \tag{3.43}$$

De la même façon, chaque ménage agit en concurrence monopolistique sur le marché du travail et, à W et P donnés, détermine le salaire W_i et la quantité de travail offerte H_i qui maximisent son utilité ; d'où la règle de salaire :

$$\frac{W_i}{W} = \left[K_3 \, \Theta \left(\frac{P}{W} \right) H^{\beta-1} \right]^{1/(1+\sigma(\beta-1))} \tag{3.44}$$

où les K_l sont des constantes et $\Theta = \frac{1+t_d}{1-t_r}$.

L'équilibre macroéconomique symétrique est donné par la résolution des équations (3.42), (3.43), (3.44) et de l'équation d'emploi $H = K_H Y^{\alpha}$:

$$\begin{aligned}
Y &= K_4 \Theta^{1/(1-\alpha\beta)} && (3.45)\\
(1+t_d)P &= K_5 M \Theta^{\alpha\beta/(\alpha\beta-1)} && (3.46)\\
(1-t_r)W &= K_6 M \Theta^{-\alpha/(\alpha\beta-1)} && (3.47)\\
H &= K_7 \Theta^{\alpha/(1-\alpha\beta)} && (3.48)
\end{aligned}$$

24. La résolution explicite du modèle est identique à celle exposée dans la section précédente.

où les K_l sont des constantes dépendant des paramètres $\alpha, \beta, \sigma, \theta, \gamma$ et n.

Le paramètre Θ est un indicateur de la pression fiscale vérifiant la relation :

$$\frac{T}{PY} = \left(1 - \frac{1}{\Theta}\right)$$

où T représente les recettes fiscales .Ainsi, Θ varie comme la pression fiscale $\frac{T}{PY}$.

Nous pouvons alors vérifier dans ce modèle que Y, H et $\frac{W}{P}$ ne dépendent que de Θ, la pression fiscale sur le secteur privé, et non distinctement de t_r et t_d; *i.e.* de la structure de cette pression fiscale. Un choc sur la structure fiscale[25] qui laisse Θ constant n'aura pas d'effet sur les prix TTC et sur les salaires nets de tout impôt[26]. En effet, si les prix et les salaires sont parfaitement flexibles, une hausse du taux d'impôt direct provoquera une hausse du salaire net après impôt, alors qu'une baisse du taux d'impôt indirect s'accompagnera d'une hausse du prix hors taxe. A l'inverse, toute rigidité dans la fixation des prix hors taxe ou des salaires, en modifiant le niveau des prix TTC et des salaires après impôt, entraînera une réponse non nulle du produit, de l'emploi et du salaire réel, à la suite d'un choc sur la structure fiscale.

3.3.1.2 Une simulation théorique des effets d'un choc fiscal en présence de rigidités nominales

Cet exercice de simulation théorique n'a pas pour objectif de décrire précisément la situation de l'économie française (ce sera l'objet de la seconde partie de cette section), mais d'adopter en première approximation une dynamisation reposant sur une structure d'emboîtement des décisions de prix et de salaires[27] qui décrit une trajectoire possible entre les équilibres macroéconomiques d'avant et d'après le choc sur la structure fiscale. Les rigidités nominales sont introduites en supposant que les révisions de prix et de salaires ont lieu de façon alternée toutes les deux périodes.

En reprenant les équations (3.42), (3.43) et (3.44)[28], il vient par passage au log (et en notant $x = \log(X)$) :

$$p = k_p + aw + (1-a)\tau \quad (3.49)$$

$$w = k_w + bp + (1-b)\tau \quad (3.50)$$

$$y = k_y + \tau - p \quad (3.51)$$

25. Dans toute la suite, nous nous intéresserons à une hausse de la fiscalité directe compensée par une baisse de la fiscalité indirecte (en raccourci une baisse de la TVA compensée par une hausse de l'impôt sur le revenu (IR)).

26. Ce sont ces variables qui interviendront dans l'étude empirique.

27. Cette structure est celle de Blanchard [1986].

28. La dynamique du niveau d'emploi n'est pas explicitement prise en compte car elle résulte directement de celle du produit.

avec $a = 1/\alpha, b = 1 - \alpha(\beta - 1)$ et $\tau = \log(1/(1 + t_d))$. k_w, k_y et k_p sont des fonctions de Θ et M et seront par la suite considérées comme constants, ce qui implique que le choc se fera à offre de monnaie M et à pression fiscale Θ constantes. La variable τ est ici assimilable à une variable de structure fiscale puisque Θ est posé constant. Toute hausse de τ (donc toute baisse du taux d'imposition indirecte) est *implicitement* compensée par une hausse de t_r qui garde Θ constant. Comme nous l'avons déjà précisé, nous envisagerons un choc $d\tau > 0$ sur la structure fiscale correspondant ainsi à une hausse de la fiscalité directe.

Les règles de fixation des variables nominales sont spécifiées comme suit (en omettant les constantes k_x) :

$$\begin{aligned} p_t &= 1/2\,(aw_{t-1} + (1-a)\tau_t) \\ &\quad +1/2\,(aE\,[w_{t+1}\mid_t] + (1-a)E\,[\tau_{t+1}\mid_t]) \quad (3.52) \\ w_{t-1} &= 1/2\,(bp_{t-2} + (1-b)\tau_{t-1}) \\ &\quad +1/2\,(bE\,[p_t\mid_{t-1}] + (1-b)E\,[\tau_t\mid_{t-1}]) \quad (3.53) \end{aligned}$$

Ainsi, chaque variable (prix ou salaire) est déterminée comme moyenne des valeurs connues et anticipées rationnellement de l'autre. Les prix sont indexés sur les salaires et inversement. Nous effectuons un choc permanent et non anticipé sur $d\tau$ rendant compte d'une modification permanente de la structure fiscale [29]. Pour un choc $d\tau$ en $t = 0$, les trajectoires de p, w et y pour $t > 0$ sont données par :

$$\begin{aligned} p_0 &= \left(1 - 1/2a\,(1 - 1/4ab(1+\lambda))^{-1}\right) d\tau + \tau \quad (3.54) \\ p_{t+2} &= \lambda p_t + (1-\lambda)(\tau + d\tau) \quad (3.55) \\ w_{t+1} &= 1/2\,(b(p_{t+2} + w_t) + (1-b)(\tau_{t+1} + \tau_{t+2})) \quad (3.56) \\ y_t &= \tau + d\tau - p_t \quad (3.57) \end{aligned}$$

avec

$$\lambda = \frac{1 - \sqrt{1-ab}}{1 + \sqrt{1-ab}}\,; 0 < \lambda < 1$$

Nous simulons un choc fiscal en partant pour cela d'une structure fiscale similaire à celle de l'économie française au troisième trimestre de 1989, telle que nous la mesurons dans la seconde partie de cette section :

$$\begin{aligned} t_r &= 7.7\% \text{ du PIB marchand} \\ t_d &= 14.3\% \text{ du PIB marchand} \\ \Theta &= 1.24 \end{aligned}$$

29. La résolution du modèle reprend Blanchard [1986] et est présentée en annexe.

Un choc sur t_d de -1 point (une "baisse de la TVA de 1 point") laissera la pression fiscale Θ constante si et seulement si $dt_r = 1/\Theta \cdot dt_d$, soit $dt_r = 0.808$ ("hausse de l'IR de 0.8 point"). En posant arbitrairement $a = b = 0.9$, nous calculons les trajectoires des prix TTC ($\log((1+t_d)P_t)$), des salaires nets de tout impôt ($\log((1-t_r)W_t)$), du salaire réel et du produit à la suite d'un choc en $t = 0$. Nous pouvons ainsi tracer (graphiques 3.8 et 3.9) les écart des variables précédemment citées à leur valeur de long terme.

FIGURE 3.8 : Réponses théoriques des prix TTC et des salaires nets à un choc sur la structure fiscale

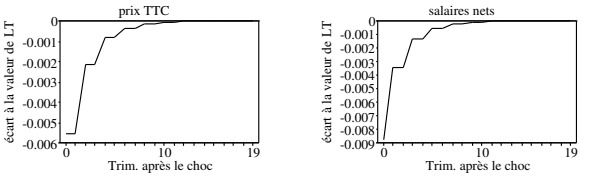
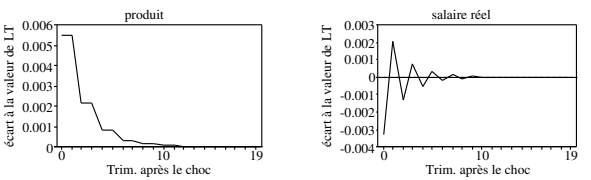


FIGURE 3.9 : Réponses théoriques du produit et de salaire réel à un choc sur la structure fiscale



Le résultat (purement qualitatif) de cet exercice montre que la présence de rigidités nominales (spécifiées ici de manière totalement *ad hoc*) engendre des effets réels (ici une baisse puis une convergence oscillatoire du salaire réel et une réaction positive du PIB) à court terme, et invalide par là même la propriété d'équivalence fiscale.

3.3.2 Estimation d'une forme semi-réduite, test de la propriété d'équivalence fiscale et estimation des réponses à un choc sur la structure fiscale

3.3.2.1 Construction et estimation du modèle

Notre objectif est d'estimer une forme semi réduite proche du modèle dynamique que nous avons développé précédemment.

Les variables endogènes du modèle sont[30] :

- le logarithme des prix TTC : $\widetilde{p}_t = \log((1+t_d)P_t)$
- le logarithme du salaire net de tout impôt : $\widetilde{w}_t = \log((1-t_r)W_t)$
- le logarithme du produit en volume : y_t

et les variables fiscales du modèle sont :

- un indicateur de pression fiscale : $pfisc_t = \log\Theta$,
- une variable de fiscalité indirecte qui complète la description du système fiscal[31] : $polfi_t = \tau$,
- l'ensemble des autres prélèvements obligatoires : $afisc_t$.

Les variables sont construites en utilisant les Comptes Nationaux, et plus particulièrement le compte de revenu des Administrations Publiques pour les variables fiscales :

- t_d : taux d'impôt indirect = (TVA + Autres impôts sur les produits) / PIB marchand,
- t_r : taux d'impôt direct = (Impôt sur le Revenu + Autres impôts sur le revenu et le patrimoine) / PIB marchand,
- $afisc_t$: autres prélèvements obligatoires = Cotisations sociales employeurs et salariés + Impôt sur les sociétés + Impôt en capital + Impôts divers liés à la production,
- $\widetilde{p}_t$: déflateur du PIB marchand,
- w_t : salaire horaire moyen dans le secteur marchand,
- $\widetilde{w}_t = (1-t_r)w_t$,
- y_t : PIB marchand.

Il est clair que la mesure du salaire nominal après impôt direct est ici biaisée vers le bas puisque t_r prend également en compte les revenus non salariaux des ménages. C'est cependant un assez bon indicateur de $\widetilde{w}_t$ dans la mesure où t_r prend également en compte les revenus financiers dans le modèle théorique.

Les graphiques 3.10 et 3.11 illustrent la situation fiscale française sur la période; une prédominance de la fiscalité indirecte sur les ménages mais une variabilité à court terme non négligeable de cette structure.

Nous introduisons enfin deux variables de politique économique conjoncturelle :

- le logarithme de l'offre de monnaie : $m1_t$

30. Nous donnons le nom de la variable dans le système estimé ainsi que son pendant dans le modèle théorique.

31. La connaissance de Θ et τ suffit en effet pour déterminer t_d et t_r.

FIGURE 3.10 : Structure de la pression fiscale française (*impôts directs / impôts directs et indirects*

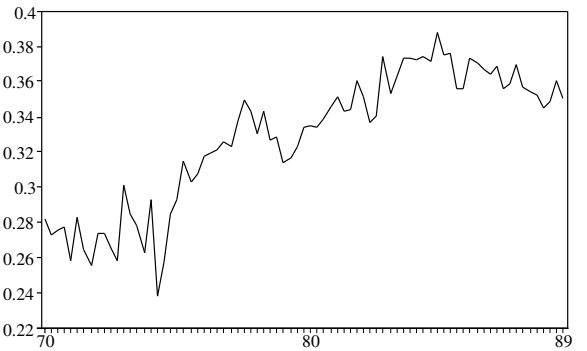
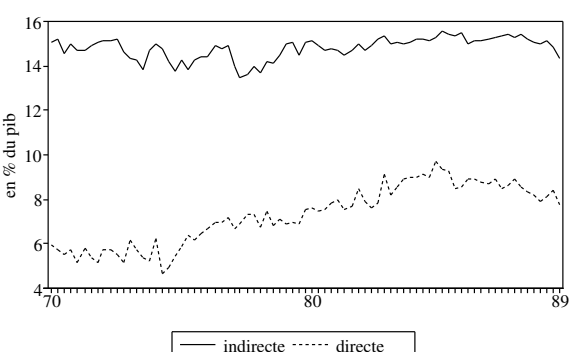


FIGURE 3.11 : Fiscalité directe et indirecte en pourcentage du PIB



— le logarithme du niveau des dépenses publiques : gvt_t

L'estimation du modèle nécessite de travailler sur des variables stationnaires. L'identification de l'ordre d'intégration des séries est fondée sur l'utilisation des tests de Dickey and Fuller [1979]. Les variables $\widetilde{p}$,$\widetilde{w}$ et y possèdent toutes trois une racine unitaire. Leurs différences premières sont cependant stationnaires, respectivement autour d'un trend déterministe quadratique, d'un trend déterministe et d'une constante. La recherche de relations de cointégration entre ces trois variables a été menée en suivant la démarche décrite par Granger and Newbold [1986] (étude de la stationnarité des résidus de la relation cointégrante par des tests de Dickey et Fuller "Augmentés"). Aucune relation de cointégration n'est vérifiée sur nos données, ce qui nous amène à différencier les trois endogènes dans l'estimation du modèle pour le ramener à une forme stationnaire.

Afin d'éliminer la partie automatique de la politique conjoncturelle et de la politique fiscale pour ne prendre en compte que la composante discrétionnaire de ces variables, nous filtrons les exogènes par un système autorégressif regroupant l'ensemble des variables du modèle, soit $\widetilde{p}_t$, $\widetilde{w}_t$,y_t , $m1_t$, gvt_t , $pfisc_t$,$polfi_t$ et $afisc_t$. Les résidus des équations de $m1_t$, gvt_t , $pfisc_t$, $polfi_t$ et $afisc_t$ seront notés $\widehat{m1_t}$, $\widehat{gvt_t}$, $\widehat{pfisc_t}$, $\widehat{polfi_t}$ et $\widehat{afisc_t}$ et constitueront donc les exogènes de la forme semi-réduite estimée. Par des tests de Dickey et Fuller, nous avons vérifié que ces variables étaient toutes stationnaires.

Le système estimé s'écrit alors de la façon suivante :

$$\begin{pmatrix} \Delta\widetilde{p}_t \\ \Delta\widetilde{w}_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_p^1(L) & \alpha_w^1(L) & \alpha_y^1(L) \\ \alpha_p^2(L) & \alpha_w^2(L) & \alpha_y^2(L) \\ \alpha_p^3(L) & \alpha_w^3(L) & \alpha_y^3(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta\widetilde{p}_{t-1} \\ \Delta\widetilde{w}_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \end{pmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \alpha_m^1(L) & \alpha_g^1(L) & \alpha_{ps}^1(L) & \alpha_{pf}^1(L) & \alpha_{af}^1(L) \\ \alpha_m^2(L) & \alpha_g^2(L) & \alpha_{ps}^2(L) & \alpha_{pf}^1(L) & \alpha_{af}^1(L) \\ \alpha_m^3(L) & \alpha_g^3(L) & \alpha_{ps}^3(L) & \alpha_{pf}^1(L) & \alpha_{af}^1(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \widehat{m1_t} \\ \widehat{gvt_t} \\ \widehat{pfisc_t} \\ \widehat{polfi_t} \\ \widehat{afisc_t} \end{pmatrix}$$

$$+ \begin{pmatrix} \varepsilon_t^1 \\ \varepsilon_t^2 \\ \varepsilon_t^3 \end{pmatrix}$$

Le modèle est estimé sur la période 1970Q1-1988Q3 en ajoutant à chaque équation un trend, une constante, trois indicatrices trimestrielles et une variable indicatrice pour les trimestres 1982Q3 et 1982Q4 correspondant au plan Mauroy de blocage des prix et à la sortie du blocage.

En testant deux à deux des modèles de longueur différente (tests du rapport de vraisemblance), nous sélectionnons une structure de 2 retards (les polynômes $\alpha_i^j(L)$ sont du second degré sans constante pour les endogènes et avec constante pour les exogènes).

Les résultats de l'estimation sont donnés dans le tableau 3.1 [32] et s'énoncent

32. SCE= somme des carrés expliqués, SCR= somme des carrés des résidus, Q= statis-

Tableau 3.1 : Résultats économétriques

	$\Delta\widetilde{p}$	$\Delta\widetilde{w}$	y
$\Delta\widetilde{p}_{-1}$	.23 (.17)	.07 (.21)	-.20 (.24)
$\Delta\widetilde{p}_{-2}$	.002 (.15)	.32 (.33)	-.12 (.21)
$\Delta\widetilde{w}_{-1}$	.32 (.14)	.62 (.18)	.29 (.20)
$\Delta\widetilde{w}_{-2}$	.11 (.11)	-.17 (.14)	-.42 (.16)
y_{-1}	-.001 (.01)	.2 (.12)	.04 (.14)
y_{-2}	.09 (.01)	-.02 (.12)	-.04 (.13)
$\widehat{\Delta polfi}$	-.63 (.2)	-.88 (.25)	-.18 (.28)
$\widehat{pfisc}$	-.06 (.15)	-.8 (.19)	-.3 (.21)
$\widehat{pfisc}_{-1}$	.32 (.2)	1.3 (.25)	.22 (.28)
$\widehat{pfisc}_{-2}$	-.31 (.2)	-.46 (.25)	-.33 (.28)
$\widehat{afisc}$	-.04 (.05)	.01 (.06)	.14 (.07)
$\widehat{afisc}_{-1}$	-.05 (.05)	-.03 (.06)	.01 (.07)
$\widehat{afisc}_{-2}$	.06 (.05)	.07 (.06)	-.02 (.07)
$\widehat{m1}$	.04 (.06)	-.05 (.07)	-.02 (.08)
$\widehat{m1}_{-1}$	.06 (.06)	.02 (.07)	.09 (.08)
$\widehat{m1}_{-2}$	.11 (.06)	.07 (.07)	-.08 (.08)
$\widehat{gvt}$	-.36 (.24)	.01 (.3)	-.39 (.33)
$\widehat{gvt}_{-1}$	-.35 (.25)	-.013 (.31)	.22 (.35)
$\widehat{gvt}_{-2}$	-.32 (.26)	-.15 (.33)	.39 (.36)
SCE	.50E-2	.62E-2	.69E-2
SCR	.1E-2	.17E-2	.21E-2
Q(24)	26.1	39.1	23.8

Écarts-types entre parenthèses.

de la façon suivante :

— le salaire nominal est largement exogène et autorégressif,
— les prix sont principalement expliqués par les salaires,
— le produit dépend principalement et négativement des salaires.

Une première interprétation de ces résultats montre dès à présent :

— que le salaire nominal est assez rigide et largement dépendant de facteurs institutionnels,
— que le salaire est considéré par les entreprises comme un coût qu'elles répercutent dans leurs prix.

C'est à partir de ce modèle que nous testons la propriété d'équivalence entre fiscalité directe et indirecte des ménages.

3.3.2.2 Test de la propriété d'équivalence fiscale

La construction des séries $pfisc$ et $polfi$ nous permet d'adopter un test simple de la propriété d'équivalence. A $pfisc$ donné, $polfi$ renseigne sur la structure (directe/indirecte) de la fiscalité française. Si $\alpha^i_{pf} = 0$ pour $i = 1, 2, 3$, la structure fiscale est bien neutre et la position "classique" est validée. En revanche, un rejet de cette hypothèse révèlera la présence de rigidités nominales qui invalident la propriété d'équivalence.

Nous testons donc[33] $H_0 : \alpha^i_{pf} = 0$ pour $i = 1, 2, 3$ contre $H_1 : \alpha^i_{pf} \neq 0$ pour $i = 1, 2, 3$. La statistique du test suit un $\chi^2(9)$ sous H_0 et vaut $18,54$. Nous rejetons donc sans ambiguïté (à 3.10^{-2}) la neutralité à court terme de la structure fiscale.

Si nous révélons par ce test la présence de rigidités nominales, il serait satisfaisant de voir celles-ci s'estomper avec le temps et de retrouver ainsi la propriété d'équivalence à long terme dont rendait compte le modèle théorique. Si la structure fiscale n'a pas d'effet à long terme sur les niveaux des endogènes, alors

— l'effet de long terme de $\widehat{polfi}$ est nul sur le taux de croissance des endogènes, ce qui implique que la somme des coefficients des polynômes α^i_{pf} est nulle dans chacune des trois équations : si $\alpha^i_{pf} = a^i + b^i L + c^i L^2$, alors $a^i + b^i + c^i = 0$. Nous avons alors $\alpha^i_{pf} = a^i(1 - L^2) + b^i(L - L^2)$,
— l'effet cumulé de $\widehat{polfi}$ est nul sur le taux de croissance des endogènes (*i.e.* pas d'effets de long terme sur le niveau des endogènes), ce qui impose la contrainte $a^i = -b^i$. Nous avons alors $\alpha^i_{pf} = a^i(1 - L)$.

Imposer la neutralité de long terme correspond ainsi à remplacer les variables $\widehat{polfi}_{t-i}$,pour $i = 0, 1, 2$ par la variable $\Delta\widehat{polfi} = (1 - L)\widehat{polfi}_t$.

---

tique de Box-Pierce. Chaque équation comprend également une constante, un trend, trois indicatrices trimestrielles et deux indicatrices pour 1982Q3 et 1982Q4.

33. Test du rapport de vraisemblance.

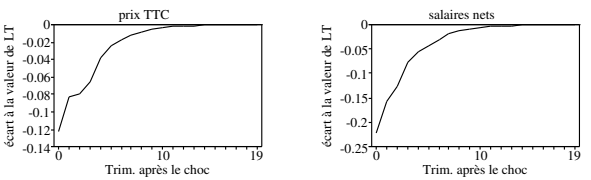
Pour tester la neutralité de long terme, nous estimons le modèle avec la variable $\widehat{pol\,fi}$ retardée de 0 à 2, puis un modèle alternatif (restreint) où seule la variable $\Delta\widehat{pol\,fi}$ intervient. La statistique du test suit un $\chi^2(6)$ [34] et prend une valeur de 0.64, ce qui nous amène à accepter sans équivoque l'équivalence fiscale à long terme (avec un risque de première espèce de 99%). Ce résultat nous assure également un *bon* comportement de long terme du modèle.

Nous pouvons donc affirmer à ce stade que la structure fiscale a bien une influence sur les variables nominales en niveau $\widetilde{p}$ et $\widetilde{w}$ et sur le produit y, influence de court terme qui révèle la présence de rigidités nominales dans la formation des prix et des salaires. Le comportement dynamique du modèle à la suite d'un choc permanent sur la structure fiscale va nous permettre de localiser plus précisément les sources de non neutralité.

3.3.2.3 Estimation des réponses à un choc sur la structure fiscale

L'écriture du modèle estimé permet un calcul simple de l'effet d'un choc permanent sur la structure fiscale. En maintenant les variables exogènes à leur niveau du troisième trimestre de 1989 et en choquant t_d de -1 point, nous pouvons calculer les déviations des endogènes par rapport au sentier sans choc. Rappelons que la baisse de t_d de 1 point au troisième trimestre de 1989 s'accompagne d'une hausse de t_r de 0.8 point, la pression fiscale restant constante. Les profils de déviation des variables *en niveau* ainsi obtenus sont présentés dans les graphiques 3.12 et 3.13.

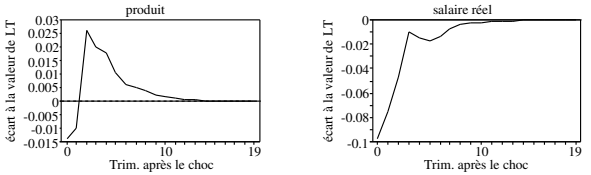
FIGURE 3.12 : Réponses estimées des prix TTC et des salaires nets à un choc sur la structure fiscale



Il convient de noter dans un premier temps la similitude des réponses estimées (graphiques 3.12 et 3.13) avec les réponses tirées de la simulation du modèle théorique (graphiques 3.8 et 3.9).

34. On impose en effet deux contraintes linéaires sur les coefficients par équation.

FIGURE 3.13 : Réponses estimées du produit et du salaire réel à un choc sur la structure fiscale



Si les salaires et les prix hors taxes étaient totalement rigides, le choc sur la structure fiscale entraînerait une baisse du prix TTC et du salaire net de tout impôt de 1%. La simulation montre clairement (graphique 3.12) une grande rigidité des salaires après impôt, ceux-ci baissant instantanément de 0.22 % au moment du choc. La convergence vers la trajectoire de référence (trajectoire sans choc) se fait par la suite lentement et de façon monotone, les salaires demeurant systématiquement sous leur trajectoire de long terme. La déviation est toujours supérieure à 0.1 % pendant les neuf premiers trimestres après le choc.

Les prix TTC (graphique 3.12) enregistrent une baisse plus faible au moment du choc (de l'ordre de 0.1 %) et se rapprochent plus vite de leur trajectoire de long terme que les salaires. A partir de la seconde période après le choc, l'écart reste inférieur à 1%. La rigidité des prix nominaux apparaît ainsi plus faible que celle des salaires : les prix TTC sont toujours plus près de leur trajectoire de référence que les salaires.

La trajectoire du salaire réel (graphique 3.13) est naturellement la résultante des évolutions nominales de prix et de salaires. La baisse instantanée est de près de 0.1 % et tout l'ajustement se fait sous le niveau sans choc, ce qui confirme la lenteur de l'ajustement des salaires nominaux par rapport aux prix.

Enfin, le produit réel (graphique 3.13) ne réagit que très faiblement (jamais plus de 0.03 % d'écart) mais assez lentement au choc fiscal. La faible magnitude des déviations du PIB réel serait fort décevante s'il s'agissait de tester l'efficacité de la politique fiscale comme politique conjoncturelle. Tel n'est cependant pas notre objet puisque nous souhaitons simplement souligner la présence d'effets "secondaires" lors d'une modification de la structure fiscale, effets induits par la présence de rigidités nominales. Le PIB réel dépendant négativement du salaire réel, il est dès la troisième période au-dessus de son niveau de référence.

3.3.3 Conclusion d'étape

La construction d'un modèle théorique de concurrence monopolistique avec fiscalité directe et indirecte nous a permis de montrer que le modèle rendait bien compte de la propriété d'équivalence fiscale et que l'introduction de rigidités nominales *ad hoc* (contrats emboîtés) mettait en défaut la proposition d'équivalence fiscale à court terme.

La partie empirique confirme la présence de rigidités nominales en montrant qu'il n'y a pas de neutralité à court terme de la structure fiscale, que ces rigidités doivent être considérées comme des lenteurs d'ajustement qui se résorbent à long terme pour rendre alors sa neutralité à la structure fiscale et qu'enfin les réponses de l'économie à un choc permanent sur la structure fiscale (baisse d'un point de la TVA compensée par une hausse de l'IR) rendent compte d'un ajustement lent des salaires relativement aux prix, entraînant une perte sensible de salaire réel.

Ces résultats empiriques sont à relativiser au regard de trois points qui constituent les limites de ce travail. Premier point, le calcul du montant d'impôts directs versés par les ménages se fait en appliquant un taux global d'imposition directe aux seuls revenus salariaux. Ce problème ne peut être résolu qu'en obtenant sur longue période une ventilation des recettes de l'IR pour tous les types de revenus [35].

Second point, un modèle théorique intertemporel où l'assiette des impôts directs et indirects n'est pas la même (c'était pour nous le PIB dans les deux cas) rend compte d'effets réels d'un choc sur la structure fiscale même en l'absence de rigidités nominales, par exemple en transitant par un arbitrage travail-loisir ou par des effets de répartition liés à la moindre progressivité des impôts indirects. Nous n'avons pas de mesure précise de ces effets bien que Poterba, Rotemberg et Summers [1986] les estiment de très faible ampleur.

Enfin, nous supposons que la structure fiscale est une variable exogène au modèle, mais il est possible que les élasticités par rapport au PIB des recettes fiscales directes et indirectes soient différentes, ce qui rendrait la structure fiscale (calculée à partir des recettes) endogène.

Remarquons que les résultats empiriques sont proches de ceux qu'obtiennent Poterba, Rotemberg et Summers pour les Etats-Unis et la Grande Bretagne et qu'ils confirment l'importance de la prise en compte des rigidités nominales dans l'évaluation des politiques économiques conjoncturelles.

3.4 Conclusion

La théorie des équilibres à prix fixes a constitué un progrès décisif dans la formalisation des idées de Keynes et de leur relecture par Clower et Leijonhufvud. Elle est cependant restée prisonnière de son manque de modélisation de prix. Certes, comme le note d'Autume [1985],

35. Voir à ce titre le travail de DP [1989] pour l'année 1984.

> "l'expression "équilibre à prix fixes" ne doit pas être prise au pied de la lettre. Il faut entendre plutôt que la théorie considère des prix imparfaitement flexibles, et que c'est dans un souci de simplification qu'est introduite une périodisation rigide supposant que les ajustements de quantités sont infiniment plus rapides que les ajustements de prix." (d'Autume [1985], p*140-41*)

Ce constat appelle alors la construction d'une théorie macroéconomique de la concurrence imparfaite et des comportements de fixation de prix. C'est pourquoi, en suivant la voie tracée par Benassy, nous avons examiné les apports du modèle de concurrence monopolistique en gardant en mémoire les enseignements de la théorie des équilibres non-walrasiens. Il apparaît au terme de ce chapitre que c'est bien une combinaison de ces deux approches, concurrence monopolistique *et* rigidités nominales qui peut renouveler la macroéconomie keynésienne sur une base microéconomique totalement explicite, y compris dans sa théorie des rigidités nominales si l'on adjoint par exemple des coûts d'ajustements de prix. Le modèle de la troisième section et le test de la présence de rigidités nominales qu'il a permis confirme la pertinence empirique de l'hypothèse d'imparfaite flexibilité des prix.

Le projet d'adjoindre à la concurrence monopolistique les fondements microéconomiques de la rigidité nominale des prix fait l'objet des trois derniers chapitres de cette thèse.

3.5 Annexe au chapitre trois

3.5.1 Le modèle de la section trois avec cotisations sociales

Poterba, Rotemberg, and Summers [1986] prennent en compte les cotisations sociales patronales dans la mesure de l'imposition indirecte des ménages et les cotisations sociales salariés dans la mesure de l'imposition directe. Nous montrons ici que cette prise en compte n'est pas directement envisageable dans notre modèle. Pour cela, nous reprenons le modèle de référence en y ajoutant :

— un taux t_{cs} de cotisations sociales salariés,
— un taux t_{ce} de cotisations sociales employeurs.

Le revenu du ménage i est maintenant donné par :

$$I_i = (1 - t_r)\left[(1 - t_{cs})W_i H_i + \Pi_i + M^o\right]$$

et

$$I = (1 - t_r)(PY - (t_{cs} + t_{ce})WH) + M$$

Le profit de l'entreprise j est donné par :

$$\Pi_j = P_j Y_j - \sum_{i=1}^{h}(1 + t_{ce})W_i H_{ij}$$

et les recettes fiscales du gouvernement par :

$$T = (t_r + t_d)PY + (1 - t_d)(t_{cs} + t_{ce})WH$$

L'expression de la demande agrégée est alors :

$$Y = \frac{\gamma}{1-\gamma}\left(\frac{1+t_d}{1-t_d}\right)\frac{M}{(1+t_d)P} + (t_{cs} + t_{ce})\frac{W}{P}N$$

La règle de prix de l'entreprise j se réécrit :

$$\frac{P_j}{P} = \left[\left(\alpha\frac{\theta}{\theta-1}n^{1/(1-\sigma)}h^{1-\alpha}\right)\left(\frac{(1+t_{ce})W}{P}\right)Y^{\alpha-1}\right]^{1/(1+\theta(\alpha-1))}$$

et celle de salaire du ménage i devient :

$$\frac{W_i}{W} = \left[\left(\frac{1+t_d}{1-t_r}\right)\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\frac{\beta}{\mu}h^{1-\beta}\right)\left(\frac{P}{(1-t_{cs})W}\right)H^{\beta-1}\right]^{1/(1+\sigma(\beta-1))}$$

L'équilibre symétrique (Y, P, W, N) est alors donné par :

$$\begin{aligned}
Y &= L_Y \Theta'^{1/(1-\alpha\beta)} \\
(1+t_d)P &= \frac{L_\alpha}{L_\delta + (1-t_{ce})/(1+t_{cs})}\Theta'^{(\alpha\beta)/(\alpha\beta-1)} \\
(1-t_d)W &= \frac{L_\beta}{L_\gamma + (1-t_{cs})/(1+t_{ce})}\Theta'^{\alpha/(\alpha\beta-1)} \\
H &= L_H \Theta'^{\alpha/(1-\alpha\beta)}
\end{aligned}$$

où les L_J sont des constantes qui ne dépendent pas des variables fiscales et :

$$\Theta' = \frac{(1+t_d)(1+t_{ce})}{(1-t_r)(1-t_{cs})}$$

Le théorème d'équivalence fiscale est ici vérifié dans la mesure où les transferts entre impôts sur le revenu et cotisations sociales salariés d'une part et impôts sur les dépenses et cotisations sociales employeurs de l'autre n'ont pas d'effet sur le produit, les prix et les salaires, à condition de laisser Θ' inchangé. On ne peut cependant pas assimiler impôts indirects (tels que nous les avons définis) et cotisations sociales employeurs car les premiers portent sur les dépenses alors que les secondes portent sur le volume de l'emploi. Nous ne retrouvons pas dans ce modèle l'équivalence croisée entre cotisations sociales employeurs et TVA dans la détermination des prix TTC et des salaires nets, même si elle existe pour les grandeurs réelles. C'est pourquoi nous nous limitons à des transferts entre impôts directs et impôts indirects hors cotisations sociales.

3.6 Résolution du modèle dynamique avec boucle prix-salaires de la section trois

Le modèle est donné par les équations (3.49) et (3.50) ainsi que par les règles d'ajustement (3.52) et (3.53). Nous résolvons le modèle en recherchant la trajectoire de p_t

En réécrivant (3.53) en $t+1$, puis en passant aux espérances conditionnelles à l'information disponible en t, nous obtenons l'expression de $E\left[w_{t+1} \mid_t\right]$, expression que nous reportons dans (3.52), avec la valeur de w_{t-1} donnée par (3.53) :

$$p_t = 1/4\left[p_{t-2} + E\left[p_t \mid_{t-1}\right] + p_t + E\left[p_{t+2} \mid_t\right]\right] + 1/4\mu_t \quad (3.58)$$

avec

$$\begin{aligned}\mu_t \quad = \quad & a(1-b)\left[\tau_{t-1} + E\left[\tau_t \mid_{t-1}\right] + E\left[\tau_{t+1} \mid_t\right] + E\left[\tau_{t+2} \mid_t\right]\right] \\ & +2(1-a)\left[\tau_t + E\left[\tau_{t+1} \mid_t\right]\right]\end{aligned}$$

Nous résolvons dans un premier temps le modèle pour obtenir $E\left[p_t \mid_{t-1}\right]$, puis dans un second temps pour obtenir p_t.

3.6.0.1 Détermination de $E\left[p_t \mid_{t-1}\right]$

En prenant l'espérance conditionnelle de (3.58), il vient :

$$\begin{aligned}& abE\left[p_{t+2} \mid_{t-1}\right] + (2ab-4)E\left[p_t \mid_{t-1}\right] + abE\left[p_{t-2} \mid_{t-1}\right] \\ & \quad = -E\left[\mu_t \mid_{t-1}\right]\end{aligned} \quad (3.59)$$

Nous résolvons cette équation récurrente comme une équation d'ordre deux en réécrivant (3.59) comme suit :

$$L^{-2}(ab + (2ab - 4)L^2 + abL^4)E\left[p_t \mid_{t-1}\right] = -E\left[\mu_t \mid_{t-1}\right]$$

Le polynôme caractéristique de l'équation sans second membre admet deux racines :

$$\lambda = \frac{1 - \sqrt{1 - ab}}{1 + \sqrt{1 - ab}}$$

$$\lambda' = \frac{1}{\lambda}$$

et $0 < \lambda < 1$

L'équation (3.59) s'écrit alors :

$$abL^{-2}(1 - \lambda L^2)(1 - \lambda' L^2)E\left[p_t \mid_{t-1}\right] = -E\left[\mu_t \mid_{t-1}\right]$$

<=>

$$(1 - \lambda L^2)E\left[p_t \mid_{t-1}\right] = -\frac{1}{ab}L^2(1 - \lambda' L^2)^{-1}E\left[\mu_t \mid_{t-1}\right] + c\lambda'^t$$

En choisissant la solution particulière $c = 0$ qui correspond au seul sentier non explosif, il vient

$$(1 - \lambda L^2)E\left[p_t \mid_{t-1}\right] = \frac{\lambda}{ab}\sum_{i=0}^{\infty}\lambda^i E\left[\mu_{t+2i} \mid_{t-1}\right]$$

<=>

$$E\left[p_t \mid_{t-1}\right] = \lambda E\left[p_{t-2} \mid_{t-1}\right] + \frac{\lambda}{ab}\sum_{i=0}^{\infty}\lambda^i E\left[\mu_{t+2i} \mid_{t-1}\right]$$

En notant que $E\left[p_{t-2} \mid_{t-1}\right] = p_{t-2}$, nous obtenons le résultat :

$$E\left[p_t \mid_{t-1}\right] = \lambda p_{t-2} + \frac{\lambda}{ab}\sum_{i=0}^{\infty}\lambda^i E\left[\mu_{t+2i} \mid_{t-1}\right] \qquad (3.60)$$

3.6.0.2 Détermination de p_t

En réécrivant (3.60) à la date $t + 2$ et en remarquant que

$$E\left[E\left[p_{t+2} \mid_{t+1}\right] \mid_t\right] = E\left[p_{t+2} \mid_t\right]$$

nous obtenons

$$E\left[p_{t+2} \mid_t\right] = \lambda p_t + \frac{\lambda}{ab}\sum_{i=0}^{\infty}\lambda^i E\left[\mu_{t+2i+2} \mid_t\right]$$

En remplaçant dans (3.59) $E\left[p_{t+2}\ |_t\right]$ et $E\left[p_t\ |_{t-1}\right]$ par leurs valeurs, nous obtenons

$$(4-ab(1+\lambda))p_t = ab(1+\lambda)p_{t-2}+\mu_t + \lambda\sum_{i=0}^{\infty}\lambda^i\left(E\left[\mu_{t+2i}\ |_{t-1}\right]+E\left[\mu_{t+2i+2}\ |_t\right]\right)$$

Considérons désormais la trajectoire particulière de τ_t (choc en 0, permanent et non anticipé) :

$$\begin{array}{rcccccc}\tau_t & = & \tau & \text{si} & t & < & 0\\ \tau_t & = & \tau+d\tau & \text{si} & t & \geq & 0\end{array}$$

Pour $t>0$, le modèle ne comporte plus d'incertitude et les anticipations rationnelles sont parfaites. (3.60) se réécrit alors :

$$p_t = \lambda p_{t-2}+\frac{\lambda}{ab}\sum_{i=0}^{\infty}\lambda^i\mu_{t+2i}$$

avec, pour tout $t>0$, $E\left[\mu_t\ |_{t-1}\right]=E\left[\mu_{t+2i}\ |_{t-1}\right]=4(1-ab)(\tau+d\tau)$. Nous avons alors :

$$\frac{\lambda}{ab}\sum_{i=0}^{\infty}\lambda^i\mu_{t+2i}=\tau+(1-\lambda)d\tau$$

et

$$p_{t+2}=\lambda p_t+(1-\lambda)(\tau+d\tau) \qquad (3.61)$$

(3.58) et (3.61) pris en $t=0$ nous donnent p_0, ce qui achève la résolution du modèle :

$$\begin{array}{rcl}p_0 & = & \tau+\left(1-1/2a\left(1-1/4ab\left(1+\lambda\right)\right)^{-1}\right)d\tau\\ p_{t+2} & = & \lambda p_t+(1-\lambda)(\tau+d\tau)\end{array}$$

Ces deux équations sont les équations (3.54) and (3.55) de la troisième section de ce chapitre.

Sachant que $E\left[X_\theta\ |_{t-1}\right]=X_\theta$ pour $t>0$ et $\theta>0$, la trajectoire de w_t se déduit de celle de p_t en utilisant l'équation (3.53).

3.6.1 Simulation du modèle de la section trois

a et b sont arbitrairement fixés à 0.9. t_r et t_d prennent avant le choc les valeurs que nous avons calculées en France au troisième trimestre de 1989 :

- $t_r = 7.708\%$
- $t_d = 14.29\%$
- $\Theta = 1.238$

Une baisse du taux d'impôt indirect de 1 point laissera la pression fiscale Θ inchangée si le taux d'impôt direct est réévalué de la façon suivante :

$$\Theta = \frac{1+t_d}{1-t_r} = Cte \Rightarrow dt_d = -\frac{1}{\Theta} dt_d$$

soit dans notre exemple :

$$\begin{array}{rcl} dt_d & = & -0.01 \\ dt_r & = & 8.0810^{-3} \end{array}$$

En posant $\tau = \log(1/(1+t_d))$ et $\theta = \log(1-t_r)$, le tableau 3.2 donne les valeurs simulées (en logarithmes) des prix TTC $(p-\tau)$, des salaires nets d'impôts directs $(w+\theta)$ et du produit y pour un choc $dt_d = -0.01$ à la date $t = 0$.

TABLEAU 3.2 : Réponses théoriques à un choc sur la structure fiscale

date	$p - \tau$	$w + \theta$	y
-1	0	-0.213782	0
0	-0.0055	-0.222575	0.0055084
1	-0.0055	-0.217239	0.0055084
2	-0.0022	-0.217239	0.0021641
3	-0.0022	-0.215143	0.0021641
4	-0.0008	-0.215143	0.00085
5	-0.0008	-0.21432	0.0008502
6	-0.0003	-0.21432	0.00033
7	-0.0003	-0.213996	0.00033
8	-0.0001	-0.213996	0.00013
9	-0.0001	-0.213819	0.00013
10	-0.00005	-0.213819	0.00005
11	-0.00005	-0.2138	0.00005
12	-0.00002	-0.2138	0.00002
13	-0.00002	-0.213792	0.00002
14	-0.000008	-0.213792	0.000008
15	-0.000008	-0.213789	0.000008
16	-0.000003	-0.213789	0.000003
17	-0.000003	-0.213788	0.000003
18	-0.000001	-0.213788	0.000001
19	-0.000001	-0.213787	0.000001
20	-0.0000005	-0.213787	0.000001

Chapitre 4

Défauts de coordination et rigidités nominales dans les modèles de concurrence monopolistique

Introduction

La prise en compte de l'importance de la demande dans les fluctuations de l'activité économique est un des points d'ancrage traditionnels de la macroéconomie d'inspiration keynésienne. L'absence (ou les défauts) de coordination dans les économies décentralisées et l'imparfaite flexibilité des prix ou des salaires constituent à ce titre deux voies de recherche privilégiées. Comme en rendent compte les travaux fondateurs de Clower [1965] et Leijonhufvud [1968], l'intégration d'une imperfection de la concurrence n'a pas été jugée nécessaire dans les premiers temps de cette recherche :

> "Il semble temporairement préférable de continuer à travailler avec des modèles qui postulent l'existence d'un coordinateur central des activités de marché, mais de rejeter deux autres hypothèses de la théorie traditionnelle : (1) l'hypothèse que les échanges n'ont lieu que pour les prix qui assurent la cohérence collective des plans individuels, (2) l'hypothèse que les échanges peuvent être négociés et exécutés sans coûts, privés ou sociaux, en temps ou en ressources." (Clower and Leijonhufvud [1975], p*184*)

La macroéconomie d'inspiration keynésienne apparaît ainsi comme la macroéconomie des défauts de coordination ; à l'opposé des enseignements de la théorie classique ou néo-classique, le marché ne remplit pas son rôle de coordination des actions individuelles. Une interrogation émerge alors naturellement : ces défauts de coordination sont-ils fondamentalement liés à l'existence de rigidités de prix et de salaires, ou sont-ils orthogonaux à ces dernières ? Leijonhufvud [1967] évoque le problème sans donner, nous semble-t-il, une réponse tranchée. Il reconnaît clairement que la rigidité nominale du salaire n'est pas centrale dans la théorie keynésienne :

> "L'hypothèse de salaire rigide n'est pas nécessaire [...] Il est suffisant d'abandonner l'hypothèse forte d'ajustement instantané des prix." (Leijonhufvud [1967], p*300*)

Si l'absence d'ajustements instantanés des prix apparaît bien pour Leijonhufvud comme l'élément central, rien n'est dit sur les raisons de cette rigidité, et celle-ci n'est pas pour lui la conséquence d'une imperfection de la concurrence :

> "Il n'est pas nécessaire de supposer la présence de monopoles, de syndicats, de salaire minimum ou d'autres contraintes institutionnelles sur le comportement individuel de maximisation de l'utilité des agents pour expliquer la présence d'une vitesse non infinie d'ajustement des prix. A la différence de nombreux économistes modernes, Keynes était farouchement opposé aux théories qui font de ces obstacles à l'ajustement des prix les causes des dépressions. La proposition implicite selon laquelle des forces automatiques résoudraient le problème si la concurrence était rétablie ne trouvait pas chez lui un écho favorable. L'atomicité des marchés

> ne signifie pas un ajustement instantané des prix. Un modèle de marchés atomistiques peut également avoir un comportement keynésien." (Leijonhufvud [1967], p*300*)

L'ambiguïté de la position de Leijonhufvud repose sur les mécanismes sous-jacents à l'imparfaite flexibilité des prix dès lors que l'on maintient l'hypothèse de concurrence parfaite. Plutôt que d'une imparfaite flexibilité des prix, il est question chez Leijonhufvud d'incapacité du système de prix à jouer son rôle de coordination en l'absence de tâtonnement.

Ce point de vue est repris et poussé au bout de sa logique par Howitt [1990] :

> "La réduction des problèmes de coordination à la rigidité des prix est la racine du déclin de l'économie keynésienne. Non seulement cette approche soulève des problèmes de cohérence logique que les keynésiens n'ont pas résolus, mais plus fondamentalement, elle n'est pas très réaliste. Même s'il existe de nombreuses preuves empiriques de la non flexibilité parfaite des prix et des salaires, il n'existe aucune bonne raison pour attribuer des défauts de coordination majeurs à ce manque de flexibilité." (Howitt [1990], p*1*)

Notre ambition dans ce chapitre est de montrer que si les défauts de coordination sont clairement un des éléments constitutifs de la macroéconomie keynésienne, l'introduction de rigidités nominales microéconomiquement fondées, dans un cadre explicite de concurrence monopolistique, autorise une meilleure compréhension de la nature de ces défauts de coordination et des effets de la politique économique conjoncturelle. En ce sens, nous exprimons un certain désaccord avec la proposition de Howitt.

La seconde partie de l'argumentaire de Leijonhufvud que nous venons de rappeler concerne la modélisation de la concurrence, et le caractère superfétatoire de l'introduction de la concurrence imparfaite. Il nous semble que le désir de s'affranchir de la fiction du commissaire-priseur walrasien, et de donner des fondements microéconomiques à l'imparfaite flexibilité des prix n'a pourtant de sens qu'en concurrence imparfaite. A ce titre, le modèle de concurrence monopolistique introduit dans le chapitre précédent peut dans cette perspective constituer un cadre d'analyse privilégié.

Il ne faut cependant pas faire de ce modèle le cadre de référence unique et incontournable d'une approche macroéconomique d'inspiration keynésienne. Picard souligne à juste titre les limites de l'approche en concurrence monopolistique :

> "Bien sûr, l'un des avantages de la concurrence monopolistique est que les agents qui fixent les prix sont clairement identifiés, alors que la concurrence parfaite suppose que les prix sont fixés par un commissaire-priseur invisible.[...] Néanmoins, dans une perspective macroéconomique, la concurrence parfaite et la concurrence imparfaite ont toutes deux leurs avantages et leurs inconvénients. Il ne fait aucun doute que les modèles de concurrence imparfaite

> dérivés de l'économie industrielle donnent une description bien plus réaliste du fonctionnement de marchés spécifiques, mais d'un point de vue macroéconomique, ils conduisent à un *embarras de richesse* : un jeu à un coup *à la* Bertrand dans une économie comprenant un vendeur et de nombreux demandeurs pour chaque bien, et où les biens sont imparfaitement substituables n'est qu'un choix possible parmi plusieurs ! En outre, l'organisation générale des marchés est souvent si complexe et si diversifiée qu'un modèle abstrait d'équilibre général en concurrence parfaite peut se révéler utile à la description de l'ensemble des interactions présentes." (Picard [1993], p*28*)

Le modèle de concurrence monopolistique développé dans le chapitre précédent va cependant s'avérer des plus pertinents dans la mesure où l'imparfaite rigidité des prix sera le résultat de la présence de coûts d'ajustement de prix. Cette hypothèse, qui peut apparaître comme *ad hoc*, a toutefois le mérite de rendre compte de variations importantes de l'activité économique. C'est à ce titre l'écart existant entre coût privé et coût social d'un non-ajustement de prix qui permet de rendre compte des effets de la demande sur l'activité. Dans ce modèle, les prix ne jouent pas leur rôle de coordination, et nous retrouvons alors les deux éléments essentiels d'un modèle keynésien évoqués par Clower et Leijonhufvud : l'imparfaite rigidité des prix et la présence de défauts de coordination.

Dans une première section, nous montrons que la présence de défauts de coordination dans un modèle macroéconomique repose sur les propriétés du jeu joué par les agents dans ce modèle, et tout particulièrement sur la présence de complémentarités stratégiques, pour reprendre une expression utilisée par Cooper and John [1988]. Après avoir évalué la portée des modèles de défauts de coordination reposant sur la présence d'une externalité de taille de marché, dans la lignée des travaux de Diamond [1982] et Howitt [1985], nous montrons que le modèle de concurrence monopolistique de référence s'interprète comme un jeu de coordination.

Dans une seconde section, nous intégrons de faibles coûts d'ajustement de prix (coûts de catalogues) dans le problème de détermination du prix optimal de la firme en concurrence monopolistique. En reprenant une analyse de Akerlof and Yellen [1985b] reposant sur une réinterprétation du théorème de l'enveloppe, nous montrons que des coûts faibles (du second ordre par rapport au choc) peuvent avoir des conséquences macroéconomiques importantes (du même ordre que les chocs). Ces coûts d'ajustement apparaissent alors, à la suite d'un choc de demande agrégée positif, comme un mécanisme permettant une coordination Pareto-améliorante des agents. Nous soulignons également la possibilité d'une indétermination de l'équilibre à la suite d'un choc monétaire, indétermination qui trouve sa source dans la présence de complémentarités stratégiques, ainsi que l'importance des élasticités-prix des offres de travail et de bien dans la magnitude des effets macroéconomiques d'un tel choc. Nous évaluons alors la portée de cette approche, et concluons sur la nécessité d'une extension dynamique pour

véritablement juger de son intérêt.

Une troisième section revient sur les défauts de coordination dans le modèle de concurrence monopolistique et sur le rôle des rigidités nominales dans la coordination des agents dans l'économie. Nous proposons à ce titre un modèle d'équilibre général simple de concurrence monopolistique où l'existence de deux technologies alternatives (dont l'une comporte un coût fixe), conjuguée à la présence de défauts de coordination entre les entreprises, permet de rendre compte d'une multiplicité d'équilibres macroéconomiques. Dans un modèle à salaire réel constant (salaire d'efficience), on distingue en particulier un équilibre localement stable à bas niveau d'emploi et un équilibre localement stable à haut niveau d'emploi qui Pareto-domine le premier. L'équilibre à faible niveau d'emploi est qualifié de piège de sous-emploi dans la mesure où, lorsque l'économie s'y trouve, une politique monétaire trop faiblement expansionniste augmente le niveau général des prix sans accroître l'emploi et se révèle localement inefficace. Néanmoins, en présence de coûts d'ajustement quadratiques de prix, une politique de relance de la demande suffisamment importante peut permettre une coordination des agents sur l'équilibre haut de l'économie.

4.1 Les défauts de coordination comme élément constitutif de la macroéconomie keynésienne

Nous définissons dans cette section le concept de complémentarité stratégique et ses liens avec la présence de défauts de coordination dans un modèle. Nous évoquons dans un premier temps une approche formelle abstraite de théorie des jeux, en rappelant la contribution de Cooper and John [1988]. Dans un second temps, nous montrons que la notion de défauts de coordination est à la base de la théorie macroéconomique keynésienne récente, notamment dans les modèles d'externalité de taille de marché. Dans un troisième temps, nous réinterprétons le modèle de concurrence monopolistique comme un jeu de coordination.

4.1.1 Une approche formelle des jeux de coordination

Une première approche simple montre que le classique *dilemme du prisonnier* constitue un jeu de coordination élémentaire. D'une manière plus générale, la théorie des jeux *supermodulaires* constitue la référence théorique en matière de défauts de coordination. Devant la complexité théorique de cette approche, nous préférons la présentation synthétique de Cooper et John qui en constitue un cas particulier adapté à une problématique macroéconomique.

4.1.1.1 Une première présentation simple.

Un simple jeu à deux agents permet d'illustrer les mécanismes sous-jacents des jeux de coordination [1]. A ce titre, le classique *dilemme de prisonnier* constitue une référence évidente. On considère que chacun des deux agents (agent 1 et agent 2) a le choix entre deux décisions, A_1 et B_1 pour l'agent 1 et A_2 et B_2 pour l'agent 2. Les gains relatifs à ces stratégies sont donnés dans la matrice suivante, où le couple (g_1, g_2) représente les gains respectifs des agents 1 et 2 :

	A_1	B_1
A_2	(1,1)	(0,5)
B_2	(5,0)	(9,9)

Ce jeu symétrique possède deux équilibres de Nash en stratégies pures, $E_1 = (A_1, A_2)$ et $E_3 = (B_1, B_2)$, ainsi qu'un équilibre en stratégies mixtes, où chaque agent i joue A_i avec la probabilité 1/3 et B_i avec la probabilité 2/3 (équilibre E_2). Ces trois équilibres sont Pareto-ordonnés : E_3 est préféré à E_2 et E_2 à E_1. L'équilibre qui émergera de ce jeu est *a-priori* indéterminé, mais si c'est l'équilibre Pareto-dominé E_1 qui se réalise, nous dirons alors qu'il y a eu défaut de coordination dans le déroulement du jeu.

Notons que ce jeu possède trois propriétés supplémentaires qui nous permettent d'introduire la terminologie reprise par Cooper and John [1988].

En premier lieu, il existe dans ce jeu des *effets de report* positifs, dans la mesure où, à une décision de niveau plus élevé de l'agent i (on suppose ici un classement $A_i < B_i$), correspondra une décision plus élevée de l'agent j.

En second lieu, le jeu possède la propriété de *différence première croissante* (Milgrom and Roberts [1990]) dans la mesure où les gains de l'agent i s'il prend une décision de niveau plus élevé augmentent avec le niveau de la décision de l'agent j.

En troisième lieu, les interactions stratégiques entre les deux joueurs créent des *effets d'entraînement* (effets multiplicateurs) à la suite d'un choc sur les gains d'un seul joueur. Supposons pour illustrer cette notion que l'équilibre atteint par les joueurs soit E_1, puis qu'un choc modifie ses gains lorsqu'il joue A_1, de sorte que la nouvelle matrice de gain soit :

	A_1	B_1
A_2	(0,1)	(0,5)
B_2	(5,0)	(9,9)

La stratégie A_1 est désormais dominée par la stratégie B_1. L'équilibre E_1 disparaît, ainsi que l'équilibre E_2, et le jeu se conclue en E_3, l'équilibre haut

1. Nous nous inspirons ici d'un document accompagnant la série de séminaires donnée par Russ Cooper au laboratoire MAD en juin 1991 (Cooper [1991]).

de l'ancien jeu. Ainsi, un choc sur les gains d'un seul agent a permis une coordination sur l'équilibre haut. Notons bien qu'il ne s'agit pas au sens strict d'une coordination *dans le jeu initial* puisque ce choc sur les gains revient à changer de jeu.

Ces commentaires simples sur les propriétés des jeux avec dilemme du prisonnier peuvent être étendus à plusieurs agents et à des ensembles de stratégies plus importants. Néanmoins, la structure du jeu à deux joueurs n'est pas pour nous une simplification commode choisie pour ses vertus pédagogiques. En effet, nous étudions des modèles de concurrence monopolistique où chaque joueur ne prend pas en compte sa propre influence sur les variables agrégées. La structure de jeu se ramène dès lors à un jeu à deux joueurs, où le second joueur est le reste du monde.

4.1.1.2 Une approche par la théorie des jeux : les jeux supermodulaires

Vives [1990] et Milgrom and Roberts [1990] utilisent les résultats de la théorie des *treillis*[2] (*lattice* en anglais) pour établir des propriétés générales des jeux dit *supermodulaires*. Les jeux supermodulaires sont des jeux dans lesquels l'ensemble des stratégies de chaque agent est partiellement ordonné et où le gain marginal à accroître sa stratégie augmente avec la stratégie de l'adversaire, le jeu présentant alors des complémentarités stratégiques.

Muni de résultats sur la théorie des *treillis*[3], Vives [1990] montre, sous certaines hypothèses de monotonie des fonctions de paiement (hypothèses vérifiées si le jeu possède des complémentarités stratégiques), que l'ensemble des équilibres de Nash du jeu est toujours non vide, qu'il est ordonné entre un plus petit élément et un plus grand élément, et qu'il existe toujours un équilibre stable au sens du tâtonnement Cournot-Nash –*i.e.* le long des fonctions de meilleure réponse[4].

Milgrom and Roberts [1990] étudient également ces jeux supermodulaires, et montrent, si le gain d'un joueur est une fonction non décroissante des décisions des autres, qu'il existe dans ces jeux un meilleur et un plus mauvais équilibre au sens de Pareto.

---

2. Soit $\geq$ une relation binaire sur un ensemble S non vide, un *treillis* est un ensemble partiellement ordonné $(S, \geq)$ dans lequel deux éléments quelconques possèdent une plus petite borne supérieure et une plus grande borne inférieure dans l'ensemble S.

3. Notamment un théorème de point fixe de Tarski [1955] dans ces ensembles, théorème qui donne également les conditions sous lesquelles l'ensemble des points fixes est lui-même un *treillis*

4. C'est-à-dire en supposant de manière *ad hoc* que le choix de chaque agent est fait dans la direction du choix optimal de référence (il s'agit ici de stabilité locale en présence d'une multiplicité d'équilibres). C'est ce concept qui est utilisé par exemple dans un modèle de duopole de Cournot, lorsque la valeur des pentes respectives des deux fonctions de meilleure réponse permet de juger de la stabilité de l'équilibre. Nous reviendrons sur cette notion de stabilité dans le paragraphe suivant.

Ces présentations sont cependant très techniques, et le cas particulier envisagé par Cooper and John [1988] nous semble plus adapté aux modèles macroéconomiques que nous étudions dans cette thèse.

4.1.1.3 Une présentation à vocation macroéconomique

L'article de Cooper et John a pour mérite de mettre sous une forme synthétique un ensemble d'idées largement répandues chez les macroéconomistes keynésiens. Il établit en particulier que la propriété de *complémentarités stratégiques* est le dénominateur commun au vaste courant de la littérature sur les défauts de coordination et l'existence d'une multiplicité d'équilibres.

Nous reprenons la présentation formelle de Cooper et John pour poser le jeu, en préciser les hypothèses et en présenter les résultats.

Le jeu et ses hypothèses On considère un jeu à n agents indicés par i. L'agent i joue en prenant la décision $e_i \in [0, E]$. Lorsqu'il prend la décision e_i et que les autres agents jouent e_{-i}, le gain de l'agent i est donné par la fonction $\sigma(e_i, e_{-i}, \theta)$, où θ est un paramètre exogène qui déforme les fonctions de gain de tous les agents i. Cette fonction de gain est supposée continuement différentiable, concave et vérifie $\frac{\partial^2 \sigma}{\partial e_i \partial \theta} > 0$.

On note $V(e_i, e)$ le gain de l'agent i si tous les autres agents jouent $e_j = e$ et $e_i^\star(e)$ la fonction de meilleure réponse de l'agent i lorsque tous les autres agents jouent e.

L'ensemble S des Equilibres de Nash Symétriques (*ENS*) est alors donné par

$$S = \{e \in [0, E], V_1(e, e) = 0\}$$

où V_x représente la dérivée relativement au $x^{\text{ième}}$ argument. Nous posons également les hypothèses

$$\lim_{e \to 0} V_1(e, e) > 0$$

et

$$\lim_{e \to E} V_1(e, e) < 0$$

Ces hypothèses, conjointement avec celles faites sur la fonction de gain σ, assurent qu'il existe toujours un *ENS* intérieur au segment $[0, E]$. Par définition de la fonction de meilleure réponse, nous aurons à l'*ENS* $e_i^\star(e) = e$.

Pour mettre en évidence l'existence de défauts de coordination dans ce jeu, nous serons amenés à comparer les *ENS* avec les Equilibres Coopératifs Symétriques (*ECS*) du jeu. L'ensemble $\widetilde{S}$ de ces *ECS* est défini par :

$$\widetilde{S} = \Big\{ e \in [0, E], V_1(e, e) + V_2(e, e) = 0,$$
$$V_{11}(e, e) + 2V_{12}(e, e) + V_{22}(e, e) < 0 \Big\}$$

On supposera également

$$\lim_{e \to 0} V_1(e,e) + V_2(e,e) > 0$$

et

$$\lim_{e \to E} V_1(e,e) + V_2(e,e) < 0$$

ce qui assure l'existence d'un *SCE* intérieur.

Cooper et John proposent alors les définitions suivantes :

Définition 1 : Si $V_2(e_i, e) > 0$ (*respectivement* < 0), le jeu possède des *effets de report* positifs (*respectivement* négatifs).

Définition 2 : Si $V_{12}(e_i, e) > 0$ (*respectivement* < 0), le jeu possède la propriété de *complémentarité stratégique* (*respectivement* substituabilité stratégique).

Définition 3 : Si

$$\frac{d\sum_j e_j^\star}{d\theta} > \frac{de_i^\star}{d\theta} > \frac{\partial e_i^\star}{\partial \theta}$$

alors le jeu présente un effet multiplicateur.

La définition 3 considère une variation de θ lorsque l'économie est à un équilibre symétrique *stable* et compare la réponse initiale de l'agent i à ce choc d'une part à sa réponse d'équilibre et d'autre part à la réponse agrégée d'équilibre de l'économie.

Cette notion de stabilité n'est pas définie dans l'article de Cooper and John [1988]. Il s'agit de la stabilité au sens du tâtonnement Cournot-Nash le long des fonctions de meilleure réponse. La dynamisation implicite du jeu est la suivante : on considère que l'agent i prend la décision $e_{i,t+1}$ en fonction de la décision agrégée e_t, dans le jeu symétrique. La dynamique du jeu est donc donnée par les équations :

$$\begin{cases} e_{it} &= e_t \; \forall \, i \in [1,n] \\ e_{i,t+1} &= e^\star(e_t) \end{cases}$$

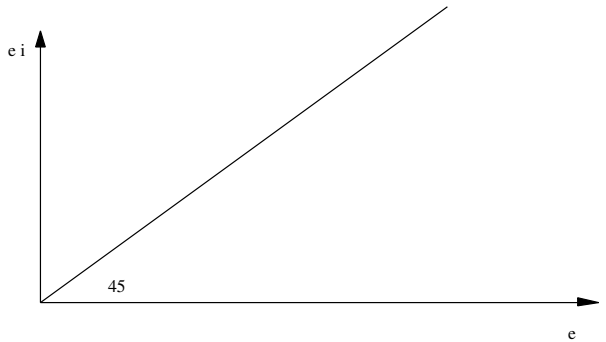
La condition nécessaire à la stabilité de l'équilibre e est la condition classique sur la pente de la fonction de meilleure réponse à cet équilibre symétrique :

$$\left| \frac{\partial e^\star(e)}{\partial e} \right| < 1$$

La trajectoire du jeu lors de l'ajustement est représentée sur la figure 4.1, dans le cas d'un équilibre stable unique.

Ces définitions permettent alors d'établir les propriétés importantes de ces jeux de coordination.

FIGURE 4.1 : Stabilité au sens de la dynamique Cournot-Nash



Les propriétés du jeu Les propriétés de ce jeu peuvent s'énoncer dans les cinq propositions suivantes[5] :

Proposition 1 : La présence de complémentarités stratégiques est nécessaire à l'existence d'une multiplicité d'*ENS*.

Proposition 2 : Si le jeu possède des effets de report positifs à l'*ENS* $e \in S$, alors e n'est pas efficace –*i.e.* e n'est pas un *ECS* – et il existe un *ECS* $e' \in \widetilde{S}$ vérifiant $e' > e$.

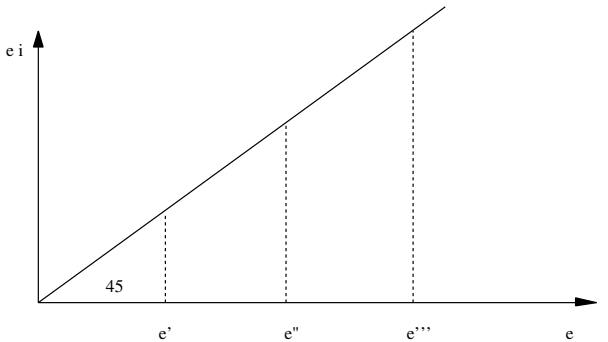
Proposition 3 : S'il existe une multiplicité d'*ENS* dans le jeu et si les effets de report sont partout positifs, alors il est possible de classer ces *ENS* selon le critère de Pareto, et l'équilibre correspondant au e le plus élevé est celui qui est préféré.

Proposition 4 : La présence de complémentarités stratégiques est suffisante à l'existence d'un effet multiplicateur dans le jeu.

Proposition 5 : Si le jeu possède plus d'un équilibre, il possède au moins un équilibre stable au sens de la dynamique Cournot-Nash. S'il y multiplicité d'équilibres et partout complémentarités stratégiques, le jeu possède un équilibre "bas" et un équilibre "haut" stables au sens de la dynamique Cournot-Nash.

5. Les quatre premières propositions sont directement dérivées de Cooper et John (propositions 1 à 6). La cinquième découle trivialement des premières, bien que Cooper et John ne l'évoquent pas.

FIGURE 4.2 : Equilibres multiples dans un jeu de coordination



L'ensemble de ces propositions se démontre facilement en utilisant les hypothèses et les définitions du paragraphe précédent. La structure du jeu et ses propriétés sont mises en évidence sur la figure 4.2, où l'on représente dans le plan (e_i, e) la fonction de meilleure réponse de l'agent i, et où la première bissectrice représente le lieu géométrique des équilibres symétriques possibles.

4.1.2 Modèles keynésiens, défauts de coordination et rôle de la politique économique conjoncturelle

Si l'idée majeure de la *Théorie Générale* réside en l'existence d'un sous-emploi durable, celui-ci peut fondamentalement s'expliquer par un phénomène d'absence de coordination. Cette absence de coordination est mise en avant par Keynes :

> "un individu ne peut se protéger des conséquences de l'inflation si les autres ne suivent pas cet exemple ; de même qu'il ne peut se protéger des accidents de la route en respectant le code si les autres ne le font pas. Nous avons ici des exemples d'opportunité d'une action sociale qui peut protéger chacun en rendant universelle une règle de conduite spécifique." (Keynes [1940][6].)

Les problèmes de coordination constituent une des clés de voûte de l'édifice keynésien parce que celui-ci s'inscrit en opposition à la théorie classique de l'équilibre général. Une des caractéristiques de l'équilibre walrasien est en effet que les signaux de prix résument toute l'information nécessaire aux agents dans leurs

6. Citation reprise de Colander, Koford, and Miller [1989]

décisions. Ils sont donc suffisants à l'existence de schéma de coordination tel que l'équilibre atteint soit un optimum de Pareto.

Howitt [1990] distingue deux aspects différents du problème de coordination dans une économie : la coordination d'*équilibre* et celle de *déséquilibre*. La coordination d'équilibre renvoit aux propriétés d'efficience de l'équilibre du système; la coordination de déséquilibre à l'aptitude du système à converger vers cet équilibre. L'équilibre walrasien assure simultanément la coordination d'équilibre et de déséquilibre.

> "La parfaite coordination d'équilibre – l'optimalité des équilibres concurrentiels – vient du fait que toutes les actions sociales sont médiatisées par les prix, prix que chacun prend comme donnés. La seule contrainte sociale qui s'impose à chacun est le respect de sa contrainte budgétaire, contrainte dans laquelle les prix sont traités paramétriquement. Si quelqu'un décide d'acheter plus de bien x, les autres acheteurs de bien x en pâtiront alors que les vendeurs de bien x en bénéficieront. Ces gains et ces coûts transitent cependant exclusivement *via* des variations de prix. Si ces interactions n'étaient pas médiatisées, la propriété d'optimalité serait perdue; toute externalité non pécuniaire constituerait un défaut de coordination d'équilibre.
>
> La parfaite coordination de déséquilibre – le fait que tous les échanges aient lieu aux prix d'équilibre – reflètent deux ensembles d'hypothèses. Le premier est un ensemble d'hypothèses techniques assurant l'existence de l'équilibre. Le second garantit que chacun est informé des prix d'équilibre. Si un agent n'était pas informé et devait prendre ses décisions sur la base de conjectures imparfaites, il y aurait des biens invendus et des acheteurs frustrés." (Howitt [1990], p4)

L'existence d'un commissaire-priseur est essentielle à la possibilité d'une parfaite coordination d'équilibre et de déséquilibre. Le tâtonnement, l'annonce des prix d'équilibre et l'interdiction d'échange hors équilibre assure la coordination de déséquilibre. L'existence d'une chambre de compensation où les vendeurs et les acheteurs se rencontrent sans coûts assure la coordination d'équilibre.

La littérature macroéconomique d'inspiration keynésienne a largement étudié les défauts de coordination de déséquilibre. A ce titre, les travaux de Clower [1965] et Leijonhufvud [1968] permettent d'envisager les conséquences macroéconomiques de défauts de demande effective (*effective demand failures*). Les entreprises ne désirent pas augmenter leur emploi car chacune prévoit que la demande sera trop faible pour satisfaire l'accroissement de la production qui en découlera. L'emploi est donc faible, la demande insuffisante et les conjectures des entreprises sont vérifiées. C'est ici le rôle des contraintes quantitatives perçues dans la prise de décision qui crée le défaut de coordination. L'ensemble de la littérature sur les équilibres non-walrasiens exploite ce phénomène pour rendre compte d'équilibres sur niveau déprimé.

Dans la même lignée de travaux, les équilibres conjecturaux non-walrasiens proposés par Hahn [1978] relâchent l'hypothèse de fixité des prix et rendent les décisions des agents dépendantes de contraintes quantitatives et de conjectures concernant la manière dont le rationnement peut être levé par une modification des prix. L'existence d'équilibres non-walrasiens, dont l'équilibre général walrasien est un cas particulier, repose ici aussi sur la présence de défauts de coordination. Comme le note Hahn,

> "une économie sera non-walrasienne si les possibilités d'échange des agents ne peuvent être décrites comme l'ensemble des échanges qui, pour un prix donné, rendent la valeur des achats inférieure ou égale à celle des ventes.[$\cdots$] La difficulté centrale à l'étude des équilibres non-walrasiens [$\cdots$] est la distinction entre les opportunités d'échange telles qu'elles sont perçues par les agents et les "vraies" opportunités d'échange." (Hahn [1978], p*1*)

Ces deux approches (prix fixes et équilibres conjecturaux) relient clairement les problèmes de coordination à l'imparfaite flexibilité des prix. Une approche plus récente, illustrée par l'ouvrage de Howitt [1990], se propose de rendre compte des idées de Keynes dans des modèles à prix flexibles où il existe une multiplicité d'équilibres ordonnés selon le critère de Pareto, et d'étudier les défauts de coordination d'équilibre. Il s'agit ici de considérer l'équilibre macroéconomique comme un jeu de coordination *à la* Cooper et John, sans avoir recours à la rigidité des prix et des salaires, mais en supposant l'existence de coûts de transaction et d'une externalité de taille de marché (*thin market externality*). Nous nous proposons de rendre compte succinctement de cette approche. Contrairement à l'opinion émise par Howitt [1990], nous ne pensons pas que cette approche soit exclusive de l'approche traditionnelle intégrant des rigidités nominales, et nous montrons au contraire qu'elle constitue un cadre d'analyse privilégié pour l'étude des effets des chocs de demande en présence de rigidités nominales.

Auparavant, nous présentons le modèle de Bryant [1983], modèle d'une simplicité exemplaire qui rend compte d'une imparfaite coordination liée à une absence de communication et à un certain degré de spécialisation de la production. Ce modèle synthétise les idées essentielles d'un courant de la littérature s'attachant à la démonstration de la possibilité d'un continuum d'équilibres dans des modèles à prix flexibles avec défauts de coordination.

4.1.2.1 Un modèle stylisé de défauts de coordination

On considère une économie à n producteurs-consommateurs indicés par i, chacun d'entre eux étant disposé sur un site différent et ne pouvant communiquer avec les autres. La fonction d'utilité de l'agent i est donnée par $U(C_i, L_i)$, où C_i représente la consommation du bien de consommation unique de l'économie et L_i le loisir de l'agent. La production de ce bien de consommation se fait en deux étapes :

Première étape : Chaque producteur-consommateur i produit un bien intermédiaire en quantité X_i sur chacun des sites. La fonction de production de ce bien intermédiaire est linéaire, une unité de temps donnant une unité de bien.

Seconde étape : La production du bien de consommation est réalisée sans coûts, sur tous les sites, en utilisant tous les biens intermédiaires, et selon la technologie :

$$Y_i = \min\{X_1, ..., X_n\}$$

Bryant [1983] démontre alors l'existence d'un continuum d'équilibres à anticipations rationnelles dans son modèle. Plus précisément :

Proposition : $X_1 = X_2 \cdots = X_n = Y$ est un équilibre de prévisions parfaites du modèle, $\forall\, Y \in [0, \overline{Y}]$, où $\overline{Y}$ est défini par :

$$\frac{U_1(\overline{Y}, L - \overline{Y})}{U_2(\overline{Y}, L - \overline{Y})} = 1$$

La démonstration de cette proposition est simple. Notons

$$X_{-n} = \min\{X_1, ..., X_{n-1}\}$$

le choix de production des $n-1$ premiers agents, et déterminons le choix optimal de l'agent n. S'il anticipe X_{-n} et qu'il choisit de produire $X_n < X_{-n}$, l'agent n anticipera une consommation $C_n = X_n$. S'il décide de produire $X_n > X_{-n}$, il anticipera une consommation $C_n = X_{-n}$.

Si l'anticipation de l'agent n est telle que $X_{-n} < \overline{Y}$, son utilité sera maximale s'il produit $X_n = X_{-n}$, afin d'être le plus proche possible de son optimum de premier rang. En revanche, s'il anticipe $X_{-n} > \overline{Y}$, l'agent n choisira $X_n = \overline{Y}$ et sera à son optimum.

Ainsi, tous les choix de production $X_i \in [0, \overline{Y}]$ sont des équilibres de prévisions parfaites de l'économie. Tout équilibre donnant une production $Y < \overline{Y}$ sera un équilibre sur niveau déprimé, et résultera d'un défaut de coordination entre les agents de l'économie.

Tel quel, le modèle n'accorde aucun rôle à la politique économique. Il est toutefois possible de rendre un rôle à un gouvernement *via* l'introduction d'un bien permettant la coordination des activités entre les sites, et produit par le gouvernement comme un bien public. Si la communication entre deux marchés coûte C à chaque firme, un réseau de communications bilatérales entre toutes les firmes coûtera $(n-1)C$ à chaque firme. Le rôle d'un gouvernement sera alors d'observer $X_1 = X_2 \cdots = X_n = Y$ et d'intervenir en prélevant une taxe C sur chaque firme si

$$\max_{Y}\ U(Y - C, L - Y) > U(Y, L - Y)$$

La présence d'une multiplicité d'équilibres dans ce modèle est liée à la spécialisation de la production et à l'absence d'information. Le même résultat d'existence d'un continuum d'équilibres apparaît dans des modèles plus complexes,

à vocation plus macroéconomique, et qui reposent également sur la présence de complémentarité ou de spécialisation. Le fonctionnement de ces modèles se fonde sur l'idée développée par Scitovsky [1954]. Le modèle de Scitovsky considère en effet deux biens complémentaires (x_1, x_2). La complémentarité entre ces deux biens va impliquer une dépendance de la demande de bien 1 à la quantité produite anticipée de bien 2 et de la demande de bien 2 à la quantité produite anticipée de bien 1. Les demandes conditionnelles $D_i(p_i, x_j^a)$[7] sont alors des demandes effectives, dans la mesure où d'autres signaux que les prix sont des arguments de ces fonctions. C'est une symétrie de ce type qui est à la base du modèle de Heller [1986]. L'économie comprend deux secteurs et la demande en bien 1 émane uniquement des salariés du secteur 2, ceux-ci ayant comme revenus leurs salaires et les profits du secteur 2, profits qui dépendent de la demande des salariés du secteur 1, dont les revenus sont constitués des salaires et du profit du secteur 2. L'impossibilité pour un secteur d'internaliser le surplus de demande liée à une augmentation de son emploi est à la source de l'existence d'une multiplicité d'équilibres de Nash symétriques[8].

Deux autres types de modèles rendent compte de défauts de coordination dans un cadre macroéconomique. Une première série de travaux considère l'existence d'une multiplicité d'équilibres en présence de non convexités dans la technologie (typiquement une zone de rendements croissants). Nous reviendrons sur cette littérature dans la troisième section de ce chapitre. La seconde série de travaux repose sur l'existence d'une externalité de taille de marché. Elle fait l'objet du paragraphe suivant.

4.1.2.2 Equilibres multiples à prix flexibles, externalité de taille de marché et rôle de la politique économique dans la sélection d'un équilibre

A la suite de l'article fondateur de Diamond [1982], une partie de la modélisation d'inspiration keynésienne s'est attachée à établir les liens entre la présence de coûts de transaction et l'existence de défauts de coordination[9]. Les coûts de transaction dans ces modèles sont des coûts de recherche d'éventuels partenaires pour l'échange, et ils sont à l'origine d'une externalité de taille de marché. Plus l'un des côtés du marché, par exemple l'offre, est actif dans la recherche de partenaires, plus il sera aisé pour un demandeur de trouver un partenaire[10]. Cette externa-

7. Pour $(i, j) \in \{(1, 2), (2, 1)\}$, et où l'exposant a signifie anticipé.

8. Voir également Roberts [1987] et Jones and Manuelli [1992].

9. Voir Howitt [1990] pour une synthèse et Chatterjee [1988] pour un exemple.

10. Ces modèles prennent également en compte la présence d'externalités négatives liées à des phénomènes de congestion. L'intuition de ces externalités est claire : il sera par exemple d'autant plus difficile à un vendeur de trouver un acheteur que le nombre de vendeurs sera élevé. Pour simplifier la présentation de cette littérature, nous ne prendrons pas en compte ces effets de congestion. Comme le montre Laurent [1991b], ce choix revient à supposer que l'externalité de taille de marché l'emportent sur les effets de congestion.

lité donne effectivement des résultats keynésiens dans la mesure où c'est d'une interaction hors marché qu'il s'agit (comme toute externalité), cette dernière ne pouvant donc pas être éliminée par une simple amélioration de la flexibilité des prix[11].

Laurent [1991b] propose une présentation pédagogique du modèle de Howitt [1985], modèle qui synthétise les mécanismes essentiels de cette littérature. On considère un équilibre concurrentiel où tout acheteur (*respectivement* vendeur) doit pour réaliser une transaction consentir un effort d'achat proportionnel à la quantité achetée (*respectivement* vendue), et inversement proportionnel à l'effort total de vente (*respectivement* d'achat) réalisé sur l'autre côté du marché. En notant $E^v(y)$ l'effort nécessaire à la vente de la quantité y, $E^a(y)$ l'effort nécessaire à l'achat de la quantité y et Y la quantité totale échangée, Laurent adopte la spécification log-linéaire

$$E^v(y) = \frac{y}{E^a(Y)}$$

et

$$E^a(y) = \frac{y}{E^v(Y)}$$

On fait les mêmes hypothèses concernant le fonctionnement du marché du travail. On conçoit alors aisément l'existence d'une externalité de taille de marché dans ce modèle. Avec une fonction de production concave ($F(l) = 2\sqrt{2l}$ pour Laurent) et une fonction d'utilité Cobb-Douglas entre consommation et encaisses réelles et additivement séparable dans la désutilité du travail ($U(c, m/p, l) = \sqrt{cm} - 2^{3/2}l^2$ pour Laurent), on obtient aisément la condition d'équilibre de cette économie concurrentielle :

$$\Omega(H) = \Psi(H)$$

avec

$$\begin{aligned} \Omega(H) &= \sqrt{nH} \\ \Psi(H) &= \frac{(H+2)^2}{h} + 1 \end{aligned}$$

où H est l'emploi total, n le nombre de firmes et h le nombre de ménages. Les fonctions Ω et Ψ sont strictement croissantes, Ω est concave et Ψ convexe.

On peut alors résumer les résultats du modèle de Howitt [1985] et en donner une interprétation graphique dans la version spécifiée de Laurent [1991b] à l'aide de la proposition suivante[12] :

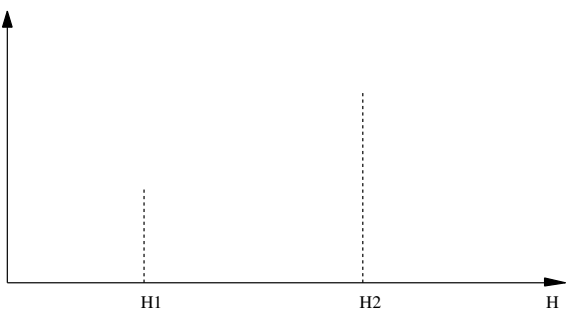
11. Cette interprétation en terme d'*absence de marché* n'est pas la seule possible. On peut également considérer que les interactions sont valorisées sur un marché, mais que leur prix est infini et totalement rigide. Dans ce cas, l'absence de coordination se réinterprète comme une imparfaite flexibilité des prix.

12. Cette proposition est vérifiée dans le modèle de Howitt [1985] lorsque l'externalité de taille de marché dominent les effets de congestion.

Proposition : Pour un faible nombre d'agents (h et n "petits") dans l'économie, le modèle ne possède pas d'équilibre. Pour un nombre suffisant d'agents, il existe deux équilibres dans l'économie, un équilibre à bas niveau d'emploi et un équilibre à haut niveau d'emploi Pareto-préféré au premier.

On obtient une illustration graphique de cette proposition en traçant les courbes Ω et Ψ (figure 4.3).

FIGURE 4.3 : Equilibres multiples dans un modèle avec externalité de taille de marché



On peut indubitablement établir un lien entre certaines des conclusions de ce modèle et plusieurs des idées qui sous-tendent la Théorie Générale. D'une part, la demande de bien d'un ménage est une demande effective dans la mesure où elle dépend du niveau des transactions sur le marché du travail, et ce par un canal différent des prix de marché. D'autre part, il peut subsister à l'équilibre (si celui-ci est bas) des gains à l'échange non exploités. Comme dans les modèles précédemment étudiés, les firmes considèrent la demande agrégée comme donnée, et ne perçoivent pas les gains supplémentaires qui résulteraient d'une augmentation de leur offre de travail.

Plusieurs des caractéristiques de ce modèle, ainsi que de l'ensemble de la littérature qu'il représente, nous apparaissent insatisfaisantes :

— comme le reconnaît Diamond [1982], il est difficile de déduire de ce modèle une règle de politique économique autre qu'une subvention directe à l'effort de vente et d'achat ;
— en présence de plusieurs équilibres, le modèle n'indique pas *a priori*

celui qui sera choisi[13] ;

— les deux équilibres du modèle sont *qualitativement* différents, et ne diffèrent donc pas uniquement dans les niveaux d'activité et de bien-être. Ainsi, alors qu'une augmentation du nombre d'agents accroît l'activité, l'emploi et le bien-être à l'équilibre haut, ce qui correspond effectivement à l'intuition du modèle, le même accroissement du nombre d'agents réduit en revanche l'activité, l'emploi et le bien-être à l'équilibre bas. Alors qu'une réduction des coûts de transaction augmente le niveau de l'activité à l'équilibre haut, elle le réduit à l'équilibre bas. Cet équilibre bas ne possède donc aucune des propriétés keynésiennes attendues : une politique keynésienne de relance aura un effet dépressif à l'équilibre bas ! Dans le modèle explicitement dynamique de Diamond [1982], il est démontré explicitement que l'équilibre haut est un point selle alors que l'équilibre bas est instable dans toutes les directions, et ne présente donc pas de véritable intérêt en statique comparative. Nous conjecturons que ce résultat s'étend aisément aux modèles de Howitt [1985] et Laurent [1991b][14].

Une dynamisation du modèle semble montrer que l'équilibre bas est généralement instable, ce qui rend alors peu pertinente sa comparaison avec l'équilibre haut. Cette insuffisance nous semble liée au fait que, comme Howitt [1985] démontre que dans ce modèle, les courbes Ω et Ψ se coupent zéro fois, une fois ou un nombre pair de fois[15]. Cette remarque est confirmée par l'approche adoptée par Howitt [1988] lorsqu'il s'intéresse aux mécanismes de sélection d'un équilibre parmi plusieurs en présence d'une dynamique d'apprentissage. Un modèle possédant plus d'un équilibre ne peut en effet expliquer et prévoir les effets d'un choc ou la trajectoire choisie pour une condition initiale donnée s'il n'est pas complété d'un mécanisme de sélection de l'équilibre. Une première approche consiste à poser un principe *a priori* de sélection tel que l'existence de points focaux[16] sur lesquels les agents se coordonnent ou la sélection de l'équilibre appartenant au voisinage dans lequel se trouvait l'économie avant le choc. Une seconde approche consiste à introduire un processus d'ajustement en temps réel, ce qui permet de faire dépendre l'équilibre finalement atteint de la nature du processus d'ajustement, des conditions initiales et de l'histoire des chocs. Cette seconde approche

13. Ce problème n'est pas il est vrai propre aux modèles d'externalité de taille de marché. Nous discutons plus en détail ce point ci-dessous et dans la troisième section de ce chapitre.

14. Dans une version de prévisions parfaites du modèle de Howitt [1985], Howitt and McAfee [1988] proposent un résultat assez différent : si les effets de congestion sont suffisamment importants, l'équilibre bas est localement stable, bien que l'équilibre haut soit le seul point-selle.

15. Il convient cependant de signaler que le nombre d'intersections entre ces deux courbes ne décrit pas l'ensemble des équilibres, et que le point de non activité ($H = 0$) est toujours un équilibre du modèle.

16. Cooper, Dejong, Forsythe, and Ross [1989] adoptent une approche expérimentale des jeux de coordination, et montrent que la communication entre les joueurs avant le jeu et un comportement altruiste jouent un rôle important dans la sélection de l'équilibre haut.

est plus satisfaisante pour le macroéconomiste car elle permet de mettre en valeur toute la structure du modèle, plutôt que de se limiter à des analyses de statique comparative entre les équilibres. Elle permet alors de faire des prévisions de court terme et de faire explicitement ou implicitement référence à des comportements d'apprentissage lors du déroulement de la dynamique.

Howitt [1988] construit un modèle stylisé de complémentarités stratégiques qui possède par hypothèse *un nombre impair* d'équilibres [17], et qui se représente graphiquement comme le modèle de Cooper et John (figure 4.2).

Il existe dans cette économie un grand nombre d'agents (entreprises) qui choisissent chacune leur niveau d'emploi n, et dont les profits dépendent également du niveau d'emploi agrégé N, ainsi que de deux paramètres exogènes p et e. La fonction de meilleure réponse de la firme est donnée par

$$x_t = n(N_t, e_t, p_t)$$

Les paramètres e et p déforment le fonction de meilleure réponse, et l'on suppose que seul p est observé; chaque firme n'ayant pas de théorie sur la manière dont se déterminent N et e.

La dynamique du modèle est introduite en supposant alors que les anticipations des agents sont à mi-chemin entre des anticipations adaptatives et des anticipations rationnelles. Les agents sont capables, comme dans le cas des anticipations rationnelles, de prendre en compte les dépendances entre les variables, mais ils ne connaissent pas le vrai modèle et doivent donc utiliser une règle d'apprentissage, la révision de leur mécanisme d'anticipation étant fonction de l'histoire du modèle [18]. En l'occurrence, la firme détermine son choix d'emploi x_t connaissant la fonction $n(\cdot)$, observant p_t et utilisant la mesure de probabilité conditionnelle qu'il révise à chaque période :

$$F^t\left(N, e|_p\right) = \text{Prob}\left\{N_t \leq N \text{ et } e_t \leq e \text{ sachant } p_t = p\right\}$$

Muni de cette dynamisation du modèle, Howitt montre que tous les équilibres stables au sens de la dynamique Cournot-Nash sont stables sous le processus d'apprentissage, et que dans une configuration à trois équilibres, l'équilibre intermédiaire est instable alors que les équilibres bas et haut sont stables. On peut alors donner un rôle keynésien de *pump priming* (littéralement "amorçage de pompe") à la politique économique. Le modèle ne propose cependant pas d'instruments propres à cette politique conjoncturelle.

Nous montrons dans le paragraphe suivant que le modèle de concurrence monopolistique peut être réinterprété comme un jeu de coordination selon la terminologie de Cooper et John, ce qui permettra dans la section suivante d'évaluer le rôle spécifique des rigidités nominales dans ce modèle.

17. Et non pas *un nombre pair* comme dans son modèle de 1985. Notons que l'on ne compte jamais l'équilibre à niveau d'emploi nul dans les équilibres.

18. Voir Woodford [1987] pour un exposé du processus d'apprentissage utilisé par Howitt.

4.1.3 Le modèle de concurrence monopolistique comme jeu de coordination

Nous avons souligné dans le chapitre précédent que le modèle de concurrence monopolistique possédait, dans la version que nous avons présentée, un équilibre unique et sur niveau déprimé. Nous montrons ici que l'on peut réinterpréter ce modèle comme un jeu de coordination dont l'équilibre non coopératif est Pareto-dominé par des équilibres coopératifs.

Afin de limiter notre analyse aux interactions stratégiques entre les entreprises dans les décisions de fixation de prix, nous faisons l'hypothèse que la désutilité marginale du travail est constante pour les ménages ($\beta = 1$ dans le modèle de référence du chapitre deux), et que leur fonction d'utilité donc est donnée par :

$$U_i = \left[n^{1/(1-\theta)} C_i\right]^{\gamma} \left[\frac{M_i}{P}\right]^{1-\gamma} - H_j$$

Sous cette hypothèse, la règle de détermination des salaires (3.30) se réécrit

$$\frac{W_i}{W} = \left(\frac{1}{1-\tau}\frac{\sigma}{\sigma-1}\frac{1}{\mu}\right)\left(\frac{P}{W}\right) \tag{4.1}$$

L'hypothèse de symétrie des ménages sur le marché du travail permet alors de réécrire l'équation de fixation des prix (3.29) :

$$\frac{P_j}{M} = k\left(\frac{P}{M}\right)^{\frac{1+(\theta-1)(\alpha-1)}{1+\theta(\alpha-1)}} \tag{4.2}$$

En réécrivant l'exposant de $\frac{P}{M}$ nous obtenons

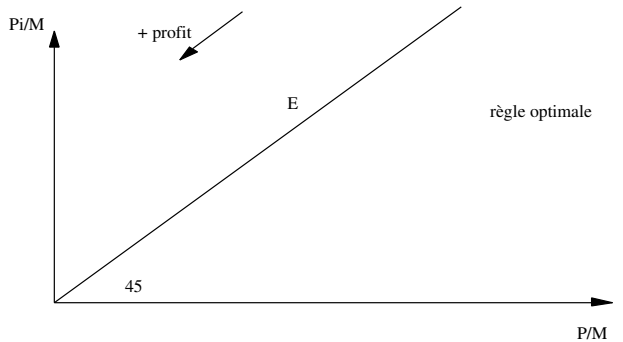
$$\frac{1+(\theta-1)(\alpha-1)}{1+\theta(\alpha-1)} = 1 - \frac{\alpha-1}{1+\theta(\alpha-1)}$$

Sous les hypothèses du modèle ($\alpha > 1$ et $\theta > 1$), cet exposant est strictement compris entre zéro et un et la fonction de meilleure réponse de la firme j est croissante et concave.

Nous retrouvons ici l'analogie formelle avec la présentation générale proposée par Cooper and John [1988], comme l'illustre la figure 4.4 qui représente la fonction de meilleure réponse (4.2) dans le plan $\left(\frac{P}{M}, \frac{P_j}{M}\right)$. On figure également sur ce graphique les courbes d'iso-profit de la firme j, courbes admettant une tangente verticale à leur point d'intersection avec la fonction de meilleure réponse de la firme.

En notant $e_j = \frac{P_j}{P}$ l'action de l'agent (la firme) j, $e = \frac{P}{M}$ l'action des autres firmes et $\Pi_j\left(\frac{P_j}{M}, \frac{P}{M}\right)$ le gain de la firme i, nous nous replaçons dans le cadre de Cooper et John, à la différence près que les "bonnes" situations sont ici associées à des actions de niveau peu élevé ($\frac{P}{M}$ faible). Il est aisé de vérifier les propriétés suivantes :

FIGURE 4.4 : Règle individuelle de fixation de prix en concurrence monopolistique



— le modèle de concurrence monopolistique de référence possède des effets de report partout positifs –*i.e.* le profit de la firme j augmente quand les autres firmes baissent leurs prix,
— d'après la proposition 2 de Cooper et John rappelée plus haut, l'équilibre de concurrence monopolistique n'est pas efficient[19]. Tous les points situés sur la première bissectrice et à gauche de l'équilibre sont en effet Pareto-préférés à l'équilibre de concurrence monopolistique.

En revanche, le modèle ne possède pas une multiplicité d'équilibres dans la mesure où la fonction de réaction de la firme j part de l'origine et est monotone croissante et concave. Nous reviendrons dans la troisième section de ce chapitre sur la possibilité d'existence d'une multiplicité d'équilibres dans une version légèrement modifiée de ce modèle.

La présence de défauts de coordination, et donc d'une *externalité de demande agrégée*[20] non exploitée, se démontre aisément dans ce modèle. Considérons une baisse proportionnelle de tous les prix dans le modèle[21], mesure qui laisse les prix relatifs inchangés. Nous analysons successivement les effets de cette baisse du niveau des prix sur le profit des entreprises, puis sur l'utilité des ménages.

Cette baisse des prix augmente le niveau des encaisses réelles des ménages, donc la demande agrégée adressée aux firmes. Dans le mesure où le prix demeure

19. Nous ne faisons ici que retrouver un résultat déjà évoqué dans le chapitre précédent.
20. Pour reprendre l'expression de Blanchard and Kiyotaki [1987]
21. Nous ne nous interrogeons pas pour l'instant sur la manière dont un gouvernement peut arriver à un tel résultat.

supérieur au coût marginal et le taux de marge constant, le profit de chaque entreprise augmente avec la quantité produite pour satisfaire cette demande excédentaire.

Nous avons montré dans le chapitre précédent que les demandes optimales de biens et de monnaie s'écrivaient :

$$\begin{aligned} C_i &= \gamma \frac{I_i}{P} \\ M_i &= (1-\gamma) I_i \end{aligned}$$

où I_i est le revenu nominal du ménage i.

En notant $\mu = \gamma^{\gamma}(1-\gamma)^{(1-\gamma)}$ l'utilité marginale constante du revenu I_i pour des prix P donnés, la fonction d'utilité se réécrit :

$$U_i = \left(\mu \frac{W_i}{P} - H_i\right) + \mu \frac{\Pi_i}{P} + \mu \frac{M_i}{P}$$

Le premier de ces termes mesure l'effet de l'accroissement du travail consécutif à la baisse des prix sur l'utilité du ménage i. Le salaire réel n'est pas modifié dans la mesure où celui-ci est constant sous l'hypothèse $\beta = 1$. Sous cette hypothèse, la désutilité marginale du travail est unitaire et le salaire réel supérieur à un, puisque déterminé par un taux de marge sur cette désutilité. Un accroissement de H_i augmente donc sans ambiguïté l'utilité du ménage i. Le second terme représente l'utilité indirecte des profits. Comme ceux-ci augmentent, ce terme contribue positivement à la variation de l'utilité des ménages. Enfin, le troisième terme représente l'utilité indirecte des encaisses réelles, et augmente également suite à une baisse des prix.

Une baisse proportionnelle de tous les prix a donc un effet positif sur l'utilité des ménages [22]. Néanmoins, nous constatons sur la figure 4.4 qu'aucune entreprise n'a individuellement intérêt au maintien de prix inférieurs à ceux d'équilibre de concurrence monopolistique. En effet, pour le niveau général des prix de l'équilibre E', chaque firme a individuellement intérêt à augmenter son prix. Dans la mesure où toutes le font à l'équilibre symétrique de Nash, l'issue du jeu sera un retour à cet équilibre initial E *via* une augmentation du niveau général des prix. Ces défauts de coordination entre les concurrents sont ainsi à la source de ce retour Pareto-dégradant vers l'équilibre de concurrence monopolistique.

Nous voyons ainsi très intuitivement le rôle que vont jouer les rigidités nominales de prix dans ce modèle. En "bloquant" les prix à la suite d'un accroissement de l'offre de monnaie, elles vont permettre une baisse des prix relativement à

22. Notons que dans ce modèle où les encaisses réelles apparaissent dans la fonction d'utilité, ce résultat est également vérifié à l'équilibre walrasien de concurrence parfaite, pour peu que le coût marginal ne soit pas trop croissant. En effet, une baisse proportionnelle de tous les prix à l'équilibre walrasien augmente l'utilité indirecte du ménage *via* l'augmentation des encaisses et des revenus du travail. Cette baisse implique cependant une réduction des profits des entreprises, dans la mesure où le prix est désormais inférieur au coût marginal. Si le coût marginal n'est pas trop croissant, l'effet final sur l'utilité des ménages est positif.

la quantité de monnaie, baisse dont nous venons de souligner la vertu Pareto-améliorante. La question posée est alors celle du fondement microéconomique de ces rigidités nominales.

Nous introduisons dans la seconde section de ce chapitre de faibles coûts fixes de fixation des prix dans le modèle de référence, afin de rendre compte de la non-neutralité des chocs monétaires et, plus généralement, des effets de la demande agrégée sur le niveau du produit.

4.2 Coûts de catalogues et non-neutralité de la monnaie, une approche statique

L'explication du cycle par la présence de rigidités nominales se heurte à une objection majeure : les agents économiques sont avant tout concernés par l'évolution des variables réelles, et il semble logique qu'ils ajustent leurs prix plutôt que de supporter les effets négatifs des fluctuations réelles.

L'idée que de faibles coûts d'ajustement de prix peuvent être à l'origine de fluctuations importantes de l'activité est à la base des travaux fondateurs de Mankiw [1985], Akerlof and Yellen [1985b] et Parkin [1986]. Parce que l'économie peut s'interpréter comme un jeu de coordination, il est possible que de faibles coûts d'ajustement aient des effets importants sur les variables réelles. D'un point de vue général, la présence de rigidités de prix reçoit plusieurs justifications : l'existence de contrats nominaux implicites entre acheteurs et vendeurs, d'information imparfaite des vendeurs quant à l'état de la demande, de coûts de réimpression des catalogues de vente, d'une perte d'une partie de la clientèle attachée à la stabilité des prix, d'une plus grande simplicité de gestion des firmes, *etc*... Sans les modéliser explicitement, nous admettons dans ce chapitre qu'il existe de faibles coûts d'ajustement de prix, désignés sous le terme générique de faibles coûts de catalogues (*small menu costs*).

Il s'agit de montrer que ces faibles coûts (du second ordre relativement aux chocs) peuvent engendrer des fluctuations macroéconomiques importantes (du premier ordre par rapport au choc). Après une présentation formelle de cet argument qui repose sur une réinterprétation du théorème de l'enveloppe, nous adaptons dans un second temps cet argument au modèle de référence en reprenant Blanchard and Kiyotaki [1987]. En "bloquant" le niveau général des prix, ces rigidités nominales apparaissent alors comme un mécanisme coordinateur à la suite d'un choc positif de demande agrégée.

Dans un troisième temps, nous montrons que le modèle de concurrence monopolistique statique avec coûts de catalogues peut conduire à une multiplicité d'équilibres à la suite d'un choc monétaire, la proportion de firmes (toutes identiques) ajustant leurs prix pouvant prendre les valeurs 0 ou 1, ainsi qu'une valeur critique $g \in]0, 1[$ fonction de la taille du coût de catalogues. Il apparaît également que le comportement du modèle en présence de rigidités nominales est paramétré par son degré de sensibilité réelle –*i.e.* par les valeurs des ses élasticités-

prix. Ces développements reprennent les travaux de Ball and Romer [1989] et Ball and Romer [1990].

4.2.1 Présentation formelle et rationalité approchée

Nous présentons l'argument micoréconomique à la base des modèles de coûts de catalogues, ainsi que son lien avec les modèles de rationalité approchée de Akerlof and Yellen [1985a] et Akerlof and Yellen [1985b]. Nous donnons ensuite une intuition des effets macroéconomiques de tels modèles dans un cadre statique.

4.2.1.1 Le comportement microéconomique statique

En reprenant Varian [1978] et Akerlof and Yellen [1985a], nous développons ici l'argument formel à la base des modèles statiques de coûts de catalogues, en réinterprétant le théorème de l'enveloppe. L'agent microéconomique (pour nous une entreprise) maximise une fonction $\Pi(x, y)$ (pour nous le profit) deux fois différentiable, strictement concave en x et admettant un maximum unique. x est la variable de contrôle de l'agent (le prix) et y une variable d'état (par exemple le niveau général des prix dans un modèle de concurrence monopolistique). On définit $x^\star$ comme la solution optimale du problème de maximisation :

$$x^\star(y) \equiv \text{Arg Max}_x \ \Pi(x, y)$$

Nous notons $M(y)$ la fonction valeur du problème d'optimisation :

$$M(y) = \Pi(x^\star(y), y)$$

En différenciant la fonction valeur $M(y)$, nous obtenons :

$$\frac{dM(y)}{dy} = \frac{d\Pi(x, y)}{dx}\frac{dx^\star(y)}{dy} + \frac{\partial\Pi(x^\star(y), y)}{\partial y}$$

et en notant que la condition d'optimalité du premier ordre du problème implique

$$\frac{d\Pi(x, y)}{dx} = 0$$

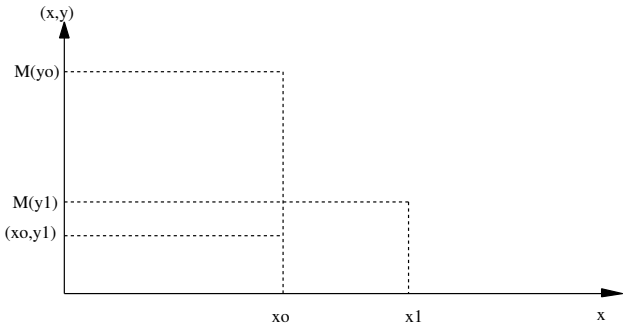
nous dérivons le résultat du théorème de l'enveloppe :

$$\frac{dM(y)}{dy} = \frac{\partial\Pi(x^\star(y), y)}{\partial y} \tag{4.3}$$

En d'autres termes, la valeur de la fonction objectif ne change pas, à la marge, lorsque y varie, que l'agent décide ou non de modifier sa variable de commande (conserver $x^\star(y)$ ou "bouger" jusqu'à $x^\star(y + dy)$ est équivalent en termes d'objectif lorsque l'état passe de y à $y + dy$, pour dy petit).

La figure 4.5 donne la mesure du caractère intuitif du résultat.

FIGURE 4.5 : Une illustration du théorème de l'enveloppe



On note x_0 et x_1 les valeurs optimales de x pour respectivement y_0 et y_1 :

$$M(y_0) = x_0 \text{ et } M(y_1) = x_1$$

L'agent qui ne réajuste pas x lorsque y passe de y_0 à y_1 encourt une perte notée Ω :

$$\Omega = \Pi(x_1, y_1) - \Pi(x_0, y_1) = M(y_1) - \Pi(x_0, y_1)$$

Nous notons sur la figure 4.5 que cette perte est "faible" par rapport à la variation de y. Formellement, on peut exprimer Ω comme un développement limité au second ordre de Π au voisinage de (x_1, y_1) :

$$\Omega = \frac{1}{2} \left. \frac{\partial^2 \Pi(x,y)}{\partial x^2} \right|_{(x_1,y_1)} (x_0 - x_1)^2 \tag{4.4}$$

L'équation (4.4) peut se réexprimer en termes de variation de y. En posant $\mu = y_1 - y_0$, il vient :

$$x_1 - x_0 = \frac{dx^\star(y)}{dy}\mu \tag{4.5}$$

Or

$$\frac{dx^\star(y)}{dy} = \left(\frac{\partial^2 \Pi(x,y)}{\partial x\, \partial y}\right) / \left(\frac{\partial^2 \Pi(x,y)}{\partial x^2}\right)$$

d'où

$$\Omega(\mu) = \Omega''(0)\mu^2 \tag{4.6}$$

avec

$$\Omega''(0) = \frac{1}{2}\left(\frac{\partial^2 \Pi(x,y)}{\partial x\, \partial y}\right) / \left(\frac{\partial^2 \Pi(x,y)}{\partial x^2}\right)$$

L'équation (4.6) montre qu'un choc de taille μ sur la variable d'état provoque une perte proportionnelle à μ^2 lorsque l'erreur sur la variable de commande est proportionnelle à μ (équation (4.5)). Un coût d'ajustement "faible" sur la variable de commande (du second ordre par rapport au choc) entraînera ainsi une rigidité dans la fixation de x.

On peut mentionner deux catégories de justifications à l'inertie du comportement de l'agent économique : soit celui-ci n'est qu'approximativement rationnel –*i.e.* ne pas réoptimiser lui est si peu coûteux qu'il s'abstient d'être totalement rationnel[23] –, soit il existe un faible coût fixe d'ajustement de la variable de contrôle qui rend non profitable un ajustement.

C'est la présence de faibles coûts d'ajustement de prix qui va permettre de rendre compte d'une rigidité des comportements nominaux des entreprises.

4.2.1.2 Les effets macroéconomiques

La présence de faibles coûts fixes d'ajustement (du second ordre par rapport aux chocs affectant l'économie) permet de donner une justification théorique à un comportement rigide des agents économiques dans l'ajustement de leur variable de contrôle x. La prise en compte de ces coûts n'a cependant d'intérêt que s'il existe des contextes économiques pour lesquels les effets sur les variables agrégées de ces comportements sont du premier ordre par rapport aux chocs.

Un cas particulièrement simple permet de conclure à un tel effet macroéconomique du premier ordre. Considérons une économie composée de n agents économiques indicés par i, $i = 1, \ldots, n$, chacun maximisant un critère $\Pi(x_i, y)$ en suivant la règle $x_i^\star(y)$. Nous avons montré plus haut qu'à la suite d'un choc $\mu = y_1 - y_0$, l'agent qui choisit de conserver le niveau de contrôle $x_{i,0} = x_i^\star(y_0)$ au lieu d'adopter le niveau $x_{i,1} = x_i^\star(y_1)$ n'encourra qu'une perte du second ordre par rapport à μ, alors que l'équation (4.5) montre que son erreur $(x_{i,1} - x_{i,0})$ est proportionnelle à μ.

$$x_{i,1} - x_{i,0} = \left.\frac{dx_i^\star(y)}{dy}\right|_{y=y_0} \mu \tag{4.5}$$

Considérons maintenant l'évolution de la variable agrégée la plus simple du modèle, la moyenne empirique des $x_{i,t}$:

$$X(t) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_{i,t}$$

L'équation (4.5) nous permet d'écrire :

23. Il s'agit ici de l'interprétation de Akerlof et Yellen.

$$X_1 - X_0 = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{dx_i^\star(y)}{dy} \right) \mu$$

La variable agrégée X varie alors proportionnellement au choc en présence de coûts de catalogues. Cet exemple simple esquisse parfaitement les phénomènes de défauts de coordination que nous avons évoqués dans la section précédente : chaque agent pris individuellement n'a pas intérêt à modifier son contrôle (en présence de faibles coûts fixes d'ajustement) alors que l'effet global de ces non-ajustements individuels est du premier ordre.

4.2.2 Une illustration dans le modèle de référence

La présence de faibles coûts d'ajustement de prix (coûts de catalogues) va permettre une coordination des firmes dans le modèle de concurrence monopolistique de référence. On rappelle que la fonction de meilleure réponse de la firme j est donnée par l'équation (4.2) :

$$\frac{P_j}{M} = k \left(\frac{P}{M} \right)^{\frac{1+(\theta-1)(\alpha-1)}{1+\theta(\alpha-1)}} \tag{4.2}$$

La variation du profit de la firme j à la suite d'un choc dM sur la quantité de monnaie est donnée par :

$$\frac{d\Pi_j}{dM} = \frac{\partial \Pi_j}{\partial M} + \frac{\partial \Pi_j}{\partial P_j} \frac{dP_i}{dM}$$

En appliquant le théorème de l'enveloppe au voisinage du prix P_j optimal, nous avons

$$\frac{\partial \Pi_j}{\partial P_j} = 0$$

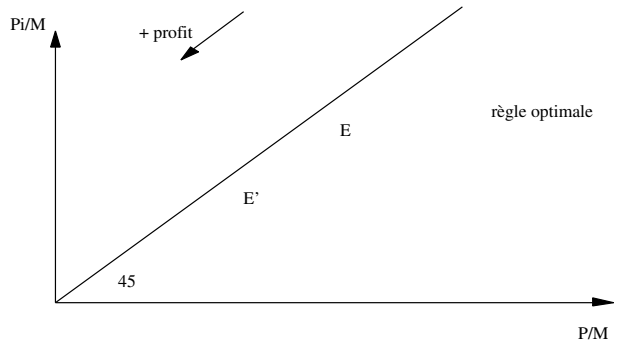
et donc

$$\frac{d\Pi_j}{dM} = \frac{\partial \Pi_j}{\partial M} > 0$$

Si les prix ne varient pas à la suite d'un "petit" choc monétaire dM parce qu'il existe des coûts de catalogues, le profit de chacune des entreprises augmentera. La figure 4.6 montre ainsi que le choc monétaire déplace l'économie de l'équilibre de concurrence monopolistique E à l'équilibre de coûts de catalogues E', équilibre Pareto-préféré à E.

Cet effet au voisinage de l'équilibre de concurrence monopolistique ne se conserve cependant pas tel quel lorsque les chocs monétaires sont plus grands, dès lors que l'approximation au premier ordre n'est plus valide. Dans ce cas, le coût d'opportunité privé à ne pas ajuster les prix n'est plus négligeable, et l'on peut en donner l'expression en fonction des paramètres du modèle. En notant $\Omega(\Delta M, \alpha, \theta)$ le coût privé en % du profit initial à ne pas modifier son prix

FIGURE 4.6 : Les coûts de catalogues comme mécanisme coordinateur en concurrence monopolistique



lorsque le choc monétaire est de ΔM et que les autres firmes ne modifient pas leur prix, nous avons :

$$\Omega(\Delta M, \alpha, \theta) = \frac{(\alpha-1)^2(\theta-1)}{2(1+\theta(\alpha-1))}(\Delta M)^2 + f((\Delta M)^2)$$

où f est une fonction du troisième ordre, et

$$\begin{array}{rcll} \text{signe}\left(\frac{\partial\Omega}{\partial\alpha}\right) & = & \text{signe}\,(1+\theta(\alpha-1)) & > 0 \\ \text{signe}\left(\frac{\partial\Omega}{\partial\theta}\right) & = & \text{signe}\,(\alpha) & > 0 \end{array}$$

Nous constatons que le coût privé d'un non-ajustement de prix est une fonction décroissante des rendements d'échelle $\frac{1}{\alpha}$, et une fonction croissante de l'élasticité de substitution entre les biens θ, donc de l'élasticité-prix de la demande adressée à la firme.

Lorsqu'on lève l'hypothèse de désutilité marginale du travail constante, on obtient un résultat similaire concernant le coût privé d'un non-ajustement des salaires par les ménages, ce coût étant une fonction croissante de l'élasticité de la désutilité du travail β et de l'élasticité de substitution entre les différents types de travail σ.

Blanchard and Kiyotaki [1987] proposent une simulation numérique de la taille des coûts de catalogues nécessaires à un non-ajustement de prix ou de salaire, et ce pour différentes valeurs des paramètres. Le tableau 4.1 donne le niveau de la

perte individuelle de la firme ou du ménage en % de son revenu initial, pour un choc monétaire de 5% et de 10%.

TABLEAU 4.1 : Choc monétaire et coût privé d'un non-ajustement de prix ou de salaire (Blanchard et Kiyotaki [1987])

Coût privé de la firme				coût privé du ménage ($\alpha = 1.1$ et $\theta = 5$)			
		$\Delta M/M$				$\Delta M/M$	
α	θ	5%	10 %	β	σ	5%	10 %
1	.5	.000	.000	1.2	5	.025	.100
1.1	2	.001	.004	1.4	2	.027	.111
1.1	5	.003	.013	1.4	5	.066	.265
1.1	20	.008	.031	1.4	20	.105	.418
1.3	5	.018	.071	1.6	5	.112	.451

Nous constatons que le coût privé de non-ajustement pour une firme est très faible –*i.e.* que des coûts de catalogues faibles suffisent à créer une rigidité nominale de prix. Ainsi, pour $\alpha = 1.1$ et $\theta = 5$, un coût de catalogues de .003% du profit initial est suffisant pour empêcher les prix de s'ajuster à la suite d'une augmentation de 5% de la masse monétaire.

Pour les ménages , un choc de 5% (*respectivement* 10%) sur la masse monétaire conduit en l'absence d'ajustement des salaires à une augmentation de la demande de travail de 5.5% (*respectivement* 11%) lorsque $\alpha = 1.1$ et $\theta = 5$. Une désutilité marginale du travail suffisamment croissante (β élevé) rend non négligeable la perte privée liée à un non-ajustement du salaire nominal –*i.e.* rend assez élevé le coût de catalogues nécessaire à la rigidité nominale des salaires.

Quels sont alors les effets en terme de bien-être –*i.e.* en terme de niveau d'utilité des ménages à l'équilibre symétrique de non-ajustement – des chocs monétaires en présence de coûts de catalogues ? Le tableau 4.2 donne pour différentes combinaisons des paramètres le niveau des coûts de catalogues (en % du produit initial) nécessaires à un non-ajustement des prix et des salaires, l'accroissement relatif de bien-être qui en résulte ainsi que le rapport entre l'accroissement de bien-être et le niveau relatif de ces coûts de catalogues.

Les résultats qualitatifs en terme de bien-être sont identiques à ceux en termes de coûts d'opportunité privés : l'effet des coûts de catalogues est d'autant plus important que α, β, σ et θ sont proches de un.

Cette sensibilité des résultats aux élasticités du modèles[24], ainsi que l'éven-

24. Ce que nous appellerons dans le paragraphe suivant *sensibilité réelle* du modèle.

TABLEAU 4.2 : Choc monétaire et gain social d'un non-ajustement de prix ou de salaire (Blanchard et Kiyotaki [1987])

$\Delta M/M = 5\%$							
		$\theta = \sigma = 5$			$\theta = \sigma = 10$		
α	β	Coût de catalogues	Bien-être	Rapport	Coût de catalogues	Bien-être	Rapport
1.1	1.2	.03	1.79	60	.03	.94	31
-	1.4	.07	1.83	26	.06	1.02	17
-	1.6	.11	1.91	17	.09	1.11	12
1.2	1.2	.04	1.82	45	.04	.99	25
-	1.4	.08	1.87	24	.07	1.07	16
-	1.6	.13	1.98	15	.11	1.27	12
$\Delta M/M = 10\%$							
		$\theta = \sigma = 5$			$\theta = \sigma = 10$		
α	β	Coût de catalogues	Bien-être	Rapport	Coût de catalogues	Bien-être	Rapport
1.1	1.2	.11	3.54	32	.11	1.86	17
-	1.4	.28	3.6	13	.23	1.93	8
-	1.6	.46	3.72	8	.36	2.05	6
1.2	1.2	.15	3.57	24	.16	1.87	12
-	1.4	.33	3.67	11	.29	2.01	7
-	1.6	.53	3.85	7	.44	2.24	5

tuelle présence d'une multiplicité d'équilibres mérite d'être précisée, ce que nous faisons dans le paragraphe suivant en reprenant l'analyse de Ball and Romer [1990] et de Blanchard and Fischer [1989].

4.2.3 Rigidités nominales, sensibilité réelle et multiplicité d'équilibres à la suite d'un choc monétaire

Dans le modèle de référence, l'analyse des effets macroéconomiques d'un choc monétaire en présence de coûts de catalogues a montré leur dépendance aux élasticités des demandes et offres de biens et de travail. Pour des valeurs plausibles –*i.e.* pas trop élevées – des élasticités, nous avons montré que les coûts de catalogues devaient être importants pour engendrer une rigidité de prix. L'objet de l'analyse de Ball and Romer [1990] est de montrer que le niveau minimum des coûts de catalogues nécessaire à une rigidité nominale est une fonction croissante du degré de sensibilité réelle du modèle[25]. Après avoir présenté l'argument de Ball et Romer en l'adaptant à notre modèle de référence, nous établissons le lien entre ce problème et l'existence d'une multiplicité d'équilibres dans la version "coûts de catalogues" du modèle de référence.

4.2.3.1 Rigidités nominales et sensibilité réelle

L'analyse est ici centrée sur les comportements de fixation des prix, et nous supposons donc que les salaires sont fixés sans coûts d'ajustement et que le salaire réel est constant ($\beta = 1$).

Le profit de l'entreprise j est fonction du prix relatif (ou *prix réel* pour Ball et Romer) $\frac{P_j}{P}$ et des encaisses réelles (ou *demande agrégée réelle* pour Ball et Romer) $\frac{M}{P}$:

$$\Pi_j = \Pi\left(\frac{M}{P}, \frac{P_j}{P}\right)$$

En présence d'un coût de catalogues c, l'objectif de la firme dans ce modèle statique est donné par :

$$\Pi_j - \mathcal{I}_j c$$

où $\mathcal{I}_j$ est une variable indicatrice qui vaut 1 si la firme décide de modifier son prix et zéro sinon.

En reprenant la résolution du modèle[26] de référence, et en normalisant convenablement le niveau de l'offre de monnaie $\overline{M}$, nous aurons à l'équilibre symétrique $\frac{P_j}{P} = 1$ et $\frac{M}{P} = 1$, et

$$\Pi_2(1,1) = 0$$

25. Ball et Romer utilisent le terme de *rigidité réelle*. Ce terme nous semble assez mal choisi dans la mesure où il introduit une symétrie entre rigidités nominales et rigidités réelles. Or les premières sont ici la conséquence d'une hypothèse spécifique de coûts de catalogues alors que les secondes renvoient aux élasticités des fonctions d'utilité et de profit. Pour cette raison, nous préférons le terme de *sensibilité réelle*, celui de *rigidité réelle* étant conservé pour rendre compte des effets d'hypothèses spécifiques sur l'organisation des marchés ou sur les comportements, comme par exemple l'hypothèse de salaire d'efficience.

26. Cette résolution a été présentée au chapitre précédent.

où Π_n désigne la dérivée du profit relativement à son $n^{\text{ième}}$ argument. Les inégalités suivantes sont également vérifiées dans ce modèle :

$$\begin{aligned} \Pi_{22} &< 0 \\ \Pi_{12} &> 0 \end{aligned}$$

Le prix optimal $P_j^\star$ vérifie par définition la condition :

$$\Pi_1\left(\frac{P_j^\star}{P}, \frac{M}{P}\right) = 0$$

En prenant la différentielle totale de cette équation, nous obtenons la relation :

$$\frac{d\left(\frac{P_j^\star}{P}\right)}{d\left(\frac{M}{P}\right)} = \frac{-\Pi_{12}}{\Pi_{22}} = \rho \tag{4.7}$$

Ball et Romer mesurent alors le degré de sensibilité réelle par le paramètre ρ. Un faible valeur de ρ correspond à une faible sensibilité du prix relatif à la demande réelle agrégée.

Avant de préciser analytiquement le lien entre sensibilité réelle et effet macroéconomique des rigidités nominales, Ball et Romer donnent la substance de leur argumentation :

> "La rigidité des prix à la suite d'un choc nominal est un équilibre de Nash si le gain pour une firme lorsqu'elle ajuste son prix nominal est inférieur au coût d'ajustement de celui-ci, étant donné que les autres firmes ne modifient pas le leur. Mais une variation du prix nominal lorsque les autres prix sont fixes représente en réalité une variation du prix réel [*relatif*] de la firme. Or, à prix des autres firmes inchangés, le choc nominal aura un effet sur la demande agrégée réelle. La rigidité nominale sera donc un équilibre si le gain d'une firme à ajuster son prix réel après une augmentation de la demande réelle est inférieur au coût d'ajustement de ce prix. Si la firme ne désire que de faibles variations de son prix réel –*i.e.* s'il existe un degré important de rigidité réelle [*une faible sensibilité réelle des comportements*] – le gain lié à une variation du prix réel sera faible. Dans la mesure où les rigidités réelles réduisent le gain d'un ajustement, elles accroissent la taille maximale des chocs nominaux pour lesquels un non-ajustement est un équilibre." (Ball and Romer [1990], p*60*)

Supposons qu'un choc monétaire positif $\frac{dM}{M} = \mu\%$ ait lieu dans cette économie. Le coût privé $\Omega(\mu)$ de ne pas s'ajuster si les autres firmes ne s'ajustent pas ($P = \text{c}^{\text{te}}$) est donné par :

$$\Omega(\mu) = \Pi\left(1+\mu, \frac{P_j^\star}{P}\right) - \Pi(1+\mu, 1)$$

et il y aura non-ajustement si $\Omega(\mu) < c$. Un développement limité de Ω autour de $\mu = 0$ permet d'obtenir :

$$\Omega(\mu) = \frac{(-\Pi_{12})^2}{2\Pi_{22}}\mu^2 \tag{4.8}$$

On peut alors déduire la valeur maximale $\mu^\star$ du choc monétaire compatible avec un équilibre de non-ajustement. Celle-ci est en effet donnée par l'équation

$$\Omega(\mu^\star) = c$$

soit en utilisant l'approximation au second ordre (4.8) et la définition (4.7) :

$$\mu^\star = \sqrt{\frac{2c}{\rho\Pi_{12}}} \tag{4.9}$$

S'il n'y a aucune rigidité nominale ($c = 0$), le prix est parfaitement flexible et $\mu^\star$ est nul. Pour un coût de catalogues c positif, la plage des chocs monétaires compatibles avec une absence d'ajustement de prix est d'autant plus large que le degré de sensibilité réelle ρ est faible.

Akerlof and Yellen [1985b] utilisent un argument similaire pour donner un effet important aux chocs monétaires dans un modèle où les firmes ont un comportement *rationnel approché*, ou de manière équivalente font face à des coûts de catalogues. Nous avons noté dans le paragraphe précédent que les effets réels d'un choc monétaire seront d'autant plus faibles que l'élasticité de l'offre de travail au salaire réel sera faible (élasticité qui correspond au paramètre β dans le modèle de référence). L'hypothèse de salaire d'efficience adoptée par Akerlof et Yellen, combinée à une hypothèse d'inélasticité de l'offre de travail extensif[27] des ménages, permet alors d'obtenir une élasticité aux choc monétaires élevée de la quantité de travail utilisée H.

4.2.3.2 Indétermination de l'équilibre à la suite d'un choc monétaire

Nous avons souligné la présence de complémentarités stratégiques dans les comportements de fixation de prix ; la firme j est donc d'autant plus incitée à modifier son prix à la suite d'un choc monétaire qu'un grand nombre d'entreprises le modifie, et d'autant plus incitée à ne pas modifier son prix qu'un grand nombre d'entreprises ne le modifie pas.

Lorsque toutes les entreprises ajustent leur prix, le niveau des encaisses réelles $\frac{M}{P}$ reste constant dans le modèle :

$$\frac{dP}{P} = \frac{dM}{M} = \mu$$

27. On distingue en effet dans les modèles de salaire d'efficience le travail extensif H mesuré en heures du travail intensif eH, où e est l'effort fourni par les salariés et par unité de travail extensif H.

En revanche, lorsque seule une proportion g d'entreprises modifie son prix, le niveau des encaisses réelles varie, et l'on a

$$\frac{dP}{P} = k(g)\mu$$

où k est une fonction[28] monotone croissante de g, prenant ses valeurs dans l'intervalle $[0, 1]$ et vérifiant

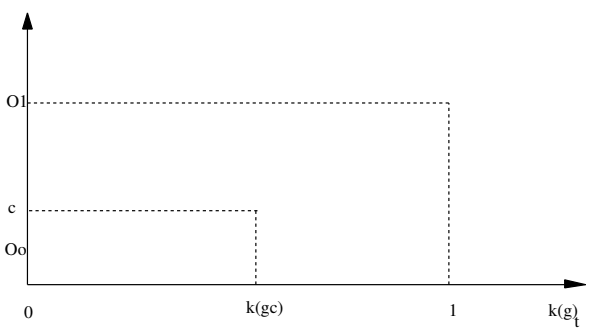
$$k(0) = 0 \qquad \text{et} \qquad k(1) = 1$$

Le coût d'opportunité privé Ω lié à un non-ajustement des prix est alors une fonction non seulement du choc monétaire μ, mais également de la proportion g de firmes ajustant leur prix :

$$\Omega = \Omega(\mu, k(g))$$

Nous représentons la fonction $\Omega(\mu, \cdot)$ sur la figure 4.7. On montre aisément que cette fonction est convexe dans le modèle de référence. On note $O_0 = \Omega(\mu, 0)$ et $O_1 = \Omega(\mu, 1)$.

FIGURE 4.7 : Coût d'opportunité privé et proportion de firmes ajustant leur prix, à $\frac{dM}{M}$ donné



Si le coût de catalogues c est inférieur à O_1, le seul équilibre de l'économie à la suite d'un choc monétaire est une situation dans laquelle toutes les firmes ajustent leur prix et où la monnaie est neutre. Si c est supérieur à O_1, un choc monétaire

28. Il n'est pas nécessaire ici de donner l'expression analytique de la fonction k, mais sa dérivation dans le modèle de référence ne présente pas de difficultés.

ne se traduira pas par un accroissement de prix, toutes les firmes conservant un prix constant. En revanche, une valeur du coût de catalogues comprise entre O_0 et O_1 rend indéterminé l'équilibre de l'économie. Si la proportion μ_c des firmes qui s'ajustent est telle que $k(\mu_c) = c$, les $(1 - \mu_c)$ autres firmes de l'économie n'ont pas intérêt à modifier leur prix, et μ_c est donc un équilibre possible.

Si la proportion de firmes n'ajustant pas leur prix est inférieure à μ_c, le coût d'opportunité privé d'un non-ajustement est inférieur au coût de catalogues, ce qui conduit l'économie vers l'équilibre $\mu = 0$. Si la proportion de firmes n'ajustant pas leur prix est supérieure à μ_c, le coût d'opportunité privé d'un non-ajustement est supérieur au coût de catalogues, ce qui conduit l'économie vers l'équilibre $\mu = 1$.

Nous voyons donc que trois équilibres sont possibles à la suite d'un choc monétaire pour certaines valeurs du coût de catalogues c. Ball and Romer [1990] établissent alors le lien entre cette éventuelle présence d'équilibres multiples et le degré de sensibilité réelle du modèle.

Nous avons montré dans le paragraphe précédent que le coût d'opportunité d'un non-ajustement s'approchait par l'expression (4.8)

$$\Omega(\mu) = \frac{-(\Pi_{12})^2}{2\Pi_{22}}\mu^2 \tag{4.8}$$

A coût de catalogues c donné, le non-ajustement était un équilibre de l'économie pour des chocs monétaires μ inférieurs à une valeur $\mu^\star$ dont l'expression est donnée par l'équation (4.9). Selon le même principe de calcul que celui conduisant à la détermination de $\mu^\star$, nous pouvons déterminer une valeur $\mu^{\star\star}$ telle que l'ajustement de tous les prix sera un équilibre si le choc monétaire est supérieur à $\mu^{\star\star}$. Cette valeur minimale est donnée par l'équation :

$$\mu^{\star\star} = \sqrt{\frac{2c}{-\Pi_{22}}} \tag{4.10}$$

Pour les configurations du modèle vérifiant $\mu^\star > \mu^{\star\star}$ et telles que les chocs monétaires μ appartiennent à l'intervalle $[\mu^{\star\star}, \mu^\star]$, il y aura indétermination de l'équilibre.

Notons en outre que les équations (4.9) et (4.10) nous donnent l'expression du rapport des deux bornes de l'intervalle d'indétermination :

$$\frac{\mu^\star}{\mu^{\star\star}} = \frac{1}{\rho}$$

La condition sous laquelle l'existence d'une multiplicité d'équilibres est possible s'écrit ainsi :

$$\frac{\mu^{\star\star}}{\mu\star} < 1 \quad <=> \quad \rho < 1$$

Ainsi, plus la sensibilité réelle est faible (ρ faible), plus l'écart entre les deux bornes est large et plus la probabilité d'occurrence d'une indétermination de l'équilibre

est importante. Or la sensibilité réelle du modèle est directement fonction de la présence de complémentarités stratégiques dans le jeu entre les entreprises. En effet, le jeu présente des complémentarités stratégiques dans la mesure où l'on a dans ce modèle

$$\frac{dP_j}{dP} = 1 - \frac{\Pi_{12}}{-\Pi_{22}}$$

et

$$\frac{dP_j}{dP} > 0 \quad <=> \quad \Pi_{12} > -\Pi_{22}$$

Si l'on rappelle que la définition du degré de sensibilité réelle est :

$$\frac{d\left(\frac{P_j^\star}{P}\right)}{d\left(\frac{M}{P}\right)} = \frac{-\Pi_{21}}{\Pi_{11}} = \rho \tag{4.7}$$

nous voyons qu'un degré élevé de complémentarités stratégiques (Π_{12} faible) implique alors une valeur faible de ρ, donc une probabilité d'occurrence plus grande d'équilibres multiples. Nous retrouvons dans ce modèle de référence le résultat de Cooper and John [1988] évoqué au début de ce chapitre : les complémentarités stratégiques sont source d'équilibres multiples dans les modèles qui s'écrivent comme un jeu de coordination.

4.2.4 Extensions et limites des coûts de catalogues dans un modèle statique

Nous présentons dans ce paragraphe les extensions proposées au modèle de coûts de catalogues, ainsi que les limites inhérentes à cette spécification statique.

4.2.4.1 Extensions dans un cadre statique

Une série de contributions a amendé et étendu le modèle de référence avec coûts de catalogues, permettant d'une part une meilleure articulation entre sensibilité réelle et rigidités nominales et d'autre part l'introduction d'une hétérogénéité entre les firmes.

Asilis and Phaneuf [1989] remettent en cause l'asymétrie de traitement entre les quantités, supposées parfaitement flexibles, et les prix, dont la modification entraîne le paiement d'un coût de catalogues. Pour rétablir cette symétrie, ils introduisent dans le modèle de concurrence monopolistique de référence un coût fixe d'ajustement des quantités. Les résultats de non-neutralité d'un choc monétaire sont alors naturellement affaiblis, et Asilis et Phaneuf obtiennent des résultats très intuitifs concernant le comportement des firmes dans le modèle. Une firme sera en effet d'autant plus incitée à ne pas modifier ses quantités (et donc à ajuster son prix) que sa taille sera faible, que le paramètre γ représentant

le poids de la consommation dans la fonction d'utilité sera faible et que l'élasticité de substitution entre les biens sera forte.

Fluet and Phaneuf [1991] présentent un intéressant modèle d'équilibre partiel dans lequel le choix de la technique de production au moment de la fixation du prix renforce l'effet des coûts de catalogues. Comme nous l'avons montré plus haut, la taille des coûts de catalogues nécessaires à un non-ajustement des prix est une fonction de la technologie et des préférences lorsque le choc monétaire est "grand" –*i.e.* ne permet plus une approximation au premier ordre. Fluet et Phaneuf distinguent la *plage de rigidité des prix* –*i.e.* l'intervalle de fluctuations du produit pour lequel les prix ne sont pas modifiés – du *degré de réponse des prix* –*i.e.* la relation entre les prix et les quantités lorsque les prix sont modifiés. Le partage prix-quantités suit un règle de "tout ou rien" à la suite d'un choc monétaire, dans la mesure où le modèle est neutre sans coûts d'ajustement. En effet, les prix ne répondent pas du tout si le choc monétaire est faible, et s'ajustent dans un rapport de un pour un si l'entreprise décide de payer le coût de catalogues. Pour un choc de demande [29] lié par exemple à une modification des préférences, les prix et les quantités répondront en même temps et la réponse des prix ne sera pas nécessairement dans un rapport de un pour un avec le choc de demande.

Le modèle de Fluet et Phaneuf suppose que l'entreprise choisit son prix et sa technique de production de court terme avant de connaître la demande qui lui est adressée, et que tout changement de prix ultérieur entraîne le paiement d'un coût de catalogues. La firme va choisir une technique de production au coût marginal d'autant plus "plat" que la demande est supposée variable, parce qu'elle sait que les ajustements de prix sont coûteux. La présence de coûts de catalogues implique ainsi une rigidité du coût marginal [30], ce qui accroît la plage de rigidité des prix, et rend ainsi plus probable la rigidité nominale. En outre, dans le cas où les quantités sont malgré tout ajustées, le degré de réponse des prix est plus faible, puisque le coût marginal est plat. Ainsi, ce n'est plus seulement la rigidité des prix qui explique la variabilité du produit, mais également la variabilité attendue de la demande qui augmente la rigidité des prix, *via* le choix d'une technique de production de court terme au coût marginal plus plat.

Kortum [1988] étudie un modèle de coûts de catalogues avec hétérogénéité des firmes, en reprenant la distinction établie par Okun [1981] entre marché de clientèle (*customers market*) et marché d'enchère (*auction market*). Les marchés de clientèle sont supposés posséder une courbe de coût marginal plus plate que les marchés d'enchères [31]. Dans ce modèle, Kortum retrouve des résultats conformes à l'intuition. La plage de rigidité des prix est ainsi une fonction croissante du coût de catalogues, décroissante de l'élasticité de la demande et de l'élasticité du coût marginal, croissante du nombre anticipé de firmes qui ne modifient pas leurs prix

29. Le modèle de Fluet et Phaneuf est en équilibre partiel et n'explicite donc pas les déterminants de la demande qui sont à l'origine de ce choc.

30. Une faible sensibilité réelle dans le modèle de Ball and Romer [1990].

31. Cette distinction correspond à celle d'Akerlof et Yellen entre agents rationnels et approximativement rationnels.

et croissante du nombre de firmes possédant un coût marginal plat –*i.e.* de la proportion de marchés de clientèles dans l'économie.

Enfin, Picard [1991] présente une application du principe de rationalité approchée dans le cadre d'un modèle à prix fixes, et apporte ainsi une certaine justification aux rigidités de prix des équilibres non-walrasiens. Comme le note Picard,

> "Nous nous proposons de montrer que l'argument de rationalité approchée est en quelque sorte orthogonal au principe retenu pour la détermination des prix, dans la mesure où il est compatible avec l'une ou l'autre des deux grandes traditions dans lesquelles les économistes se reconnaissent pour expliquer la détermination des prix : la tradition de l'équilibre général concurrentiel walrasien où les prix sont déterminés par un commissaire-priseur et celle de la concurrence imparfaite (notamment la concurrence monopolistique) où ce sont certains agents qui fixent les prix." (Picard [1991], p*4*)

Cette approche s'oppose ainsi au jugement critique, il est vrai assez sommaire, de Blanchard and Fischer [1989] concernant la théorie des équilibres non-walrasiens. Picard développe alors un modèle initialement à l'équilibre walrasien, mais dont les prix restent fixes à la suite d'un petit choc monétaire. Les prix sont considérés comme donnés, mais chaque agent subissant une contrainte sur les quantités possède des conjectures à la Hahn [1978] concernant la manière de la desserrer en modifiant les prix. Comme le note Hahn,

> "Je relâche l'hypothèse de prix fixes. Je la remplace en autorisant les agents à avoir des conjectures sur la manière dont un rationnement perçu peut être relâché par leur volonté à offrir un prix différent. L'idée ici est très proche de celle développée dans les travaux précurseurs de Negishi, bien qu'elle soit différente. *En particulier, je ne souhaite pas rendre la concurrence imparfaite intrinsèque au modèle. Les conjectures que je considère permettront toujours la réalisation de l'équilibre walrasien. Ce que je montre est qu'il existe aussi des équilibres non-walrasiens.*" (Hahn [1978], p*2*)

Picard [1991] montre que quelque soit la conjecture faite par l'agent économique, un choc monétaire rend *approximativement rationnel* l'équilibre non-walrasien aux prix walrasiens d'avant le choc –*i.e.* que la perte encourue par chaque agent lorsqu'il réalise les transactions effectives plutôt que les transactions optimales selon sa conjecture est du second ordre relativement au choc monétaire. Ce résultat utilise un concept de conjecture à la Hahn, concept dont le statut précis, à la lumière de la citation donnée ci-dessus, ne nous semble pas très clair. En effet, Hahn désire retrouver l'équilibre walrasien comme un équilibre particulier de son modèle, et ne souhaite donc pas introduire une imperfection de la concurrence. On conçoit cependant mal quelle structure de marché se trouve derrière ces conjectures où les prix sont annoncés par un commissaire-priseur,

mais où chacun peut éventuellement les modifier lors d'un échange bilatéral s'il est contraint. A ce titre, l'introduction par Picard [1993] de coûts de recherche et de négociation dans un modèle avec schéma de rationnement uniforme permet de retrouver le résultat de rationalité approchée d'un équilibre à prix fixes autour de l'équilibre walrasien, en proposant une interprétation plus convaincante de la manière dont chaque agent peut desserrer sa contrainte par un échange bilatéral.

Si les chocs monétaires sont identiquement et indépendamment distribués et que les prix sont fixés à leur niveau d'équilibre walrasien, l'économie peut fluctuer autour de cet équilibre, entraînant alors à la suite de chaque choc un coût social du premier ordre, parce que les coûts privés d'une non-modification des prix sont du second ordre. Le modèle de Picard montre ainsi qu'un argument de type "coûts de catalogues" peut s'appliquer à un modèle de concurrence parfaite.

Nous demeurons cependant convaincus que l'introduction explicite de la concurrence imparfaite, même avec une hypothèse particulière sur la structure du jeu entre les concurrents, est préférable aux conjectures *à la* Hahn pour donner un fondement à la détermination des prix. Un dernier argument concerne la supériorité du prix relativement au coût marginal en concurrence imparfaite, supériorité qui permet de faire l'hypothèse que les entreprises fournissent toute la demande qui leur est adressée aux prix en vigueur. Cette hypothèse, qui augmente sensiblement la maniabilité analytique du modèle [32], permet de rendre compte de variations de la production bien plus importantes qu'en concurrence parfaite. Elle n'est acceptable que dans la mesure où cette offre supplémentaire n'est pas coûteuse pour l'entreprise, ce qui est le cas tant que le coût marginal demeure inférieur au prix. Cette *marge de production profitable* présente dans les modèles de concurrence imparfaite nous semble essentielle dans l'explication des fluctuations macroéconomiques et du rôle de la politique économique.

4.2.4.2 Les limites de l'approche statique des modèles de coûts de catalogues.

Les limites de ces modèles résident essentiellement dans leur aspect statique et dans l'impossibilité d'utiliser en l'état le mécanisme mis en oeuvre par les coûts de catalogues dans un modèle dynamique. En effet, si le modèle de concurrence monopolistique se répète à chaque période, il faut alors comparer le coût de catalogues, non pas au coût d'opportunité à ne pas s'ajuster de la période, mais à la valeur actualisée de ces coûts sur tout le futur. On imagine alors que les prix seront d'autant plus susceptibles de s'ajuster que le choc monétaire est perçu comme permanent. En d'autres termes, l'argument de rationalité approchée, qui suppose que l'agent est à son optimum avant le choc, est valable pour le premier choc mais ne l'est plus pour le second. Par exemple, la plage de rigidité des prix est d'autant plus grande que l'élasticité de la demande adressée à la firme est faible. Cet argument permet à Rotemberg and Saloner [1987] d'expliquer la plus

32. En effet, le modèle ne présente pas dans ce cas des solutions à régimes et demeure différentiable.

grande rigidité des prix en monopole qu'en duopole où les firmes perçoivent une demande plus élastique. En reprenant cet argument, nous voyons que l'obtention d'une plage de rigidité importante dans le modèle de concurrence monopolistique nécessite une faible élasticité de substitution entre les biens.

Pour répondre à la question de la pertinence des modèles de coûts de catalogues, Ball and Romer [1989] considèrent l'effet moyen des chocs monétaires (et non plus l'effet d'une hausse une fois pour toutes) dans un modèle de coûts de catalogues. Le modèle est une version simplifiée du modèle de concurrence monopolistique de référence [33]. L'économie est composée d'entrepreneurs individuels (*yeoman farmer*) qui produisent un bien différencié selon une technologie linéaire et qui consomment un panier *CES* des biens de l'économie. Le modèle est donc identique au modèle de référence, mais supprime le marché du travail et se concentre sur les comportements de fixation de prix. On suppose que le coût de catalogues est un coût d'indexation des prix. Sachant qu'un choc monétaire aura lieu en milieu de période et que les ventes se feront en fin de période, chaque producteur décide en début de période de fixer son prix pour l'ensemble de la période ou de l'indexer sur la masse monétaire en payant un coût de catalogues c. La question est alors de savoir s'il y a dans le modèle une place pour une politique de stabilisation de la demande, sachant que les chocs monétaires peuvent induire des variations de l'activité. Ball et Romer donnent trois résultats qui remettent partiellement en cause les modèles de coûts de catalogues :

1. Pour une distribution donnée des chocs monétaires, les gains et les pertes du premier ordre liés aux variations du produit sont de moyenne nulle. L'effet moyen sur le bien-être est négatif, mais du second ordre. Il ne s'agit pas ici de remettre en cause la validité des résultats obtenus dans le paragraphe précédent : un choc monétaire positif (*respectivement* négatif) a bien un effet positif (*respectivement* négatif) du premier ordre sur le bien-être. Mais l'effet moyen est négatif et du second ordre.
2. Un second résultat plus positif montre que le ratio R du coût social moyen au coût privé moyen de la rigidité des prix peut être arbitrairement grand, en fonction des paramètres de préférence du modèle (élasticité de substitution entre les biens (taux de marge) et élasticité de l'offre de travail).
3. Il est nécessaire que l'élasticité de l'offre de travail ou que le taux de marge prennent des valeurs irréalistes pour que le ratio R soit grand. Pour des paramètres plausibles (taux de marge de 25% et élasticité de l'offre de travail de 1/4), ce ratio ne vaut que 1.4 –*i.e.* les coûts sociaux d'un non-ajustement de prix ne sont guère plus importants que les coûts privés. Un taux de marge de 100% et une élasticité de l'offre de travail unitaire élèvent le ratio R à 4.5. Pour le même taux de marge de 100%, il faut une élasticité de 10 pour obtenir $R = 72$.

33. Il en conserve cependant l'ensemble des propriétés et les résultats qu'il permet d'obtenir ici sont transposables au modèle de référence.

Ces critiques aux modèles de coûts de catalogues nous semblent pouvoir être dépassées de deux façons : d'une part en montrant que la présence de rigidités nominales est un mécanisme de coordination dans un modèle de concurrence monopolistique avec équilibres multiples et défauts de coordination (section suivante de ce chapitre) ; d'autre part en posant explicitement un modèle multipériodique de coûts de catalogues pour en dériver la règle optimale de prix et les implications macroéconomiques (chapitre quatre).

4.3 Les rigidités nominales comme mécanisme coordinateur : un modèle de piège de sous-emploi

Le modèle de concurrence monopolistique constitue un cadre approprié à l'analyse des comportements de prix et des interactions stratégiques entre les firmes. Ces interactions stratégiques constituent l'un des fondements de la notion de défauts de coordination dans les modèles keynésiens. Comme nous l'avons souligné dans la première section de ce chapitre en reprenant Cooper and John [1988], la propriété de complémentarités stratégiques entre les décisions des agents économiques (un agent a intérêt à agir dans le même sens que les autres) est une condition nécessaire à l'existence d'une multiplicité d'équilibres macroéconomiques. Dès lors, un défaut de coordination peut conduire l'économie sur le "mauvais" équilibre, lorsque ceux-ci peuvent être classés selon le critère de Pareto. Nous avons montré dans la section précédente que cette propriété de complémentarités stratégiques se retrouve dans un modèle de concurrence monopolistique et que la présence de coûts d'ajustement sur les prix (*menu costs*) peut engendrer une multiplicité d'équilibres.

La possibilité d'une multiplicité d'équilibres dans les modèles macroéconomiques de concurrence imparfaite est ainsi étudiée dans la littérature récente. Kiyotaki [1988] en démontre l'existence dans un modèle à deux périodes et à rendements croissants alors que Pagano [1990] décrit le même phénomène dans un modèle à générations avec libre entrée des firmes. Drugeon [1990] construit un modèle intertemporel à horizon infini dans lequel la présence d'une externalité agrégée liée à des rendements d'échelle croissants et d'un stock limité de travail rend compte d'une multiplicité de trajectoires d'équilibre. Hammour [1991b] étudie également les effets de rendements sociaux croissants dans un modèle macroéconomique. Dans un cadre proche de Blanchard and Kiyotaki [1987], Manning [1990] présente un modèle à rendements croissants et équilibres multiples avec coûts d'ajustement sur les prix et les salaires.

Notre objectif est de construire un modèle simple rendant compte d'une multiplicité d'équilibres liée à un défaut de coordination dans les interactions stratégiques entre firmes *price makers*. Nous présentons dans un premier temps une version modifiée du modèle de référence du second chapitre, version à salaire réel rigide (salaire d'efficience), où la technologie possède une zone de rendements croissants et incorpore comme seul input le travail. Chaque firme dispose de deux techniques de production, la seconde possédant une plus forte productivité du

travail mais nécessitant le paiement d'un coût fixe pour être utilisée. Cette dualité productive va conduire les entreprises à modifier leurs comportements de prix selon qu'elles adoptent l'une ou l'autre des deux techniques. Dans un second temps, nous montrons que ce modèle possède deux équilibres symétriques non-coopératifs pertinents, l'un à faible niveau d'emploi où les prix sont élevés et l'autre à haut niveau d'emploi où les prix sont bas et qui est Pareto-préféré au premier. En présence de coûts d'ajustement sur les prix, ces deux équilibres se révèlent localement stables au sens de la dynamique Cournot-Nash. L'équilibre à faible niveau d'emploi est alors qualifié de piège de sous-emploi. Lorsque l'économie s'y trouve, une politique monétaire trop faiblement expansionniste ne permet pas aux agents de se coordonner sur l'équilibre haut et se révèle localement inefficace ; lorsque l'économie n'y est pas, une politique monétaire trop restrictive l'y envoie.

Bien que trop stylisé pour avoir directement une portée empirique, ce modèle peut rejoindre dans ses préoccupations les développements évoqués par Blanchard and Summers [1988], tout en centrant l'analyse sur le marché des biens et non sur le marché du travail. Il rend en effet compte de l'existence d'un piège[34] de sous-emploi, phénomène pouvant expliquer l'*euro-sclérose* des années quatre-vingt et l'inefficacité (locale pour nous) des politiques conjoncturelles traditionnelles.

4.3.1 Présentation du modèle et détermination des comportements individuels

4.3.1.1 Le modèle

Nous présentons un modèle de concurrence monopolistique proche du modèle de référence déjà envisagé. L'économie est composée de n firmes indicées par j et de h ménages indicés par i.

Chaque firme produit un bien imparfaitement substituable aux autres, selon un couple de technologies n'utilisant que du travail comme facteur de production.

Le couple de technologies (notées respectivement (T_1) et (T_2)) à la disposition de chaque firme est constitué de deux fonctions de production à rendements décroissants, intégrant un terme d'effort $\varepsilon(w)$:

$$Y_{j,(1)} = A(\varepsilon(w)H_j)^{\alpha} \quad (T_1) \tag{4.11}$$

$$Y_{j,(2)} = A(\varepsilon(w)H_j)^{\beta} - C \quad (T_2) \tag{4.12}$$

avec $0 < \alpha < \beta < 1$, $A > 0$ et $C > 0$. La condition $\alpha < \beta$ rend compte de la plus grande productivité du travail avec la technologie $(T2)$. La technologie (T_2) demande l'utilisation d'une quantité fixe de C unités du bien produit par la firme j.

Afin de centrer le modèle sur les comportements stratégiques des firmes dans la détermination des prix, nous adoptons un cadre dans lequel les niveaux de

34. Pour *unemployment trap*.

salaires réels sont constants[35]. Le salaire réel est déterminé par les entreprises à un niveau dit de salaire d'efficience, l'entreprise incitant les travailleurs à l'effort et contrôlant cet effort.

Les h ménages offrent chacun inélastiquement une unité de travail, les salaires de réservation des ménages étant par exemple égaux aux salaires walrasiens, et donc inférieurs au niveau du salaire d'efficience. S'il est employé ($H_j = 1$), le ménage décide de l'effort à fournir en fonction du salaire réel qui lui est proposé. Nous ne modélisons pas explicitement la désutilité de l'effort et intégrons directement la fonction d'effort optimal au programme de la firme. Nous considérons dans la suite du modèle que la contrainte sur la quantité disponible de travail n'est jamais saturée (h "grand") et qu'il existe toujours un volant de chômage au sein de la population active.

Les préférences des consommateurs sont identiques et représentées par la fonction d'utilité

$$U_i = \left[n^{1/(1-\theta)} C_i\right]^{\gamma} \left[\frac{M_i}{P}\right]^{1-\gamma}$$

avec

$$\begin{aligned} C_i &= \left[\sum_{j=1}^{n} C_{ij}^{(\theta-1)/\theta}\right]^{\theta/(\theta-1)} \\ P &= \left[\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} P_j^{1-\theta}\right]^{1/(1-\theta)} \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} \theta &> 1 \\ 0 < \gamma &< 1 \end{aligned}$$

P représente le niveau général des prix et l'on a par construction

$$PC_i = \sum_{j=1}^{n} P_j C_{ij}$$

L'utilité des ménages se décompose ainsi en deux membres :

- un panier *CES* entre les consommations des différents biens C_{ij} qui détermine un indice de consommation C_i. θ représente l'élasticité de substitution entre les différents biens et $\theta > 1$ assure que les biens sont imparfaitement substituables,
- un panier Cobb-Douglas entre la consommation de biens et la détention d'encaisses réelles M_i/P.

35. Des salaires réels non constants (par exemple concurrentiels) ne modifient pas les résultats du modèle mais interdisent les illustrations graphiques simples présentées par la suite.

La fonction d'effort optimal des ménages possède une élasticité par rapport au salaire réel w inférieure à un pour des salaires élevés et supérieure à un pour des salaires faibles. On peut par exemple adopter la spécification :

$$\varepsilon(w) = -a + bw^c$$

avec $0 < c < 1, a > 0$ et $b > 0$.

Enfin, le modèle est bouclé par une redistribution des profits aux ménages (le ménage i reçoit la part v_{ij} du profit Π_j de l'entreprise j) et par la présence d'un gouvernement qui offre une quantité de monnaie M exogène.

4.3.1.2 Détermination de la demande globale

Pour un revenu I_i donné, le ménage i détermine son panier optimal de biens et son niveau d'encaisses réelles :

$$\begin{aligned} C_{ij} &= \left(\frac{P_j}{P}\right)^{-\theta} \frac{\gamma I_i}{nP} \\ M_i &= (1-\gamma) I_i \end{aligned}$$

où $\overline{M}_i$ est la dotation initiale en monnaie du ménage j, $\sum_{i=1}^{h} \overline{M}_j = M$ et

$$I_i = \left[PwH_i + \sum_{j=1}^{n} v_{ij}\Pi_j \right] + \overline{M}_i$$

H_i vaut 1 si le ménage est employé et 0 sinon. On peut alors donner l'expression de la demande globale de bien j :

$$Y_j = \sum_{i=1}^{h} C_{ij} = \left(\frac{P_j}{P}\right)^{-\theta} \frac{\gamma I}{nP} \tag{4.13}$$

avec

$$I = \sum_{i=1}^{h} I_i = \sum_{i=1}^{h} \left[\left(PwH_i + \sum_{j=1}^{n} v_{ij}\Pi_j \right) + \overline{M}_i \right]$$

En notant que

$$\Pi_j = \sum_{i=1}^{h} v_{ij}\Pi_i$$

et que, par définition du profit de la firme j,

$$\Pi_j + \sum_{i=1}^{h} PwH_{ij} = P_j Y_j$$

où H_{ij} vaut 1 si la firme j emploie le ménage i et 0 sinon, il vient

$$I = PY + M$$

où Y est défini par

$$Y = \frac{1}{P}\left(\sum_{j=1}^{m} P_j Y_j\right) \tag{4.14}$$

Les équations (4.13) et (4.14) nous permettent de déterminer l'expression de la demande globale

$$Y = \frac{\gamma I}{P}$$

soit

$$Y = \frac{\gamma}{1-\gamma}\frac{M}{P} \tag{4.15}$$

4.3.1.3 Fixation du salaire d'efficience $w_\star$ et détermination du choix optimal des firmes

Le salaire réel w est fixé par les firmes à son niveau d'efficience, c'est-à-dire à un niveau où l'élasticité de l'effort au salaire est unitaire[36] :

$$w_\star = \left(\frac{a}{b(1-c)}\right)^{1/c}$$

et l'effort de chaque salarié qualifié est alors :

$$\varepsilon_\star = \frac{ac}{1-c}$$

Les demandes de travail relatives aux technologies (T_1) et (T_2), pour un niveau de production Y_j, sont respectivement données[37] par :

$$H_{j,(1)}(Y_j) = A^{-1/\alpha}\varepsilon_\star^{-1} Y_j^{1/\alpha} \tag{4.16}$$

$$H_{j,(2)}(Y_j) = A^{-1/\beta}\varepsilon_\star^{-1}(Y_j + C)^{1/\beta} \tag{4.17}$$

Chaque entreprise agit en concurrence monopolistique sur le marché des biens et, à $w_\star$ et P donnés, détermine le prix P_j et la quantité offerte Y_j qui maximise son profit, connaissant la fonction de demande qui lui est adressée (équation (4.14)). La solution optimale du programme de la firme[38] correspond classiquement à l'application d'un taux de marge sur le coût marginal dans la fixation du prix individuel.

36. Cette condition dite de Solow s'obtient en minimisant les coûts de production d'une entreprise j connaissant la fonction d'effort des travailleurs et pour un niveau de production Y_j donné.

37. L'équation (4.17) peut conduire à une interprétation trompeuse du modèle dans la mesure où le coût fixe C intervient dans l'expression du coût marginal. La substitution de Y_j par son expression dans (4.12) montre cependant que le coût marginal est bien indépendant du coût fixe.

38. La résolution de ce programme a été présentée au chapitre deux.

Les coûts marginaux $Cm_{j,(1)}$ et $Cm_{j,(2)}$ liés à l'utilisation des techniques (T_1) et (T_2) sont respectivement donnés par :

$$Cm_{j,(1)}(Y_j) = \frac{P}{\alpha}\frac{w_\star}{\varepsilon_\star}A^{-1/\alpha}Y_j^{(1-\alpha)/\alpha} \quad (4.18)$$

$$Cm_{j,(2)}(Y_j) = \frac{P}{\beta}\frac{w_\star}{\varepsilon_\star}A^{-1/\beta}(Y_j+C)^{(1-\beta)/\beta} \quad (4.19)$$

et la condition d'optimalité du comportement de la firme j est donnée par :

$$P_{j,(1)} = \frac{\theta}{\theta-1}Cm_{j,(1)}(Y_j) \quad (4.20)$$

$$P_{j,(2)} = \frac{\theta}{\theta-1}Cm_{j,(2)}(Y_j) \quad (4.21)$$

soit

$$\frac{P_{j,(1)}}{P} = \frac{\theta}{\theta-1}\frac{1}{\alpha}\frac{w_\star}{\varepsilon_\star}A^{-1/\alpha-1}Y_{j,(1)}^{(1-\alpha)/\alpha} \quad (4.22)$$

$$\frac{P_{j,(2)}}{P} = \frac{\theta}{\theta-1}\frac{1}{\beta}\frac{w_\star}{\varepsilon_\star}A^{-1/\beta}(Y_{j,(2)}+C)^{(1-\beta)/\beta} \quad (4.23)$$

4.3.1.4 Détermination des équilibres macroéconomiques symétriques

Les entreprises étant toutes identiques, nous recherchons les équilibres de Nash symétriques de ce modèle ($P_j = P$ et $mY_j = Y$).

La condition définissant la production individuelle à l'équilibre macroéconomique symétrique pour chacune des deux techniques (Y_1 pour la technique (T_1) et Y_2 pour la technique (T_2)) est donnée par :

$$\frac{\theta-1}{\theta} = \frac{1}{\alpha}\frac{w_\star}{\varepsilon_\star}A^{-1/\alpha-1}Y_1^{(1-\alpha)/\alpha} \quad (4.24)$$

$$\frac{\theta-1}{\theta} = \frac{1}{\beta}\frac{w_\star}{\varepsilon_\star}A^{-1/\beta}\,(Y_2+C)^{(1-\beta)/\beta} \quad (4.25)$$

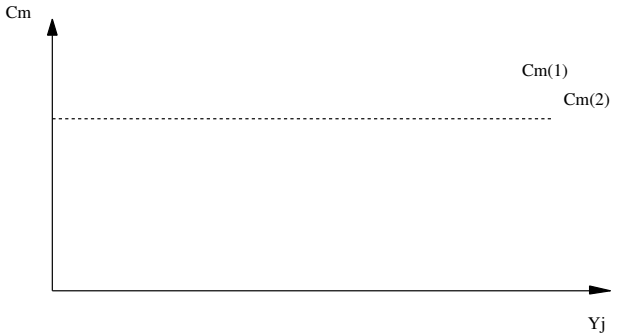
d'où les valeurs d'équilibre symétrique des niveaux de production individuelle :

$$Y_1 = \left(\frac{\theta-1}{\theta}\frac{\alpha\varepsilon_\star}{w_\star}\right)^{\alpha/(1-\alpha)}A^{1/(1-\alpha)} \quad (4.26)$$

$$Y_2 = \left(\frac{\theta-1}{\theta}\frac{\beta\varepsilon_\star}{w_\star}\right)^{\beta/(1-\beta)}A^{1/(1-\beta)} - C \quad (4.27)$$

Nous représentons dans le plan (produit,coût marginal) (figure 4.8) les coûts marginaux relatifs aux deux techniques ainsi que la droite horizontale de niveau

FIGURE 4.8 : Coûts marginaux relatifs aux techniques (T_1) et (T_2).



$(\theta - 1)/\theta$. Les courbes de coût marginal sont monotones croissantes et passent par l'origine. Elles coupent donc une fois et une seule la droite horizontale de coût marginal d'équilibre. En outre, pour $\alpha > 1/2$ et $\beta > 1/2$, celles-ci sont strictement concaves.

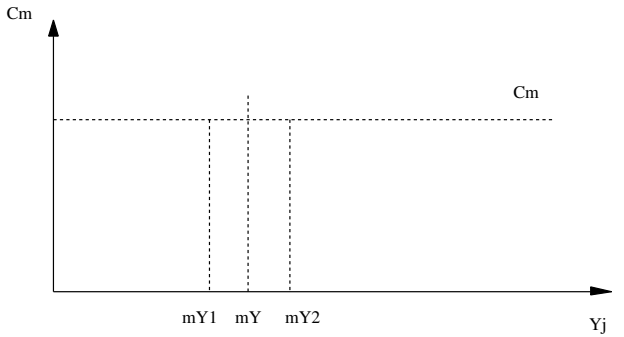
4.3.2 Piège de sous-emploi et inefficacité locale de la politique monétaire

4.3.2.1 Existence d'une multiplicité d'équilibres

Un examen de la figure 4.8 permet de donner l'intuition du résultat concernant l'existence d'une multiplicité d'équilibres. Chaque courbe de coût marginal correspond au choix d'une technique (((T_1) ou (T_2)) par l'entreprise j [39], ce choix étant guidé par un objectif de maximisation du profit par chaque firme. Dès lors, s'il existe un niveau individuel $\widehat{Y}$ du produit compris entre Y_1 et Y_2, tel que la technique (T_1) soit la plus profitable pour tout $Y < \widehat{Y}$ et la technique (T_2) plus profitable pour $Y > \widehat{Y}$, le coût marginal sera discontinu en $\widehat{Y}$ et l'économie possèdera trois équilibres ($mY_1, m\widehat{Y}$ et mY_2) correspondant aux trois points d'intersection de la courbe de coût marginal et de la droite horizontale de niveau $(\theta - 1)/\theta$. Cette configuration est présentée sur la figure 4.9.

39. Ce schéma est en effet le même que l'on considère le produit agrégé d'équilibre Y ou la production individuelle d'équilibre, étant donné que $mY_j = Y$ à l'équilibre symétrique.

FIGURE 4.9 : Détermination du coût marginal optimal



Le modèle présentera donc une multiplicité d'équilibres macroéconomiques symétriques si les trois conditions suivantes sont vérifiées :

$$Y_1 < Y_2 \tag{4.28}$$
$$\Pi_{j,(1)}(Y_1) > \Pi_{i,(2)}(Y_1) \tag{4.29}$$
$$\Pi_{j,(2)}(Y_2) > \Pi_{i,(1)}(Y_2) \tag{4.30}$$

où $\Pi_{j,(1)}$ et $\Pi_{j,(2)}$ représentent les profits correspondant respectivement aux techniques (T_1) et (T_2) dans une situation symétrique.

La condition (4.28) pose que le niveau du produit d'équilibre correspondant à la technique (T_2) est supérieur à celui correspondant à la technique (T_1). Les conditions (4.29) et (4.30) assurent que le changement de technologie (de (T_1) vers (T_2)) aura lieu entre les deux équilibres. En effet, (4.29) implique qu'il est plus profitable d'utiliser la technique (T_1) en Y_1 et (4.30) qu'il est plus profitable d'utiliser la technique (T_2) en Y_2. La stricte concavité des fonctions de profit assure que ces deux conditions impliquent l'existence d'un unique $\widehat{Y}$.

Il ne nous est pas possible de donner une forme simple et facilement interprétable des restrictions sur les paramètres du modèle assurant que les conditions (4.28), (4.29) et (4.30) soient compatibles. Nous pouvons cependant montrer qu'elles ne sont pas toujours incompatibles et qu'elles sont compatibles pour une large plage de valeurs des paramètres. Pour cela, nous réexprimons ces trois conditions en utilisant l'expression des valeurs d'équilibre et des profits :

$$C < A^{1/(1-\beta)} \left(\frac{\theta - 1}{\theta} \frac{\beta \varepsilon_\star}{w_\star} \right)^{\beta/(1-\beta)} - A^{1/(1-\alpha)} \left(\frac{\theta - 1}{\theta} \frac{\alpha \varepsilon_\star}{w_\star} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \tag{4.31}$$

$$C > A^{1+\beta/(1-\alpha)} \left(\frac{\theta - 1}{\theta} \frac{\alpha \varepsilon_\star}{w_\star} \right)^{\beta/(1-\alpha)} - A^{1/(1-\alpha)} \left(\frac{\theta - 1}{\theta} \frac{\alpha \varepsilon_\star}{w_\star} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \tag{4.32}$$

$$C < A^{1/(1-\beta)} \left(\frac{\theta - 1}{\theta} \frac{\beta \varepsilon_\star}{w_\star} \right)^{\beta/(1-\beta)} - A^{1+\alpha/(1-\beta)} \left(\frac{\theta - 1}{\theta} \frac{\beta \varepsilon_\star}{w_\star} \right)^{\alpha/(1-\beta)} \tag{4.33}$$

soit

$$\begin{cases} C \in [C_2(\beta), C_1(\beta)] & \text{si } C_1(\beta) < C_3(\beta) \\ C \in [C_2(\beta), C_3(\beta)] & \text{si } C_1(\beta) > C_3(\beta) \end{cases}$$

Ces conditions permettent de tracer des frontières (C_1,C_2, C_3) dans le plan (β, C) à $(\alpha, w_\star/\varepsilon_\star, \theta, A)$ donnés. Les paramètres β et C sont en effet les indicateurs de la dualité technique du modèle;. Si $\beta = \alpha$ et $C = 0$, les deux techniques sont identiques; plus β est grand, plus la technique (T_2) est productive relativement à (T_1); plus C est grand, plus elle est coûteuse à mettre en oeuvre.

A titre d'exemple[40], la figure 4.10 présente les trois frontières (C_1, C_2, C_3) dans le plan (β, C), pour le cas particulier $(\alpha, w_\star/\varepsilon_\star, \theta, A) = (0.8, 2, 1.5, 10)$, cas correspondant à $C_1(\beta) > C_3(\beta)$. La zone hachurée donne l'ensemble des couples (β, C) pour lesquels trois équilibres coexistent.

Ce sont les configurations dans lesquelles coexistent trois équilibres que nous analysons dans la suite de cette section[41].

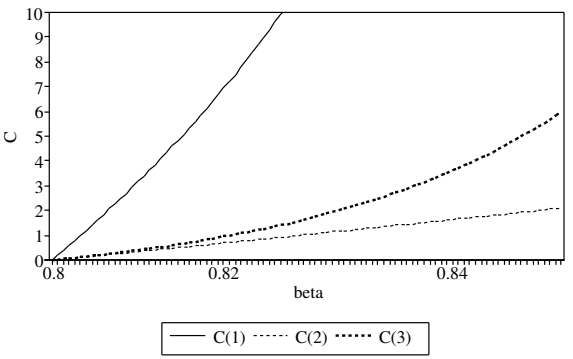
4.3.2.2 Comparaison des équilibres en termes de bien-être et mise en évidence de défauts de coordination

Une présentation du modèle dans le plan $(P_j/M, P/M)$ permet de donner une interprétation en termes de défauts de coordination à la possibilité pour

40. Nous avons vérifié que l'existence d'une multiplicité d'équilibres était possible sur une large plage de paramètres.

41. Les configurations à un seul équilibre correspondent au modèle de référence de la section précédente.

FIGURE 4.10 : Une illustration numérique



l'économie de se situer sur l'équilibre bas (dont nous allons démontrer qu'il est Pareto-inférieur).

Les conditions d'optimalité du comportement de la firme impliquent pour la technologie (T_1) la règle de prix suivante :

$$\frac{P_j}{M} = K_{(1)} \left(\frac{P}{M}\right)^{\rho_1} \tag{4.34}$$

avec

$$K_{(1)} = \left(\frac{\theta}{\theta-1} k_1^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} A^{-1/\alpha} \frac{1}{\alpha} \frac{w_\star}{\varepsilon_\star}\right)^{\frac{\alpha}{\theta(1-\alpha)+\alpha}} \tag{4.35}$$

$$k_1 = \frac{\gamma}{1-\gamma} \frac{1}{m} \tag{4.36}$$

$$\rho_1 = 1 - \frac{1-\alpha}{\theta(1-\alpha)+\alpha}$$

et $\rho_1 \in]0,1[$.

La règle de prix optimale de l'entreprise j lorsqu'elle utilise la technologie (T_1) est concave et dépend positivement du niveau général des prix, ce qui correspond à une configuration de complémentarités stratégiques dans la terminologie de Cooper and John [1988]. Ces complémentarités stratégiques sont, nous l'avons vu, une condition nécessaire à l'existence d'une multiplicité d'équilibres symétriques.

La règle de prix liée à la technologie (T_2) est donnée de manière implicite

par l'équation :

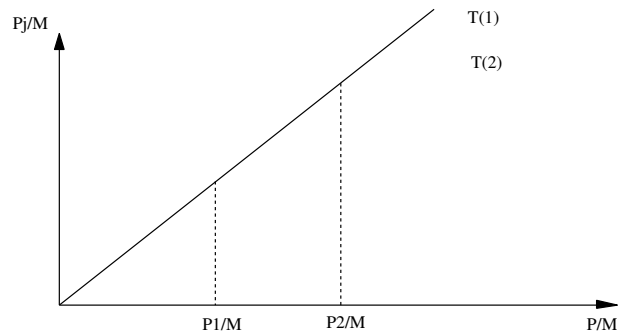
$$K_{(2)} \left(\frac{P_i}{M}\right)^{\beta/(1-\beta)} \left(\frac{P}{M}\right)^{-\beta/(1-\beta)} = \left(\frac{P_i}{M}\right)^{-\theta} \left(\frac{P}{M}\right)^{\theta-1} + C \tag{4.37}$$

avec

$$K_{(2)} = \left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)^{\beta/(1-\beta)} k_1^{-1} A^{1/(1-\beta)} \beta^{\beta/(1-\beta)} \left(\frac{w_\star}{\varepsilon_\star}\right)$$

En différenciant cette règle de prix, on montre qu'elle est croissante et concave dans le plan $(P_i/M, P/M)$, et qu'elle vérifie donc également la condition de complémentarités stratégiques. En outre, sa pente est strictement comprise entre 0 et 1 pour le niveau général des prix d'équilibre P_2/M correspondant à l'équilibre Y_2. Ces deux règles de prix sont présentées sur la figure 4.11.

FIGURE 4.11 : Règles optimales de prix

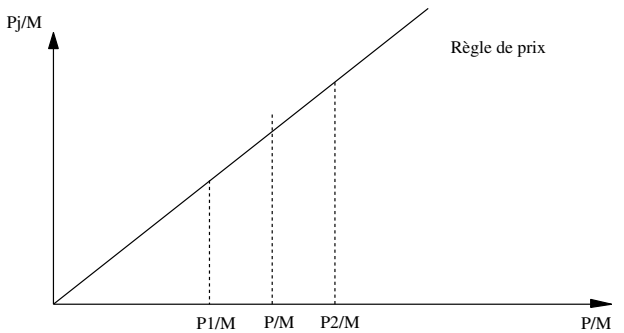


La règle de prix optimale de l'entreprise j est ainsi discontinue en $\widehat{P}$ (niveau général des prix correspondant à $\widehat{Y}$). Elle coupe trois fois la première bissectrice (en P_1/M, $\widehat{P}/M$ et P_2/M) et ces trois points d'intersection correspondent aux trois équilibres macroéconomiques symétriques du modèle[42]. Sa pente est

42. L'équilibre intermédiaire correspond à une configuration où l'équilibre est symétrique en prix et en quantités, et où les deux techniques donnent des coûts marginaux différents. A cet équilibre, il existe une proportion z telle que z% des firmes choisissent la technique (T_1) et 1-x% la technique (T_2).

inférieure à 1 au point d'intersection pour P_1/M et P_2/M et infini pour $\widehat{P}/M$. Cette règle est présentée sur la figure 4.12.

FIGURE 4.12 : Discontinuité de la règle optimale



Nous montrons maintenant que l'équilibre haut Y_2 est Pareto-supérieur à l'équilibre bas Y_1, *i.e.* que l'utilité de tous les agents croît lors du passage de l'équilibre de sous-emploi à l'équilibre haut.

Le passage de l'équilibre bas à l'équilibre haut correspond dans le modèle à une baisse simultanée de tous les prix. Nous pouvons alors reprendre le raisonnement déjà présenté dans la première section de ce chapitre. Montrons dans un premier temps que les profits réels des firmes augmentent à l'occasion de ce changement d'équilibre.

La baisse du niveau général des prix laisse inchangés les prix relatifs et les salaires réels. Si le produit et l'emploi restent constants, les profits réels des firmes demeurent inchangés. L'équation de demande agrégée suggère cependant que la croissance des encaisses réelles consécutive à cette baisse des prix nominaux augmente la demande. Pour satisfaire cette demande, les firmes accroissent leur production et leur emploi. Le prix facturé par chaque firme étant supérieur à son coût marginal (dans notre modèle, l'élasticité-prix de la demande adressée à chaque firme est constante et les firmes appliquent un taux de marge constant), le profit réel de chaque firme augmentera strictement.

Pour des demandes de biens et de monnaie optimales, l'utilité d'un ménage i peut s'écrire :

$$U_i = \mu \frac{I_i}{P}$$

où $\mu = \gamma^{\gamma}(1-\gamma)^{(1-\gamma)}$ s'interprète comme l'utilité marginale de la richesse

réelle. et

$$I_i = PwH_i + \sum_{j=1}^{m} v_{ij}\Pi_j + M_i$$

L'utilité du ménage s'exprime alors comme la somme de trois termes :

$$U_i = \mu w H_i + \mu \frac{\sum_{j=1}^{m} v_{ij}\Pi_j}{P} + \mu \frac{M_i}{P}$$

Le premier terme est non décroissant lors du passage de l'équilibre bas à l'équilibre haut dans la mesure où l'emploi total augmente. Nous avons montré que le second terme (les profits réels des firmes) était également strictement croissant. Enfin, le troisième terme représente l'utilité des encaisses réelles et croît strictement lorsque le niveau général des prix diminue. Dès lors, l'utilité de chaque agent est strictement supérieure à l'équilibre haut. L'équilibre haut Pareto-domine sans ambiguïté l'équilibre de sous-emploi.

Nous retrouvons dans ce modèle l'effet d'externalité de demande agrégée introduit par Blanchard and Kiyotaki [1987] et qui illustre le phénomène de défauts de coordination décrit par Cooper and John [1988]. Ces défauts de coordination interviennent à deux niveaux dans notre modèle.

A un premier niveau, et comme dans le modèle de référence de la section précédente (modèle qui n'admet qu'un seul équilibre), une action concertée des firmes visant à réduire le niveau général des prix est Pareto-améliorante par rapport à la situation d'équilibre, mais l'action non coopérative des firmes en concurrence monopolistique les conduit à retourner vers l'équilibre. Cette propriété est bien vérifiée pour les deux équilibres Y_1 et Y_2 du modèle.

A un second niveau, l'absence de coordination entre les firmes interdit la sélection du meilleur équilibre, l'équilibre haut. Rien dans le modèle ne permet de dire sur quel équilibre l'économie va se situer et seuls les "esprits animaux" des entrepreneurs détermineront la nature de l'équilibre. Si les firmes considèrent que le niveau général des prix est élevé (supérieur à $\frac{\tilde{P}}{M}$), l'économie se situera à l'équilibre de faible niveau d'emploi alors que si le niveau général des prix est supposé faible, l'équilibre de haut niveau d'emploi sera atteint.

4.3.2.3 Analyse dynamique locale en présence de coûts d'ajustement sur les prix

Pour analyser la stabilité des équilibres dont nous venons de démontrer l'existence, il est nécessaire d'introduire une inertie dans le comportement de fixation des prix. Pour obtenir une analyse simple, nous étudions la stabilité des équilibres en présence de coûts d'ajustement sur les prix en utilisant une approximation quadratique de la fonction de profit des firmes, approximation faisant apparaître de manière standard un coût d'écart à l'objectif et un coût d'ajustement. Cette dynamisation du modèle correspond dès lors à un tâtonnement le long de la fonction

de meilleure réponse, et renvoit à la notion de stabilité Cournot-Nash[43].

Lors de la dynamique d'ajustement, chaque firme minimise la fonction de perte (dérivée du modèle du chapitre deux) :

$$\sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left((p_{jt} - p^{\star}_{jt})^2 + \eta (p_{jt} - p_{jt-1})^2 \right) \tag{4.38}$$

où p_{jt} est le logarithme du prix nominal de la firme j, m le logarithme des encaisses réelles, $p^{\star}_{jt}$ le niveau de prix désiré, $\delta \in]0,1[$ le taux d'actualisation et $\eta > 0$ un paramètre de taille des coûts d'ajustement. Au voisinage de chacun des équilibres, le prix cible est donné par la relation log-linéaire[44] correspondant aux règles optimales de prix (en omettant les constantes) (4.34) et (4.37) :

$$p_j - m = \rho_x (p - m)$$

où p est le logarithme du niveau général des prix et $x \in \{1,2\}$. L'objectif se réécrit alors

$$\sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left((p_{jt} - m_t) - \rho_1 (p - m_t) \right)^2 + \eta (p_{jt} - p_{jt-1})^2 \Big)$$

Lorsque l'on considère des trajectoires d'ajustement en prévision parfaite et à monnaie constante, la condition du premier ordre de ce programme en p_{jt} est donnée par :

$$(p_{jt} - m_t) - \rho_x (p - m_t) + \eta \Delta p_{jt} - \eta \delta \Delta p_{jt+1} = 0$$

En résolvant le modèle à l'équilibre symétrique ($p_{jt} = p_t \ \ \forall t$), nous obtenons l'équation d'évolution du niveau général des prix :

$$\eta \delta p_{t+1} - ((1 - \rho_x) + \eta (1 + \delta)) p_t + \eta p_{t-1} = C^{te} \tag{4.39}$$

L'équation homogène associée admet deux racines :

$$\mu_{1,2} = \frac{1}{2\eta\delta} \left(((1 - \rho_x) + \eta(1 + \delta)) \pm \sqrt{((1 - \rho_x) + \eta(1 + \delta))^2 - 4\eta^2 \delta} \right)$$

43. Notons que cette dynamisation du modèle ne remplace pas une véritable spécification dynamique. En effet, les fonctions de meilleure réponse en prix que nous utilisons ont été obtenues en supposant l'absence de coûts d'ajustement, et seraient certainement différentes si les coûts d'ajustement avaient été spécifiés dès le début dans un modèle dynamique de concurrence entre les firmes. Cette approche par la dynamique Cournot-Nash est cependant intéressante dans la mesure où les modèles à équilibres multiples utilisant une dynamisation explicite des comportements (par exemple Howitt [1988]) montrent en général l'existence d'une bijection entre l'ensemble des équilibres stables au sens de la dynamique d'apprentissage du modèle et l'ensemble des équilibres stables au sens de la dynamique Cournot-Nash.

44. Cette relation est valable partout pour la règle de prix correspondant à la technique (T_1) et au voisinage de l'équilibre P_2/M pour la technologie (T_2).

Pour $(1 - \rho_x) > 0$ (ce qui est effectivement le cas pour $x \in \{1, 2\}$), les deux racines sont réelles, positives, l'une étant inférieure à un et l'autre supérieure à un. Les équilibres de sous-emploi et d'emploi élevé sont ainsi localement stables. L'équilibre intermédiaire $\widehat{P}$ correspond à un ρ_x infini, et on montre, lorsque $\rho_x > 1$, que l'équation récurrente admet deux racines complexes de module supérieur à un. L'équilibre intermédiaire est donc instable.

On retrouve avec cette dynamisation du modèle le résultat intuitif évoqué par Cooper and John [1988] qui analysent la "dynamique Cournot-Nash" d'un tel équilibre de Nash. En effet, on peut considérer que les décisions de prix se prennent de manière récursive et avant tout échange puisque les ajustements sont instantanés. Pour un niveau général des prix hors équilibre donné, l'entreprise j détermine son prix optimal en utilisant sa règle optimale, calcule alors le nouveau niveau général des prix correspondant, et réitère l'opération jusqu'à tomber sur un point fixe de sa règle de prix (P_1 ou P_2). Comme nous l'avons déjà noté dans la première section de ce chapitre, avec ce schéma implicite, un équilibre sera dit (localement) stable si en ce point la fonction de meilleure réponse de la firme j coupe la première bissectrice avec une pente inférieure à un, ce qui est le cas des équilibres P_1 et P_2. Avec cette définition, l'équilibre $\widehat{P}$ est instable.

Le résultat de stabilité locale des deux équilibres P_1 et P_2 étant établi, nous pouvons étudier l'éventualité d'un piège de sous-emploi.

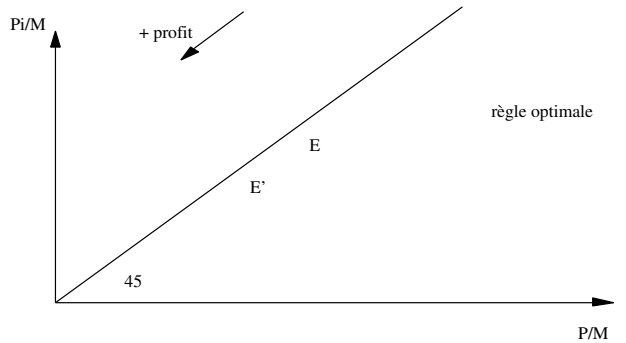
4.3.2.4 Inefficacité locale de la politique monétaire et piège de sous-emploi

Si rien ne permet de choisir l'équilibre sur lequel l'économie va se situer, il est en revanche possible d'évaluer les effets de la politique monétaire lorsqu'un équilibre est atteint. Dans le cadre du modèle de référence où n'existe qu'un seul équilibre E (figure 4.13), une surprise positive ΔM sur la quantité de monnaie provoque une baisse instantanée des prix réels et "conduit" l'économie en E'.

Cependant, bien que l'équilibre E' soit Pareto-préféré à l'équilibre E, les processus individuels de fixation des prix vont ramener (instantanément dans notre modèle statique) l'équilibre en E, par absence de coordination entre les agents. Dans une telle configuration, la politique monétaire est inefficace ; les prix augmentent proportionnellement à la croissance de M, le produit réel et l'emploi demeurant constants.

C'est le même raisonnement qui s'applique localement (au voisinage de chacun des deux équilibres) dans notre modèle. La figure 4.14 représente la fonction de profit de la firme j en fonction de son prix nominal P_j pour un niveau de demande agrégée inverse $\frac{P}{M}$ donné et constant. Pour un niveau $\frac{P}{M}$ inférieur à $\frac{\widehat{P}}{M}$, seule la parabole de gauche est prise en compte par la firme et celle-ci ajuste son prix jusqu'au niveau $\frac{P_1}{M}$. Toutes les entreprises font de même et l'économie se coordonne à l'équilibre haut. De même, pour un niveau $\frac{P}{M}$

FIGURE 4.13 : Inefficacité de la politique monétaire dans un modèle à un seul équilibre



supérieur à $\frac{\widehat{P}}{M}$, les entreprises se coordonnent sur l'équilibre de sous-emploi, en raisonnant uniquement sur la parabole de droite du graphique.

Considérons maintenant une surprise positive ΔM sur la quantité de monnaie dans le cadre de notre modèle, en supposant que l'économie se situe initialement à l'équilibre de sous-emploi E_1 (figure 4.15). Cette politique monétaire expansionniste visant à accroître la demande agrégée pour augmenter l'emploi sera inefficace tant que :

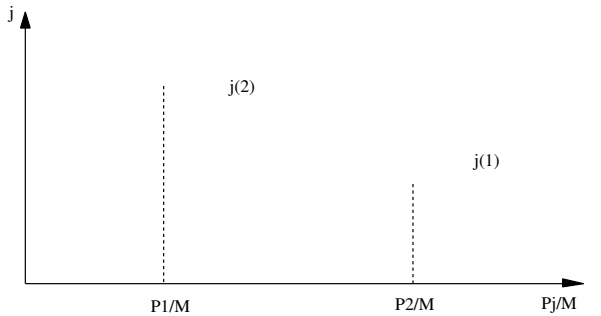
$$\frac{P_1(M)}{M + \Delta M} > \frac{\widehat{P}(M)}{M}$$

soit

$$\frac{\Delta M}{M} < \left(\frac{P_1(M)}{\widehat{P}(M)} - 1 \right)$$

c'est-à-dire tant que cette politique n'est pas suffisamment forte pour placer chaque entreprise sur la partie gauche de sa fonction de profit dans la figure 4.14. L'économie est alors prise dans un piège de sous-emploi, une politique monétaire expansionniste trop limitée conduisant à une hausse du niveau général des prix sans pour autant modifier le produit réel et l'emploi. En ce sens, la politique monétaire est inefficace et ne permet pas aux entreprises de se coordonner sur l'équilibre haut.

FIGURE 4.14 : Fonction de profit de la firme j à P/M donné



Cependant, une forte expansion monétaire, – *i.e.* vérifiant la condition

$$\frac{\Delta M}{M} > \left(\frac{P_1(M)}{\widehat{P}(M)} - 1 \right),$$

sortira l'économie de son piège de sous-emploi en l'amenant en E''. Partant de E'', les processus individuels de prix "conduiront" l'économie à l'équilibre de haut niveau d'emploi, chaque entreprise étant placée sur la parabole gauche de sa fonction de profit. La politique monétaire retrouve alors toute son efficacité en permettant la coordination des firmes sur l'équilibre de haut niveau d'emploi[45].

Ainsi, une politique monétaire expansionniste est localement inefficace au voisinage de l'équilibre de sous-emploi, alors qu'une relance plus marquée peut conduire à l'équilibre de haut niveau d'emploi.

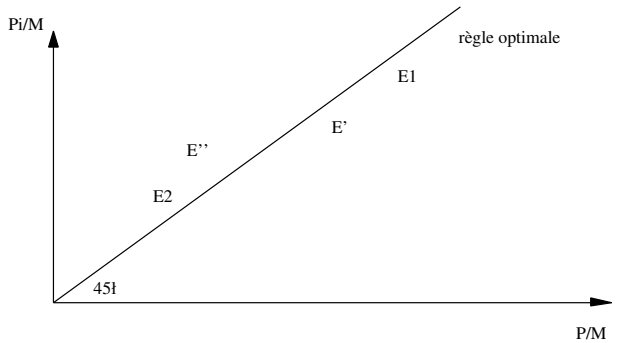
A l'opposé, la politique monétaire peut avoir des effets pervers lorsque l'économie est à l'équilibre de haut niveau d'emploi. En effet, une politique monétaire $\Delta M < 0$ trop restrictive – *i.e.* dont la valeur absolue de la variation vérifie

$$\frac{\Delta M}{M} > \left(1 - \frac{P_2(M)}{\widehat{P}(M)} \right)$$

plongera l'économie dans le piège de sous-emploi en coordonnant les entreprises sur l'équilibre de sous-emploi.

45. Ici également, une véritable résolution du comportement dynamique du modèle nécessiterait l'explicitation du processus de sélection de l'équilibre.

FIGURE 4.15 : Inefficacité locale de la politique monétaire dans un modèle à équilibres multiples



4.3.3 Conclusion d'étape

Nous avons construit un modèle statique simple, centré sur les interactions stratégiques entre des entreprises qui déterminent leur prix en concurrence monopolistique. L'existence de deux techniques de production (entre lesquelles l'entreprise choisit de manière optimale) nous permet d'envisager la possibilité d'une multiplicité d'équilibres dans le modèle.

L'équilibre de haut niveau d'emploi est préféré au sens de Pareto à celui de sous-emploi, mais la présence de défauts de coordination entre les entreprises peut le rendre inaccessible. En outre, la politique monétaire ne remplit pas toujours son rôle de coordination des agents et se révèle localement inefficace à rétablir un haut niveau d'emploi si l'économie ne s'y trouve pas. Par ailleurs, elle peut coordonner les agents sur le *mauvais* équilibre si elle se révèle trop restrictive dans une configuration où l'emploi est initialement élevé. C'est pourquoi l'on peut qualifier l'équilibre bas de piège de sous-emploi

Il reste cependant à construire un modèle dynamique reprenant ce cadre et qui puisse véritablement permettre un examen des propriétés de stabilité des deux équilibres et des effets de la politique monétaire. Hammour [1991a] construit un modèle semblable au notre où l'existence de deux technologies, dont l'une est marginalement plus productive mais incorpore un coût fixe plus élevé, rend compte de l'existence de deux équilibres stables Pareto ordonné. Une dynamisation du modèle montre cependant l'existence d'un "cycle limite" et de fluctuation endogènes entre les équilibres haut et bas.

Il nous semble possible d'adjoindre à notre modèle un mécanisme d'apprentis-

sage similaire à celui utilisé par Woodford [1987] et Howitt [1988] pour retrouver les mêmes mécanismes. L'intérêt du modèle avec rigidités nominales réside dans l'introduction d'une règle explicite de politique économique[46] permettant de coordonner les firmes sur l'équilibre haut. Parce que les rigidités nominales jouent dans ce modèle le rôle de mécanisme coordinateur, elles nous semblent complémentaires à la présence de défauts de coordination dans l'explication des effets, éventuellement permanents dans ce modèle, des chocs de demande agrégée dans la dynamique macroéconomique de court terme.

4.4 Conclusion

Ce chapitre a permis de confirmer l'intérêt du modèle de concurrence monopolistique comme cadre d'analyse approprié à la macroéconomie keynésienne, en montrant qu'on y retrouvait la présence de défauts de coordination, phénomène essentiel à la compréhension des équilibres sur niveau déprimé.

Les modèles de défauts de coordination à prix flexibles permettent donc effectivement de rendre compte d'un fonctionnement keynésien de l'économie. En ce sens, Howitt [1990] et Laurent [1991b] ont raison de ne pas faire des rigidités de prix l'élément unique de la mécanique keynésienne. Leur affirmation selon laquelle il faut se passer de rigidités nominales pour modéliser la macroéconomie keynésienne nous semble cependant moins fondée. En effet, ce chapitre nous a permis de montrer que le modèle de concurrence monopolistique donnait un fondement microéconomique rigoureux à l'imparfaite flexibilité des prix, sous l'hypothèse de coûts de catalogues. Ces faibles coûts d'ajustement s'avèrent alors suffisants pour créer d'importantes variations de l'activité ainsi que d'importantes variations du bien-être, alors que les coûts privés pour les firmes qui n'ajustent pas leurs prix demeurent négligeables.

Enfin, le modèle de concurrence monopolistique peut également rendre compte d'une multiplicité d'équilibres Pareto-ordonnés, et donc de la présence d'équilibres stables de sous-emploi. Dans le modèle avec rendements croissants que nous avons proposé, la présence de coûts d'ajustement de prix quadratiques a permis de donner l'intuition du rôle d'une politique de relance par la demande dans la sélection par les agents de l'équilibre haut de l'économie.

Il apparaît cependant que la véritable capacité de ce modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales de prix à donner un rôle aux chocs de demande ne peut se juger que dans un modèle véritablement dynamique, donc capable de donner une description des fluctuations de court terme de l'activité. C'est à la réalisation de ce projet qu'est consacrée la seconde partie de cette thèse.

46. L'introduction de dépenses gouvernementales selon la spécification utilisée dans le modèle du chapitre deux permet d'obtenir les mêmes effets que ceux de la politique monétaire.

Deuxième partie

Dynamique des prix et fluctuations macroéconomiques en concurrence monopolistique

La première partie de cette thèse nous permet de conclure sur la fécondité d'une approche macroéconomique d'inspiration keynésienne intégrant concurrence monopolistique et rigidités nominales. Il nous est cependant apparu que l'extension dynamique de ces résultats était nécessaire, afin de proposer une véritable analyse des fluctuations conjoncturelles dans leur dimension temporelle. Cette intégration dynamique dans un modèle intertemporel d'équilibre général est réalisée en deux temps dans cette seconde partie. Un chapitre quatre étudie plus spécifiquement la dynamique des prix en présence de coûts d'ajustement de prix non-convexes (coûts de catalogues). Un chapitre cinq généralise le modèle en y intégrant les décision d'épargne et d'investissement et en utilisant cependant une spécification convexe (quadratiques) de ces coûts d'ajustement.

Le chapitre quatre propose un examen approfondi des comportements microéconomiques de prix en présence de coûts d'ajustement non-convexes, ainsi que des procédures d'agrégation de ces règles dans le modèle de référence du chapitre deux. En posant précisément le problème intertemporel de tarification de la firme en concurrence monopolistique, des règles discontinues de type (s, S) apparaissent comme les règles optimales dans ce type de problème. Il s'avère cependant que l'agrégation de ces règles en équilibre général peut conduire à un résultat contre-intuitif de parfaite flexibilité du niveau général des prix. Nous proposons alors un cadre analytique unifié qui permet de rendre compte des développements récents autour de ce résultat de neutralité de Caplin and Spulber [1987]. L'hétérogénéité entre les firmes, le processus suivi par la masse monétaire, les conditions initiales du modèle et la présence de complémentarités stratégiques s'avèrent déterminantes dans l'obtention du résultat de neutralité. Nous proposons ensuite l'introduction d'une imperfection d'information à la Lucas [1973] dans un modèle de concurrence monopolistique avec règles (s, S). La présence de complémentarités stratégiques joue ici également un rôle déterminant dans la remise en cause du résultat de neutralité de Caplin and Spulber [1987].

La chapitre cinq se propose d'apporter une réponse keynésienne aux développements récents de la théorie des cycles réels. Cette littérature développe la construction de modèles d'équilibre général dynamiques et stochastiques, à anticipations rationnelles et totalement spécifiés, leur résolution approchée par linéarisation, leur simulation stochastique et le calcul des propriétés cycliques des séries ainsi simulées. Le message théorique est clair : les chocs technologiques sont les seuls nécessaires à l'explication des fluctuations de court terme ; les chocs de demande n'ont pas de pouvoir explicatif dans le cycle. Notre objectif est de proposer, en utilisant cette méthodologie, une alternative à ces modèles, en reprenant le cadre de concurrence monopolistique avec rigidités nominales de prix développé depuis le début de cette thèse. Dans ce cadre, l'intégration de chocs nominaux (ici des chocs monétaires), permettra de répondre à plusieurs questions laissées sans réponse dans la littérature.

Chapitre 5

Rigidités individuelles de prix, agrégation et fluctuations réelles

Introduction

"L'intuition *PAYM*" [1] que nous avons développée dans le chapitre précédent permet de rendre compte de la rigidité des prix nominaux dans un cadre statique. De faibles coûts fixes d'ajustement de prix (coûts de catalogues) suffisent à expliquer la rigidité nominale des prix, et peuvent causer des fluctuations importantes des variables macroéconomiques.

Nous avons cependant souligné en conclusion du chapitre trois que l'extension dynamique de cette intuition n'était pas immédiate, et qu'elle méritait un examen approfondi. C'est ce que nous nous proposons de faire dans ce chapitre, en étudiant une dynamisation explicite du modèle de concurrence monopolistique de référence présenté dans le chapitre deux.

L'extension dynamique d'un tel modèle peut se réaliser dans plusieurs directions. Le modèle le plus général devra intégrer explicitement le comportement des ménages dans leurs décisions d'épargne et d'offre de travail ainsi que celui des entreprises dans leurs décisions d'investissement (et donc intégrer le capital à la fonction de production) et de fixation de prix.

Ce chapitre repose sur la spécification dynamique du seul comportement de prix de l'entreprise en concurrence monopolistique, et dégage ainsi les effets spécifiques de la présence de coûts d'ajustement de prix non-convexes sur la dynamique du niveau général des prix et du produit.

Une première section examine l'optimalité des règles de prix discontinues en présence de coûts d'ajustement non-convexes. Les règles de prix (s, S) apparaissent comme les règles optimales (ou comme une bonne approximation des règles optimales) de fixation de prix en présence d'inflation monotone croissante déterministe ou stochastique. Une seconde section propose alors un modèle synthétique permettant de mettre en perspective les travaux récents consacrés à l'agrégation de ces règles optimales de prix dans un modèle d'équilibre général de concurrence imparfaite. Afin de centrer l'analyse sur les effets d'agrégation de ces règles de prix, le modèle envisagé est la réplication du modèle statique de concurrence monopolistique de référence à chaque période, sans comportements d'épargne et d'investissement. La seule dynamique est la conséquence d'une offre de monnaie stochastique et d'un comportement intertemporel de fixation de prix des entreprises. Le résultat de référence est la complète neutralité de la monnaie démontrée par Caplin and Spulber [1987] dans un modèle où les prix individuels sont rigides pour une durée aléatoire (règle (s, S)) mais où la rigidité individuelle disparait par agrégation, le niveau général des prix étant parfaitement indexé sur le niveau de la masse monétaire. Ce résultat est discuté et partiellement remis en cause en présence d'hétérogénéité des agents, d'évolution non monotone de la masse monétaire et de complémentarités stratégiques entre les entreprises.

Nous proposons dans la troisième section de ce chapitre l'introduction de la concurrence imparfaite et de coûts de catalogues dans un modèle d'information

1. Pour reprendre l'expression de Fischer [1988] (*PAYM* pour Parkin [1986], Akerlof and Yellen [1985a] et Mankiw [1985]).

imparfaite *à la* Lucas [1973] et en présence de complémentarités stratégiques. Chaque entreprise observe un choc composite constitué d'un choc monétaire agrégé et d'un choc de demande local. Nous montrons que cette spécification en information imparfaite détruit le résultat de neutralité de la monnaie de Caplin et Spulber. La composante *mal-perçue* de la monnaie a un effet systématique sur le produit, cet effet étant d'autant plus fort que les complémentarités stratégiques sont importantes.

5.1 Fondements microéconomiques de modèles dynamiques de coûts de catalogues

A la suite des travaux fondateurs de Scarf [1960] concernant la politique optimale de gestion de stocks en présence de coûts fixes, une large littérature s'est attachée, dans des contextes économiques divers, à déterminer les conditions sous lesquelles un comportement d'ajustement discret est optimal en présence de coûts d'ajustement non-convexes. En effet, si la plupart des séries macroéconomiques présentent un profil assez lisse et différentiable, les études microéconomiques montrent que dans un grand nombre de domaines (gestion de stocks, politique de tarification optimale, gestion de portefeuilles, achat de biens durables,...*etc* [2]), les comportements individuels sont faits d'ajustements intermittents, et de taille non infinitésimale [3].

L'existence de coûts de catalogues permet, dans le cas d'une entreprise en situation de concurrence monopolistique, de rendre compte de la non-convexité des fonctions de coûts d'ajustement et de la rigidité individuelle des prix. La règle optimale de prix dans le cas simple d'inflation à taux constant est alors de type (s, S) : à chaque fois que le prix réel (relatif) de l'entreprise tombe sous le niveau s, celle-ci paie le coût d'ajustement et ajuste son prix nominal afin que le prix réel remonte au niveau S.

Nous examinons dans un premier temps la détermination de la politique optimale d'ajustement dans un modèle en temps discret, dans la mesure où ce cadre de référence a été retenu dans les premiers travaux sur le sujet. Dans un second temps et avec une spécification en temps continu, nous rappelons les travaux précurseurs de Sheshinski et Weiss avant de donner une présentation de règles optimales de prix plus générales lorsque la monnaie est spécifiée comme un mouvement brownien.

---

2. Ce principe de comportement discontinu (s, S) est appliqué par exemple par Grossman and Laroque [1987], Caplin [1985] et Miller and Orr [1966]. Benabou [1988] utilise également une telle règle de prix dans un modèle de *search*.

3. Voir à ce titre Blinder [1981].

5.1.1 Une approche en temps discret

La démonstration de l'existence et de l'optimalité d'une règle de prix de type (s, S) dans le cadre du modèle de gestion de stocks que propose Scarf [1960] est rapidement étudiée, en raison de son caractère précurseur et des intuitions plus générales qui s'en dégagent. Nous proposons ensuite une démonstration directement appliquée au cas d'une entreprise en concurrence monopolistique, démonstration qui reprend Caplin and Sheshinski [1987].

5.1.1.1 Une première démonstration de l'optimalité des règles (s, S) dans un modèle de gestion de stocks (Scarf [1960])

Nous présentons ici la démonstration de Scarf [1960] concernant l'optimalité d'une règle (s, S) dans un modèle dynamique de gestion optimale de stocks.

Scarf considère une entreprise dont l'unique activité est de gérer des stocks de produit fini et de les vendre. Elle fait face à trois types de coûts :

1. des coûts de constitution de stocks $c(z)$, où z est la quantité de bien commandée,
2. des coûts de détention des stocks $h(\cdot)$, fonction de l'excès des stocks sur la demande adressée à la firme en fin de période,
3. des coûts de non-fourniture de la demande $g(\cdot)$, fonction de l'excès de la demande sur les stocks à la fin de la période.

On suppose que les coûts de constitution des stocks sont payés en début de période alors que les deux autres coûts sont payés en fin de période. Si l'on note y le stock de biens de l'entreprise après réception de ses commandes, e la demande stochastique adressée à la firme et ϕ sa densité, les coûts espérés de détention des stocks et de non-fourniture de la demande sont donnés par la fonction $L(y)$:

$$L(y) = \begin{cases} \underbrace{\int_0^y h(y-e)\phi(e)de}_{\text{(si offre} > \text{demande)}} + \underbrace{\int_y^{+\infty} g(e-y)\phi(e)de}_{\text{(si offre} < \text{demande)}} & \text{si } y \geq 0 \\ \int_0^{+\infty} g(e-y)\phi(e)de & \text{si } y < 0 \end{cases}$$

Considérons le problème dynamique de cette entreprise sur n périodes. Nous noterons $G_n(x)$ la valeur espérée actualisée des coûts durant ces n périodes, si l'approvisionnement est optimal, si le stock initial est $\overline{y}$, et si δ est le facteur d'actualisation :

$$G_n(\overline{y}) = \min_{y \geq \overline{y}} \left\{ c(y-\overline{y}) + L(y) + \delta \int_0^{+\infty} G_{n-1} - y - e)\phi(e)de \right\} \tag{5.1}$$

Dans un cas uni-périodique simple ($n = 1, G_0 = 0$ et $c(y) = cy$), la politique optimale sera donnée par le niveau $\overline{x}_0$ et la règle :

$$\begin{cases} \text{si } \overline{y} \leq \overline{y}_0, & \text{alors augmenter les stocks d'un montant } \overline{y} - \overline{y}_0 \\ \text{si } \overline{y} > \overline{y}_0, & \text{alors ne pas modifier les stocks} \end{cases}$$

Si la fonction de coût c est modifiée par l'introduction d'une non-convexité à l'origine, la forme de la solution optimale sera différente. Scarf spécifie la fonction c comme suit :

$$c(y) = \begin{cases} 0 & \text{si } y = 0 \\ k + cy & \text{si } y > 0 \end{cases}$$

où $k > 0$ est un coût fixe. Ce problème statique admet alors une solution optimale donnée par le couple (s, S) et la règle :

$$\begin{cases} \text{si } x \leq s, & \text{alors augmenter les stocks d'un montant } S - x \\ \text{si } x > s, & \text{alors ne pas modifier les stocks} \end{cases}$$

Cette solution est optimale si les coûts d'achat et de non-fourniture sont linéaires et si $L(y)$ est convexe.

Scarf propose alors une généralisation[4] de ce résultat au cas multi-périodique ($n > 1$) : si la fonction de coût L est convexe, alors une règle (s, S) à deux bornes est optimale.

La démonstration de Scarf reprend l'étude de la fonction G_n, et suppose sans perte de généralité que $\overline{y}_0 = 0$:

$$G_n(y) = c(y) + L(y) + \delta \int_0^{+\infty} C_{n-1}(y - e)\phi(e)de \qquad (5.2)$$

La solution optimale du problème est alors donnée par la fonction valeur G vérifiant l'équation de Bellman (5.1). Dans le cas où $c(y) = cy$, et sous les hypothèses de Bratten et Karlin, G_n possède un minimum noté S_n. Si l'on définit s_n comme la valeur vérifiant

$$G_n(s_n) = G_n(S_n) + k$$

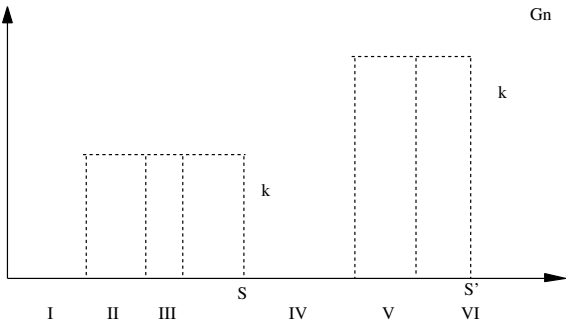
alors la politique (s_n, S_n) est optimale. Néanmoins, en dehors des hypothèses de Bratten et Karlin, la fonction G_n possède plusieurs extrema et l'optimalité d'une règle (s, S) à deux bornes n'est pas démontrée. Scarf montre que si L est convexe, la solution est toujours de la forme (s, S). En effet, si L est convexe, la fonction valeur G_n est *k-convexe –i.e.*

$$\forall\, a, \quad k + G_n(a + x) - G_n(x) - aG_n'(x) \geq 0 \qquad (5.3)$$

4. Il étend ainsi les résultats de Bratten [1958] et Karlin [1958]. Bratten a en effet montré qu'une politique du type $\{(s_1, S_1), (s_2, S_2), \ldots\}$ est optimale si la densité ϕ est décroissante, et Karlin a étendu ce résultat au cas où ϕ possède un ratio de vraisemblance décroissant, où les coûts de détention et de non-fourniture sont linéaires et où les fonctions de coûts vérifient $c + h > \delta g$.

La *k-convexité* de la fonction valeur G_n suffit à l'optimalité de la règle (s, S). Scarf propose une illustration graphique de son résultat (figure 5.1). La fonction $G_n(x)$ est supposée posséder plusieurs maxima et minima, et l'on note S le second minimum et S' le troisième.

FIGURE 5.1 : *k-convexité* et optimalité de la règle (s, S)



L'axe des abscisses est divisé en six intervalles numérotés de I à VI. En suivant la règle optimale $\{(s_1, S_1), (s_2, S_2), ...\}$ de Bratten ou Karlin, il est optimal de reconstituer des stocks jusqu'au niveau S si x appartient aux intervalles I et III et jusqu'au niveau S' si x appartient à l'intervalle V. En revanche, il est optimal de ne rien faire pour $x \in \{II, III, VI\}$. Une règle (s, S) simple n'est donc pas optimale.

Une telle configuration n'est cependant pas possible lorsque L est convexe (et donc G_n *k-convexe*). En effet nous avons par exemple, au point $x_0 = S + a$, $G'_n(x_0) = 0$. Puisque G_n est *k-convexe*, nous avons d'après l'équation (5.3)

$$k + G_n(S) - G_n(x_0) \geq 0$$

ce qui est en contradiction avec la forme de la fonction valeur G_n représentée sur la figure 5.1. Le même argument peut s'appliquer pour le point S'. La règle optimale est donc bien de type (s, S) lorsque la fonction L est convexe.

Nous exposons maintenant une démonstration plus générale de l'optimalité de la règle (s, S) dans un modèle discret et pour le problème qui nous intéresse directement : le comportement de tarification optimale d'une firme en situation de monopole et qui doit payer des coûts de catalogues lorsqu'elle modifie son prix.

5.1.1.2 Une démonstration plus générale dans le cas du comportement optimal de fixation des prix

Caplin and Sheshinski [1987] exposent les conditions d'optimalité des règles (s, S) de prix. Ils montrent que la règle (s, S) est optimale sous certaines hypothèses concernant la nature du processus inflationniste, la forme des coûts d'ajustement et celle de la fonction de profit de la période. La démonstration du résultat d'optimalité repose sur un modèle en temps discret. Nous présentons en détail le cadre du modèle, et insistons plus particulièrement sur les points de la démonstration recevant une interprétation économique assez intuitive. Nous donnons simplement l'idée de démonstration des autres points, en renvoyant le lecteur au document de Caplin et Sheshinski.

On considère une entreprise en situation de monopole, qui, à chaque période, produit une quantité y_t au coût $C(y_t)$, tarifie un prix p_t et fait face à une demande $D(r_t)$, où $r_t = p_t/P_t$ est le prix relatif de l'entreprise et P_t le niveau général des prix. Cette configuration correspond à l'analyse du comportement optimal d'une firme dans le modèle de concurrence monopolistique du chapitre deux. En équilibre général, le niveau général des prix, considéré comme donné par chaque entreprise, sera une variable endogène. Ces implications d'équilibre général seront étudiées dans la section suivante.

Sous l'hypothèse de continuité des fonctions de demande et de coût, en supposant que la fonction de coût est monotone croissante en y et que $C(0) = 0$, la fonction de profit $\Pi(r_t)$ définie par

$$\Pi(r_t) = \text{Sup}_{y_t \geq 0}\ \Pi(r_t, y_t)$$

est continue et non négative.

La structure temporelle du modèle est la suivante : au début de la période t, la firme décide de son prix p_t, connaissant P_t. Les profits réels de la période sont donnés par $\Pi(r_t)$, moins les éventuels coûts d'ajustement de prix si p_t est différent de p_{t-1}. A la fin de la période, P_{t+1} est révélé, et cette procédure est répétée à l'infini.

Le modèle est écrit en logarithmes, et l'on note $x_t = \log r_t$ le log du prix relatif et $\pi(x) = \Pi(e^x)$ la fonction de profit transformée. On note $z_t = \log(P_{t+1}/P_t)$ la réalisation en t du processus stochastique inflationniste. Enfin, h_{t-1} représente le prix relatif de la firme durant la période t si elle n'a pas modifié son prix nominal :

$$h_{t-1} = \log\left(\frac{p_{t-1}}{P_t}\right) = x_{t-1} - z_{t-1}$$

Caplin et Sheshinski font les hypothèses suivantes concernant la fonction de profit, le processus suivi par le niveau général des prix et la fonction de coût d'ajustement de prix :

Hypothèses 1 (régularité) :

— la fonction de profit Π est quasi-concave, de valeur optimale $\Pi(r^\star) > 0$ en $r^\star \in \mathcal{R}^+$,
— $\lim_{r\to+\infty} \Pi(r) = 0$,
— remarque : les propriétés de $\Pi(z)$ se transmettent à $\pi(x)$.

Hypothèses 2 (processus inflationniste) :
— indépendance : z_t est *iid*,
— monotonie : $z_t \geq 0 \,\forall\, t$,
— régularité : le processus inflationniste est décrit par la densité uniformément continue $\phi(z)$ à valeurs dans $[0, +\infty[$, et possède une espérance finie $\int_{\mathcal{R}^+} z\phi(z)dz$.

Hypothèse 3 (coût de catalogues) : La variable $d_t = x_t - h_{t-1}$ vaut zéro si l'entreprise a modifié son prix à la période t, et est différente de zéro sinon. La fonction CA de coût d'ajustement est donnée par :

$$CA(d_t) = \begin{cases} 0 & \text{si } d_t = 0 \\ k & \text{si } d_t \neq 0 \end{cases}$$

Les hypothèses effectuées sur le processus inflationniste assurent l'optimalité d'une règle (s, S) simple, par opposition aux règles à trois ou quatres bornes que nous évoquerons dans le paragraphe suivant.

Le problème de la firme, mis sous forme récursive, comprend une variable d'état endogène x_t, un choc exogène z_t et une fonction de gain $F(x_{t-1}, x_t, z_{t-1}) = \pi(x_t) - CA(d_t)$. Une stratégie σ du problème considéré est alors une suite de règles $\sigma_i, \sigma = \{\sigma_i\}_{i=1}^{\infty}$, avec

$$\sigma_i(z_i) = x_{i+1}$$

Notons que la fonction de gain F ne dépend de x_{t-1} et z_{t-1} que *via* leur différence h_{t-1}, et l'on notera $F(x_{t-1}, x_t, z_{t-1}) = F(x_t, h_{t-1})$. On appelle alors $v(h)$ la fonction valeur du problème de la firme, et l'équation de Bellman du problème s'écrit :

$$v(h) = \text{Sup}_{x'\in\mathcal{R}} \left\{ F(h, x') + \delta \int_{\mathcal{R}^+} v(x' - z)\phi(z)dz \right\} \qquad (5.4)$$

où δ est le facteur d'actualisation de la firme et $x' = x_{t+1}$. On définit la correspondance de décision $P(h)$:

$$P(h) = \left\{ x' \in \mathcal{R} / v(h) = F(h, x') + \delta \int_{\mathcal{R}^+} v(x' - z)\phi(z)dz \right\}$$

et Caplin et Sheshinski démontrent les deux propositions suivantes :

Proposition 1 : Sous les hypothèses 1 à 3, il existe une fonction $v^\star(h)$ unique solution de (5.4). En outre, $v^\star$ est non négative, continue et non décroissante jusqu'à $x^\star$, où $x^\star = \log r^\star$. Toute décision prise avec la correspondance P et pour $v = v^\star$ est alors optimale.

Proposition 2 : Sous les hypothèses 1 à 3, une stratégie optimale simple de type (s, S) existe.

La démonstration de la proposition 1 est standard, et repose sur la construction d'un opérateur contractant T qui vérifie les conditions de Blackwell dans ce problème. Notons que la proposition 1 ne prouve pas l'existence d'une stratégie optimale et que la correspondance P peut être vide[5].

La démonstration de la proposition 2 est plus intéressante dans la mesure où elle permet une bonne compréhension de l'optimalité de la règle (s, S).

La fonction valeur $v^\star$ vérifie l'équation suivante :

$$v^\star(h) = \max\Big\{\pi(h) + \delta \int_{\mathcal{R}+} v^\star(h-z)\phi(z)dz\,, \\ -k + \mathrm{Sup}_{x' \neq h}\left\{\pi(x') + \delta \int_{\mathcal{R}+} v^\star(x'-z)\phi(z)dz\right\}\Big\} \tag{5.5}$$

Le premier terme sous le symbole max représente la somme actualisée des profits de la firme si elle ne modifie pas son prix au début de la période courante, le second terme correspond à cette même somme si elle décide de payer le coût de catalogues k et de modifier son prix. On note $u^\star(h)$ le premier terme :

$$u^\star(h) = \pi(h) + \delta \int_{\mathcal{R}+} v^\star(h-z)\phi(z)dz$$

En utilisant cette notation, l'équation (5.5) se réécrit :

$$v^\star(h) = \max\left\{u^\star(h)\ ,\ -k + \mathrm{Sup}_{x' \neq h} u^\star(x')\right\} \tag{5.6}$$

Il est facile de montrer que $u^\star(x)$ atteint un maximum, en utilisant la propriété de non décroissance monotone de $v^\star$ jusqu'à $x^\star$ (Proposition 1). Notons S ce maximum. L'équation (5.6) se réécrit alors

$$v^\star(h) = \max\left\{u^\star(h)\ ,\ -k + u^\star(S)\right\} \tag{5.7}$$

La décision optimale P est alors donnée par

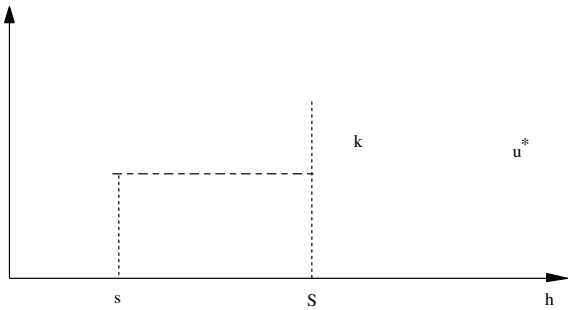
$$P(h) = \begin{cases} S & \text{si } u^\star(h) \leq u^\star(S) - k \ \text{ (modifier le prix et payer le coût de catalogues)} \\ h & \text{si } u^\star(h) > u^\star(S) - k \ \text{ (ne pas modifier le prix)} \end{cases}$$

La complexité de la stratégie dépend de l'ensemble des h vérifiant $u^\star(h) > u^\star(S) - k$. Les cas $h > S$ sont des cas transitoires (de première période) puisque la politique optimale implique nécessairement $h < S$ dès la seconde période.

Notons $\mathcal{H}(S) = \{h < S \,/\, u^\star(h) > u^\star(S) - k\}$. La forme de cet ensemble dépend de la forme de la fonction $u^\star$. Nous représentons deux formes différentes de la fonction $u^\star$ sur les figures 5.2 et 5.3

5. Voir Caplin and Sheshinski [1987], p*13-14* pour un contre-exemple.

FIGURE 5.2 : $u^\star$ quasi-concave



Si la fonction $u^\star$ est quasi-concave, l'ensemble $\mathcal{H}(S)$ est un intervalle, et l'on note s sa borne inférieure. La politique optimale est alors du type (s, S) : si le prix relatif de la firme est inférieur à s, elle le modifie, paie le coût de catalogues et le met au niveau S ; sinon, elle ne le modifie pas.

Si la fonction $u^\star$ n'est pas quasi-concave, la règle optimale est plus complexe. Dans le cas particulier de la figure 5.3, la règle consiste à payer le coût de catalogues et à fixer le prix en S si $h < s_1$ ou si $s_2 < h < s_3$.

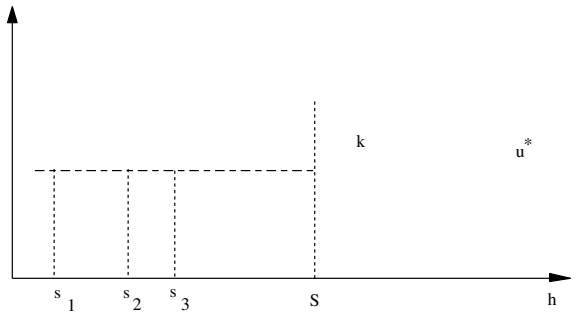
Caplin et Sheshinski montrent que sous les hypothèses 1 à 3, la règle optimale est toujours de type (s, S) –*i.e.* la fonction $u^\star$ est toujours quasi-concave.

Notons enfin que la condition de *k-concavité* de la fonction de gain, condition équivalente à la *k-convexité* de la fonction de coût de Scarf, n'est pas ici une condition suffisante d'existence d'une règle optimale de type (s, S). En effet, la différence essentielle avec le modèle de Scarf concerne la fonction de coût d'ajustement. Dans ce modèle de Scarf, la décision d'augmenter les stocks entraîne le paiement d'un coût fixe, mais la réduction de ceux-ci *via* les ventes n'est pas coûteuse. Dans le cas d'un coût de catalogues, on suppose que les modifications à la hausse et à la baisse sont également coûteuses. Dans ce cas, la *k-concavité* la fonction de profit n'est plus une condition suffisante à l'optimalité d'une règle (s, S).

5.1.2 Une approche en temps continu

A la suite du modèle de Barro [1972], une importante littérature s'est développée concernant la politique optimale de prix d'une entreprise en concurrence

FIGURE 5.3 : $u^{\star}$ non quasi-concave



monopolistique et en présence de coûts d'ajustement non-convexes de prix. Sheshinski and Weiss [1977], Sheshinski and Weiss [1983], Danziger [1983], Danziger [1984] démontrent l'optimalité d'une règle (s, S) en examinant différents processus d'évolution du niveau général des prix. Nous proposons de rappeler les résultats de Sheshinski et Weiss avant d'examiner un cas plus général qui reprend les techniques de contrôle des mouvements browniens exposées par Dixit [1990].

5.1.2.1 Règle (s, S) simple en présence d'inflation monotone

Les premières applications de la règle (s, S) au problème de la fixation des prix en concurrence imparfaite sont dues à Sheshinski and Weiss [1977] et Sheshinski and Weiss [1983], et sont réalisées en temps continu, les manipulations algébriques étant généralement plus faciles en raison de la différentiabilité par rapport au temps. Sheshinski and Weiss [1977] considèrent un modèle où le taux d'inflation est constant et certain. Il est dans ce contexte relativement aisé de montrer l'optimalité d'une règle (s, S) sous une hypothèse de stricte quasi-concavité de la fonction de profit instantanée[6] . Les révisions de prix sont ainsi toujours du même montant et ont lieu à dates fixes, toutes les D unités de temps. L'évolution du prix relatif de la firme dans ce modèle est représentée sur la figure 5.4 et l'évolution du prix nominal sur la figure 5.5.

Sheshinski et Weiss démontrent qu'une augmentation du taux d'inflation accroit l'intervalle de rigidité du prix nominal (S plus grand et s plus petit) et a

6. L'esprit de la démonstration est en tout point identique à celui de la démonstration présentée ci-dessus, au temps continu près.

FIGURE 5.4 : Evolution du prix relatif dans le modèle de Sheshinski et Weiss [1977]

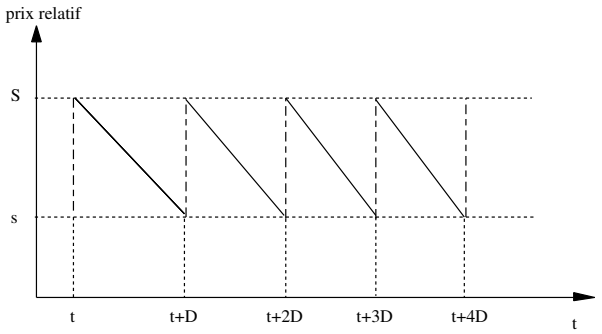
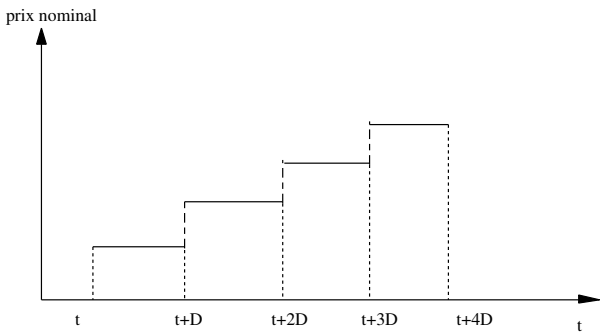


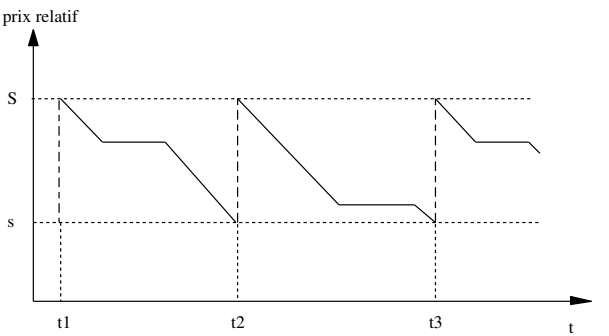
FIGURE 5.5 : Evolution du prix nominal dans le modèle de Sheshinski et Weiss [1977]



un effet ambigu sur la durée D d'immobilité du prix nominal. En revanche, une augmentation du coût de catalogues accroit sans ambiguïté l'intervalle de rigidité et réduit la fréquence des ajustements (D plus grand).

Sheshinski and Weiss [1983] étendent leur analyse à un processus inflationniste stochastique. Le niveau général des prix se situe à chaque instant dans l'un des deux états suivants : l'état 0 où l'inflation est nulle et l'état 1 où les prix croissent au taux g. L'incertitude vient du fait que la durée de séjour dans chacun des deux états est aléatoire : elle suit une loi exponentielle dans l'état 1 et possède une densité quelconque dans l'état 0. Notons que le caractère monotone de l'inflation n'est pas remis en cause, ce qui permet de conserver une règle (s, S) simple. L'évolution du prix relatif de la firme dans ce modèle est représentée sur la figure 5.6.

FIGURE 5.6 : Evolution du prix relatif dans le modèle de Sheshinski et Weiss [1983]



Dans ce modèle, la fréquence de révision du prix n'est plus constante, et la durée pendant laquelle le prix nominal reste constant est désormais aléatoire. L'intervalle de rigidité des prix est ici une fonction croissante de la variance de l'inflation anticipée.

Konieczny [1989b] étend le résultat de Sheshinski and Weiss [1977] au cas où les coûts d'ajustement de prix comprennent un coût de catalogues et une partie variable fonction de la taille de l'ajustement. Dans un modèle sans actualisation, Koniezny donne une condition simple d'optimalité de la règle (s, S), condition locale portant sur l'élasticité de la fonction de coût d'ajustement. En notant $c(\cdot)$ cette fonction d'ajustement, avec $c(0) = \widehat{c} > 0$ le coût de catalogues et $c'(\cdot) > 0$, le résultat suivant est démontré : la règle (s, S) est

optimale si $\varepsilon(S-s) < 1$, où $\varepsilon(\cdot)$ est l'élasticité de la fonction de coût

$$\varepsilon(x) = \frac{xc'(x)}{c(x)}$$

Sous cette condition, la règle (s, S) est donc généralisable à un modèle où une partie des coûts d'ajustement de prix sont variables[7].

5.1.2.2 Règle (s, S, h, H) en présence d'inflation non monotone

Afin de présenter un cas plus général concernant la forme des coûts d'ajustement et le processus suivi par la monnaie (ou identiquement le niveau général des prix dans ces modèles de comportement individuel), il nous a semblé utile de reprendre la présentation de Dixit [1990] du contrôle optimal des mouvements browniens et de l'appliquer à notre problème de règle optimale de prix. Alors que ces techniques de contrôle optimal n'ont été longtemps utilisées que dans la littérature financière et dans les modèles de stocks, leur utilisation se développe dans d'autres champs de l'analyse économique, notamment dans les modèles macroéconomiques qui analysent les implications du Système Monétaire Européen (zone optimale de change ou *optimal target zone*)[8].

En utilisant l'approximation discrète du problème développée par Dixit, nous recherchons une règle optimale de la forme (s, S, h, H) : la variable sur laquelle s'exerce le contrôle suit un mouvement brownien de dérive négative en l'absence de contrôle, mais est maintenue dans l'intervalle $[s, H]$, et ramenée en S (*respectivement* h) chaque fois qu'elle atteint la borne s (*respectivement* H). Dans le cas d'une entreprise en concurrence monopolistique, cette variable de contrôle est l'écart entre le prix optimal du problème sans coûts d'ajustement et le prix effectivement tarifé par l'entreprise.

Nous examinons deux types de conditions (les unes qui tiennent pour toute règle (s, S, h, H) et les autres qui représentent les conditions nécessaires d'optimalité de la règle) caractérisant la solution du problème.

La règle de prix (s, S) apparaît alors comme la limite de la règle (s, S, h, H) lorsque la variable d'état sans contrôle possède une évolution monotone. Nous verrons que tel est le cas dans un modèle de concurrence monopolistique si l'offre de monnaie est toujours positive. Intuitivement, une règle (s, S) apparait lorsque la dérive du mouvement brownien l'emporte sur sa variance.

Le problème est présenté dans un cadre général, puis appliqué au comportement de prix d'une firme en concurrence monopolistique.

---

7. Notons également les travaux de Kuran [1986a], Kuran [1986b], Tsiddon [1988b] et Konieczny [1990] et Benabou and Konieczny [1991] concernant les liens entre les propriétés de concavité (convexité) des fonctions de demande et de profit, l'asymétrie des rigidités de prix et l'optimalité des règles (s, S).

8. Voir à ce titre le papier précurseur de Krugman [1987] et l'analyse récente de Avouyi-Dovi and Laffargue [1991].

Le problème microéconomique général On considère un agent microéconomique dont la fonction de gain instantané est représentée par une fonction deux fois différentiable et strictement concave $f(z(t))$, où $z(t)$ est la variable de contrôle de l'agent et l'on note $z^\star(t)$ la solution optimale (supposée unique) du problème instantané de maximisation de f en z :

$$z^\star(t) = \text{Arg Max}_{z(t)} \; f(z(t))$$

On suppose d'autre part que la variable $z^\star(t)$ suit un mouvement brownien de dérive $-g$:

$$z(t) = -gt - \sigma W(t)$$

où $W(t)$ est un processus de Wiener, *i.e.* défini par les conditions :

1. $W(0) = 0$,
2. $E[W(t)] = 0 \, \forall \, t > 0$,
3. $W(t) \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, t) \, \forall \, t > 0$,
4. $W(t)$ possède des incréments stationnaires et indépendants.

En l'absence de coûts d'ajustement sur z, l'agent maximise son profit instantané ainsi que l'espérance de la somme actualisée de ses profits en égalisant $z(t)$ à $z^\star(t)$ à chaque instant.

Notre objectif est de déterminer les conditions nécessaires d'optimalité d'une règle de contrôle discontinue de $z(t)$ lorsque l'agent est confronté à des coûts d'ajustement non-convexes sur sa variable de commande[9]. Nous introduisons donc une fonction de coût d'ajustement[10] $CA(\Delta z(t))$ représentée sur la figure 5.7 :

$$CA(\Delta z(t)) = \begin{cases} C_h - c_h \Delta z(t) & \text{si} \quad \Delta z(t) < 0 \\ 0 & \text{si} \quad \Delta z(t) = 0 \\ C_s + c_s \Delta z(t) & \text{si} \quad \Delta z(t) > 0 \end{cases}$$

avec C_h, c_h, C_s et c_s positifs. La caractéristique essentielle pour nous de cette fonction de coût d'ajustement réside dans sa discontinuité en zéro[11] ($C_h \neq 0$ et $C_s \neq 0$) et non dans sa non-différentiabilité en zéro ($c_h \neq c_s$ et $C_h = 0 = C_s$).

L'objectif de l'agent est de maximiser la fonction objectif F correspondant à l'espérance de la somme actualisée des profits moins les coûts d'ajustement :

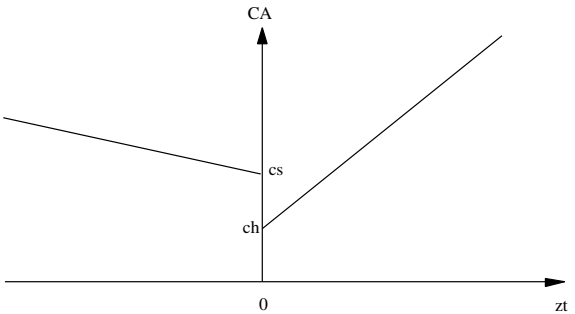
$$F(z) = E\left\{ \int_0^\infty \mathrm{e}^{-\rho t} f(z(t)) dt - \mathcal{CA} \right\}$$

9. Ces coûts d'ajustement traduisent la présence de coûts de catalogues (*menu costs*) dans le cas d'un problème de tarification optimale.

10. Notons qu'il est plus correct de noter cette fonction $CA(\dot{z}(t))$ dans la mesure où nous travaillons en temps continu. Cependant, comme les ajustements optimaux seront toujours discrets, nous préférons une notation en $\Delta(z(t))$.

11. Hypothèse de *menu cost* dans le cas de la fixation du prix.

FIGURE 5.7 : Fonction de coût d'ajustement non-convexe



où ρ est le taux d'actualisation, $z(0) = \overline{z}$ et $\mathcal{CA}$ représente la somme actualisée des coûts d'ajustement $CA(\Delta p(t))$ (son expression dépend de la règle optimale). Le problème auquel l'agent est confronté est ainsi un problème classique d'arbitrage entre un coût d'opportunité d'écart de $z(t)$ à son niveau "optimal" $z^\star(t)$ [12].

Nous ne recherchons pas ici les hypothèses permettant d'assurer l'existence et l'unicité de la règle optimale [13] et nous nous bornons à la recherche des conditions nécessaires d'optimalité d'une règle de contrôle de la forme (s, S, h, H) définie par la stratégie suivante :

$$\begin{cases} \text{si } z(t) \text{ atteint } s, \text{ l'agent "remonte" } z(t) \text{ en } S \\ \text{si } z(t) \text{ atteint } H, \text{ l'agent "descend" } z(t) \text{ en } h \end{cases}$$

La figure 5.8 illustre la règle (s, S, h, H) et représente le trajet de $z(t)$ en l'absence de contrôle et lorsque la règle (s, S, h, H) est suivie par l'agent.

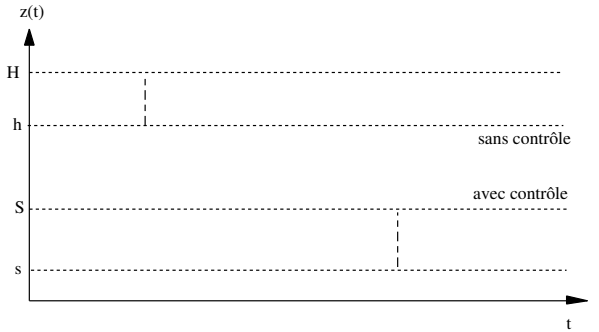
Représentation markovienne du problème Sous la règle (s, S, h, H), la variable d'état $z(t)$ reste dans l'intervalle $[s, H]$. Nous discrétisons cet intervalle en $(H - s)/\xi$ (supposé entier) valeurs z_i distantes de ξ les unes des autres :

$$z_{i+1} - z_i = \xi \qquad \forall i$$

12. Nous entendons par niveau *optimal* le niveau de $z(t)$ dans un modèle sans coûts d'ajustement.

13. Ces conditions sont similaires à celles exposées dans le modèle discret de Caplin and Sheshinski [1987]. Voir Harrisson and Taskar [1983] et Harrisson, Sellke, and Taskar [1983] pour une analyse formelle en temps continu.

FIGURE 5.8 : Contrôle de la variable $z(t)$ par une règle (s, S, h, H)



En divisant le temps en petits intervalles de longueur τ, nous approchons le processus de $z(t)$ par une marche aléatoire. En partant de z_i et sans contrôle, la variable z vaudra au bout du temps τ :

$$\begin{cases} z_{i-1} = z_i - \xi & \text{avec la probabilité } \pi \\ z_{i+1} = z_i + \xi & \text{avec la probabilité } 1 - \pi \end{cases}$$

(π, τ, ξ) sont choisis pour que la marche aléatoire converge vers le mouvement brownien $z(t) = -gt - \sigma W(t)$ lorsque τ et ξ tendent vers zéro. Ces trois paramètres vérifient les relations[14] :

$$\pi = \frac{1}{2}\left(1 + \frac{g\tau}{\xi}\right) \tag{5.8}$$

$$1 - \pi = \frac{1}{2}\left(1 - \frac{g\tau}{\xi}\right) \tag{5.9}$$

$$\sigma^2 \tau = \xi^2 \tag{5.10}$$

Ainsi, lorsque τ et ξ tendent vers zéro en respectant la relation (5.10), la marche aléatoire converge vers le mouvement brownien suivit par $z(t)$.

En notant i_s, i_S, i_h et i_H les indices correspondant aux paramètres de la règle, nous avons :

$$z_{i_s} = s\,,\ z_{i_S} = S\,,\ z_{i_h} = h\,,\ z_{i_H} = H$$

14. Ces relations sont obtenues en calculant les deux premiers moments de la marche aléatoire et en imposant qu'ils tendent vers les deux premiers moments du mouvement brownien lorsque τ et ξ tendent vers zéro.

Si la variable z_i appartient à l'intervalle[15] $\mathcal{I} = [z_{i_s+2}, z_{i_H-2}]$, elle ne touchera pas les bords de l'intervalle $[s, H]$ le pas suivant (τ plus tard) et aucun contrôle ne sera exercé par l'agent. Ainsi, pour tout $z_i \in \mathcal{I}$, la variable z vaudra au bout du temps τ :

$$\begin{cases} z_{i-1} = z_i - \xi & \text{avec la probabilité } \pi \\ z_{i+1} = z_i + \xi & \text{avec la probabilité } 1 - \pi \end{cases}$$

En revanche, si l'agent se situe en $z_{i_s+1} = s + \xi$, $z(t)$ atteindra avec une probabilité π la borne s au bout du temps τ et sera ramené au niveau S ; et vaudra z_{i_s+2} avec une probabilité $(1 - \pi)$. Identiquement, si l'agent se situe $z_{i_H-1} = H - \xi$, $z(t)$ atteindra avec la probabilité $1 - \pi$ la borne H au bout du temps τ, sera ramené au niveau h et vaudra donc z_{i_H-2} avec la probabilité π.

La variable $z(t)$ se comporte ainsi comme une chaîne de Markov dont la matrice de passage A a la forme suivante :

$$\begin{array}{c} \\ z_{i_s+1} \\ z_{i_s+2} \\ \vdots \\ \vdots \\ z_{i_H-2} \\ z_{i_H-1} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccccccccc} z_{i_s+1} & z_{i_s+2} & z_{i_s+3} & \cdots & z_{i_S} & \cdots & z_{i_h} & \cdots & z_{i_H-3} & z_{i_H-2} & z_{i_H-1} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0 & 1-\pi & 0 & \cdots & \pi & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \pi & 0 & 1-\pi & \cdots & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & \cdots & \pi & 0 & 1-\pi \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 1-\pi & \cdots & 0 & \pi & 0 \end{pmatrix} \end{array}$$

La lecture de cette matrice de passage se fait de la façon suivante : l'élément de la ligne z_k et de la colonne z_l donne la probabilité de passage de z_k à z_l.

Cette réécriture discrète sous forme markovienne du problème va nous permettre de donner la forme générale la fonction objectif F de l'agent.

Forme générale de la fonction objectif de la firme Définissons le vecteur colonne

$$\vec{f} = \begin{pmatrix} \vdots \\ f_i \\ \vdots \end{pmatrix}, \quad i = i_{s+1}, \ldots, i_{H-1}$$

comme le vecteur des profits dans l'intervalle de temps de longueur τ et lorsque la variable d'état vaut z_i. Le $i^{\text{ième}}$ élément de ce vecteur vaut :

$$f_i = f(z_i)\tau - CA$$

Pour $i \in \mathcal{I}$, les coûts d'ajustement sont nuls puisque $z(t)$ ne bute pas contre l'une des deux bornes s ou H. En revanche, en z_{i_s+1} et en z_{i_H-1}, l'agent paiera

15. Intervalle que nous appellerons *intervalle d'inaction*.

des coûts d'ajustement avec les probabilités respectives π et $(1-\pi)$. Nous avons donc

$$\begin{cases} f_i = f(z_i)\tau \quad \text{si } i \in \mathcal{I} \\ f_{i_s+1} = f(z_{i_s+1})\tau - \pi(C_s + c_s(S-s)) \\ f_{i_H-1} = f(z_{i_H-1})\tau - (1-\pi)(C_h + c_h(H-h)) \end{cases}$$

Définissons alors le vecteur colonne :

$$\vec{F} = \begin{pmatrix} \vdots \\ F(z_i) \\ \vdots \end{pmatrix}, \quad i = i_{s+1}, \ldots, i_{H-1}$$

comme le vecteur des espérances de la valeur actualisée des profits moins les coûts d'ajustement lorsque l'agent part d'un $z(0) = z_i$. Par définition de la fonction objectif F et de la matrice de passage A, nous avons la relation :

$$\vec{F} = \sum_{k=0}^{\infty} \mathrm{e}^{k\rho\tau} A^k \vec{f}$$

La matrice A^k converge vers une matrice limite $\widetilde{A}$ lorsque k tend vers l'infini. En posant $B = \mathrm{e}^{\rho\tau} A$, on peut donc écrire

$$\vec{F} = \sum_{k=0}^{\infty} B^k \vec{f} = (I-B)^{-1} \vec{f}$$

soit

$$(I-B)\vec{F} = \vec{f} \tag{5.11}$$

ou sous une autre forme

$$\vec{F} = \vec{f} + B\vec{F} \tag{5.12}$$

Nous retrouvons dans le système d'équations (5.12) la décomposition de programmation dynamique du problème : la fonction valeur $\vec{F}$ se décompose en deux termes :

— le profit courant $\vec{f}$,

— l'espérance de la somme actualisée des profits futurs à partir de la période suivante $B\vec{F}$.

Pour déterminer la fonction objectif F en partant d'un z_i donné, nous recherchons la solution de la ligne i du système (5.12) en F, lorsque τ et ξ tendent vers zéro en respectant (5.10). Sur l'intervalle $\mathcal{I}$, la réécriture de la ligne i du système (5.12) et son expansion en série de Taylor va donner une équation différentielle du second degré en F, alors que la réécriture de (5.12) aux bornes z_{i_s+1} et z_{i_H-1} va nous permettre de déterminer la solution de cette équation différentielle.

Pour un valeur z_i telle que $i \in \mathcal{I}$, en passant à la limite lorsque τ et ξ tendent vers zéro, le système (5.12) implique [16] :

$$\frac{1}{2}\sigma^2 F''(z) - gF'(z) - \rho F(z) + f(z) = 0 \tag{5.13}$$

La solution générale de l'équation homogène associée à cette équation différentielle est de la forme :

$$G(z) = C_1 \mathrm{e}^{\alpha_1 z} + C_2 \mathrm{e}^{\alpha_2 z}$$

où C_1 et C_2 sont des constantes et α_1 et α_2 sont les deux racines réelles et de signes opposés de l'équation :

$$\frac{1}{2}\sigma^2\alpha^2 - g\alpha - \rho = 0$$

Remarquons qu'une solution particulière de (5.13) est donnée par la valeur de l'objectif si aucun contrôle n'est exercé sur la variable $z(t)$, soit la fonction :

$$V(z) = E\left\{\int_0^\infty \mathrm{e}^{-\rho t} f(z(t))dt\right\} = f(z)\int_0^\infty \mathrm{e}^{-\rho t}dt$$

avec $z(0) = z$.

En effet, puisqu'aucun contrôle n'est exercé sur z, $V(z_i)$ peut s'exprimer comme :

$$V(z_i) = f(z_i) + \mathrm{e}^{\rho\tau}(\pi V(z_{i-1}) + (1-\pi)V(z_{i+1}))$$

ce qui correspond exactement à la ligne i du système (5.11).

La solution de la ligne i (pour $i \in \mathcal{I}$)du système (5.12) est donc de la forme :

$$F(z) = C_1 \mathrm{e}^{\alpha_1 z} + C_2 \mathrm{e}^{\alpha_2 z} + V(z) \tag{5.14}$$

où $C_1 \mathrm{e}^{\alpha_1 z} + C_2 \mathrm{e}^{\alpha_2 z}$ représente le gain en espérance de profits actualisés lié au contrôle. Les conditions aux bornes et les conditions d'optimalité de la règle (s, S, h, H) vont nous permettre de montrer comment caractériser complètement la fonction F et la règle optimale (s, S, h, H).

Utilisation des conditions aux bornes et des conditions nécessaires d'optimalité dans la détermination de la règle (s, S, h, H) L'examen du système (5.12) en z_{i_s+1} et z_{i_H-1} donne deux conditions que doit remplir toute règle (s, S, h, H), et permet ainsi de fixer les valeurs des constantes d'intégration C_1 et C_2. Les conditions d'optimalité du premier ordre du problème vont alors nous permettre de caractériser la règle (s, S, h, H).

16. Le détail des calculs est présenté dans l'annexe 5.5.1.1.

Conditions aux bornes : En z_{i_s+1} et z_{i_H-1}, lorsque τ et ξ tendent vers zéro, (5.12) implique[17] (respectivement en i_s+1 et en i_H-1) :

$$F(S) - F(s) = C_s + c_s(S-s) \tag{5.15}$$
$$F(h) - F(H) = C_h + c_h(H-h) \tag{5.16}$$

Ces conditions[18] reçoivent une interprétation immédiate pour la fonction de gain F solution du système (5.12) : le gain lié à l'exercice du contrôle ($F(S) - F(s)$ et $F(h)-F(H)$) est exactement égal au coût de ce contrôle ($C_s+c_s(S-s)$ et $C_h + c_h(H-h)$).

Conditions nécessaires d'optimalité : En utilisant l'expression de F obtenue dans (5.14), (5.15) et (5.16) se réécrivent :

$$C_1\left[\mathrm{e}^{\alpha_1 S} - \mathrm{e}^{\alpha_1 s}\right] + C_2\left[\mathrm{e}^{\alpha_2 S} - \mathrm{e}^{\alpha_2 s}\right] + [V(S) - V(s)] = C_s + c_s(S-s) \tag{5.17}$$
$$C_1\left[\mathrm{e}^{\alpha_1 h} - \mathrm{e}^{\alpha_1 H}\right] + C_2\left[\mathrm{e}^{\alpha_2 h} - \mathrm{e}^{\alpha_2 H}\right] + [V(h) - V(H)] = C_h + c_h(H-h) \tag{5.18}$$

En dérivant (5.18) par rapport à S, il vient :

$$\frac{\partial C_1}{\partial S}\left[\mathrm{e}^{\alpha_1 h} - \mathrm{e}^{\alpha_1 H}\right] + \frac{\partial C_2}{\partial S}\left[\mathrm{e}^{\alpha_2 h} - \mathrm{e}^{\alpha_2 H}\right] = 0 \tag{5.19}$$

Avec $h < H$ et α_1 et α_2 de signes opposés, les deux termes entre crochets sont non nuls et de signes opposés. L'équation (5.19) implique donc que $\frac{\partial C_1}{\partial S}$ et $\frac{\partial C_2}{\partial S}$ sont de même signe.

D'autre part, la dérivée de F par rapport à S s'écrit pour tout z :

$$\frac{\partial F(z)}{\partial S} = \frac{\partial C_1}{\partial S}\mathrm{e}^{\alpha_1 z} + \frac{\partial C_2}{\partial S}\mathrm{e}^{\alpha_1 z}$$

Cette dérivée est du même signe pour tout z. Ainsi, une variation de S déplace toute la fonction F vers le haut ou vers le bas, le sens du déplacement étant indépendant de z. La condition du premier ordre pour un choix optimal de S s'écrit donc sans ambiguïté :

$$\frac{\partial F(z)}{\partial S} = 0$$

soit

$$\frac{\partial C_1}{\partial S} = \frac{\partial C_2}{\partial S} = 0 \tag{5.20}$$

17. Le calcul est détaillé dans l'annexe 5.5.2.
18. Ces conditions sont appelées *Value Matching Conditions* dans la littérature.

En différenciant (5.17) par rapport à S, on obtient :

$$\frac{\partial C_1}{\partial S}\left[e^{\alpha_1 S} - e^{\alpha_1 s}\right] + C_1\alpha_1 e^{\alpha_1 S} + \frac{\partial C_2}{\partial S}\left[e^{\alpha_2 S} - e^{\alpha_2 s}\right] + C_2\alpha_2 e^{\alpha_2 S} + V'(S) = c_s \tag{5.21}$$

soit en utilisant (5.20) :

$$C_1\alpha_1 e^{\alpha_1 S} + C_2\alpha_2 e^{\alpha_2 S} + V'(S) = c_s \tag{5.22}$$

<=>

$$F'(S) = c_s \tag{5.23}$$

Le même raisonnement s'applique pour les autres bornes de la règle, ce qui nous donnent les quatres conditions[19] :

$$F'(S) = c_s = F'(s) \tag{5.24}$$

$$F'(H) = -c_h = F'(h) \tag{5.25}$$

Ces conditions reçoivent également une interprétation intuitive, et renseignent sur la taille optimale de l'ajustement. Une fois prise la décision d'ajuster z, le coût fixe C_s ou C_h est considéré comme payé, et les bornes du saut ((s, S) ou (h, H)) sont telles que le gain marginal lié à une modification d'une des bornes est juste égal au coût proportionnel engendré par cette augmentation de la taille de l'ajustement.

Les six équations (5.15), (5.16), (5.24) et (5.25) permettent alors de déterminer les quatre paramètres de la règle optimale (s, S, h, H) ainsi que les deux constantes d'intégration C_1 et C_2, et donc l'expression de la fonction objectif F.

Dixit [1990] et Bertola and Caballero [1990] proposent une représentation graphique de ces conditions, en partant de l'expression de la fonction objectif précédemment déterminée :

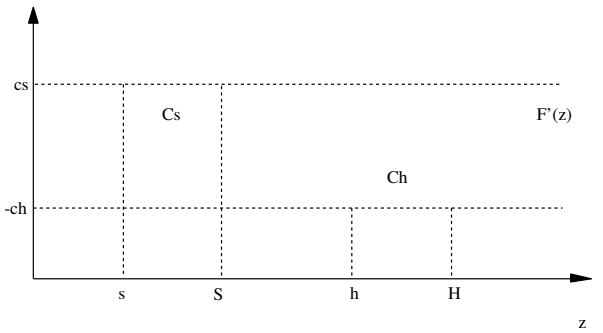
$$F(z) = C_1 e^{\alpha_1 z} + C_2 e^{\alpha_2 z} + V(z)$$

Sous nos hypothèses, la fonction $V(z)$ (qui correspond à l'espérance de la somme actualisée des profits lorsque aucun contrôle n'est exercé) est concave. La solution avec contrôle apportant un gain strictement positif par rapport à la solution sans contrôle, les constantes C_1 et C_2 sont positives. Les deux termes en exponentielle sont convexes, et α_1 et α_2 étant de signes opposés, l'un de ces deux termes domine lorsque z tend vers $+\infty$ et l'autre quand z tend vers $-\infty$. La fonction $F(z)$ est donc convexe (et F' croissante) quand z tend vers $\pm\infty$. En revanche, il existe un intervalle médian où $V(z)$ l'emporte et où $F(z)$ est concave ($F'(z)$ décroissante). La forme générale de $F'(z)$ est représentée sur la figure 5.9.

$$F'(z) = C_1\alpha_1 e^{\alpha_1 z} + C_2\alpha_2 e^{\alpha_2 z} + V'(z) \tag{5.26}$$

19. Ces conditions sont appelées *Smooth Pasting Conditions* dans la littérature.

FIGURE 5.9 : détermination graphique de la règle (s, S, h, H)



Connaissant les valeurs c_s et c_h, les conditions (5.24) et (5.25) nous indiquent qu'aux points s, S, h et H, la hauteur de $F'(z)$ est respectivement c_s, c_s, $-c_h$ et $-c_h$. D'autre part, les conditions (5.15) et (5.16) indiquent que l'aire hachurée entre $F'(z)$ et la droite horizontale passant par c_s est égale au coût fixe C_s ; et que l'aire hachurée entre $F'(z)$ et la droite horizontale passant par $-c_h$ est égale au coût fixe C_h.

Dixit [1990] suggère une résolution graphique du problème de contrôle optimal :

1. tracer les deux droites horizontales passant par c_s et $-c_h$,
2. dessiner la fonction $F'(z)$ définie en (5.26) et faire varier C_1 et C_2 jusqu'à ce que les aires hachurées soient égales à C_s et C_h,
3. les quatre points d'intersection entre les droites horizontales et $F'(z)$ donnent alors les valeurs optimales de (s, S, h, H).

5.1.2.3 Une application au problème d'une firme en concurrence monopolistique

Considérons une firme en concurrence monopolistique[20] dont la fonction de profit instantané $\Pi(p(t), \mathcal{F}(t))$ dépend du prix nominal $p(t)$ ainsi que d'un ensemble de variables $\mathcal{F}(t)$ considérées comme exogènes par la firme[21]. On

20. Nous reprenons ici la formulation de Bertola and Caballero [1990].

21. Cet ensemble $\mathcal{F}(t)$ inclus par exemple le niveau de la demande agrégée, la masse monétaire et le niveau général des prix.

définit $p^\star(\mathcal{F}(t))$ comme :

$$p^\star(\mathcal{F}(t)) = \text{ Arg Max}_{p(t)} \ \Pi(p(t), \mathcal{F}(t))$$

En présence d'incertitude sur $\mathcal{F}$ et de coûts d'ajustement sur les prix, la fonction objectif de la firme s'écrit :

$$V(p, \mathcal{F}) = E\left\{\int_0^\infty \mathrm{e}^{-\rho t}\Pi(p(t), \mathcal{F}(t))dt - \mathcal{CA}\right\}$$

avec les mêmes notations que précédemment. En notant $V^\star(\mathcal{F})$ la valeur de l'objectif du problème sans coûts d'ajustement (*i.e.* en supposant que $p(t) = p^\star(t) \ \forall t$) :

$$V^\star(\mathcal{F}) = E\left\{\int_0^\infty \mathrm{e}^{-\rho t}\Pi(p^\star(\mathcal{F}(t)), \mathcal{F}(t))dt\right\}$$

nous pouvons réécrire la fonction valeur de la firme :

$$V(p, \mathcal{F}) = V^\star(\mathcal{F}(t)) + \widehat{F}(p(t), \mathcal{F}(t))$$

où $\widehat{F}(p, \mathcal{F})$ est strictement négative et représente la perte d'objectif liée à l'existence de coûts d'ajustement. Cette écriture permet de séparer le problème statique du choix de $p^\star$ du problème dynamique d'ajustement. Le problème de la firme est alors de choisir la règle d'ajustement qui maximise $\widehat{F}(p, \mathcal{F})$ (et donc qui minimise la perte liée aux coûts d'ajustement).

En prenant l'approximation au second ordre de la fonction $\widehat{F}$ autour de la trajectoire $p^\star(t)$ –*i.e.* en faisant l'hypothèse :

$$\frac{\partial^2\Pi(p^\star(t), \mathcal{F}(t))}{\partial p^2(t)} = C_{te} = b$$

et sachant par définition de $p^\star(t)$ que

$$\frac{\partial\Pi(p^\star(t), \mathcal{F}(t))}{\partial p(t)} = 0$$

une approximation de $\widehat{F}$ est donnée par :

$$\widehat{F}(p, \mathcal{F}) \approx E\left\{\int_0^\infty \mathrm{e}^{-\rho t}(-\frac{1}{2}b)(p(t) - p^\star(t))^2 dt - \mathcal{CA}\right\}$$

En notant $z(t) = p(t) - p^\star(t)$ la variable d'écart du prix nominal effectif au prix nominal optimal sans coûts d'ajustement, la fonction $\widehat{F}(p, \mathcal{F})$ ne dépend que de z et se réécrit :

$$\widehat{F}(p, \mathcal{F}) = F(z) = E\left\{\int_0^\infty \mathrm{e}^{-\rho t}(-\frac{1}{2}b)z^2(t)dt - \mathcal{CA}\right\}$$

Dans le modèle de concurrence monopolistique présenté dans le chapitre deux, la monnaie est neutre en l'absence de coûts de catalogues. Si la masse monétaire suit un mouvement brownien de dérive positive g, le processus suivi par le prix nominal optimal sans coûts d'ajustement est le même que celui de la monnaie :

$$p^{\star}(t) = gt + \sigma W(t)$$

Sous cette hypothèse, le processus suivi par z est donné par :

$$z(t) = -gt - \sigma W(t) + z(0)$$

En notant $f(z(t)) = -\frac{1}{2}bz^2(t)$, nous sommes ramenés à la forme canonique des paragraphes précédents[22].

Dans la plupart des modèles d'équilibre général présentés par la suite, et dans le modèle d'information imparfaite que nous développons, nous considérons des règles (s, S, h, H) dégénérées ((s, S)). Lorsque la dérive $-g$ du mouvement brownien l'emporte sur sa variance σ^2 (g/σ^2 grand), les mouvements à la hausse de $z(t)$ lorsque la variable n'est pas contrôlée deviennent improbables, et la règle optimale (s, S, h, H) peut être approchée vers une règle (s, S). Cette approximation sera d'autant meilleure que g sera grand devant σ^2. C'est l'hypothèse que nous faisons par la suite.

La figure 5.10 illustre la règle (s, S) et représente en trait mince le trajet de $z(t)$ en l'absence de contrôle et en trait gras son trajet lorsque la règle (s, S) est suivie par la firme.

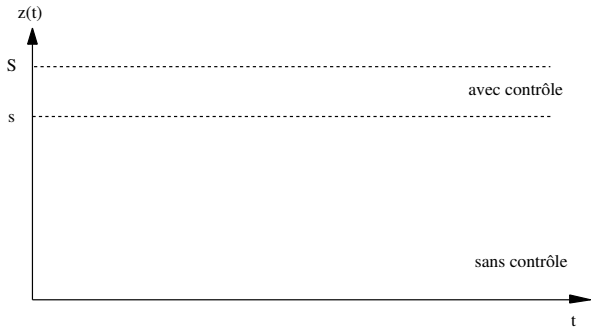
Dixit [1991] revient sur la taille du coût de catalogues nécessaire à un comportement rigide des prix lorsque le modèle est dynamique et l'évolution de la masse monétaire non monotone. Si z est l'écart au prix optimal sans coûts d'ajustement et si la fonction de perte est quadratique en z ($F(z) = az^2$), un coût de catalogues c est suffisant pour impliquer une rigidité du prix si la somme actualisée des pertes futures à la suite d'un choc unique s ($\frac{as^2}{\rho}$, où ρ est le facteur d'actualisation) est inférieure au coût de catalogues. L'intervalle des chocs impliquant une inaction des firmes est alors donné par le segment $]-s, s[$, avec

$$s = \sqrt{\frac{\rho c}{a}}$$

Un coût de catalogue c du second ordre par rapport au choc s donne ainsi un intervalle d'inaction $]-s, s[$ du même ordre que s. Dans un modèle dynamique, la taille de ce coût de catalogues sera encore plus faible si la variable z suit un mouvement brownien de dérive nulle lorsqu'elle n'est pas contrôlée. Intuitivement, lorsque la firme atteint la borne $\pm s$, elle n'a pas intérêt à réajuster son prix immédiatement et a au contraire intérêt à ne pas agir dans la mesure où z peut se rapprocher de zéro l'instant suivant. L'intervalle d'inaction de la firme est ainsi

22. Tant que $C_s + C_h + c_s u + c_h u > 0 \ \forall u$ et $\rho > 0$, la fonction $F(z)$ est bornée supérieurement par zéro et bornée inférieurement.

FIGURE 5.10 : Contrôle de la variable $z(t)$ par une règle (s, S)



plus large que dans le modèle statique. Si $dz = \sigma dW$ où W est un processus de Wiener, Dixit [1991] montre, en utilisant les conditions d'optimalité (*smooth pasting)* et les conditions aux bornes (*value matching)* de la règle $(-s, 0, s)$, que la borne s est donnée de manière approchée par l'équation :

$$s = \left(\frac{6\sigma^2 c}{a}\right)^{\frac{1}{4}}$$

Un coût de catalogues c du quatrième ordre est désormais suffisant pour donner un intervalle d'inaction du même ordre que le choc. Ce résultat repose cependant sur l'hypothèse de symétrie du processus suivi par la monnaie (dans le cas du modèle de concurrence monopolistique), et ne sera pas conservé lorsque nous ferons l'hypothèse de monotonie de l'évolution de la masse monétaire.

5.2 Agrégation et non-neutralité de la monnaie dans un modèle de concurrence monopolistique

Les conséquences de la présence de coûts d'ajustement de prix sur les fluctuations macroéconomiques dans un cadre intertemporel constituent un enjeu essentiel de la macroéconomie keynésienne. Avec une spécification quadratique des coûts d'ajustement de prix, Rotemberg [1982] étudie les effets des chocs de demande dans un modèle de concurrence monopolistique avec anticipations

rationnelles[23].

Dans un modèle de concurrence monopolistique avec règle optimale de type (s, S), Caplin and Spulber [1987] démontrent que l'extension dynamique des modèles de coûts de catalogues conduit à un résultat *a priori* contre-intuitif de neutralité totale de la monnaie[24].

L'objet de cette section est de partir du modèle de Caplin et Spulber pour examiner dans un cadre analytique unifié les travaux les plus récents autour du résultat de neutralité de la monnaie dans les modèles avec coûts de catalogues. Rejoignant en cela les modèles de *staggered contracts* à la Fischer [1977] et Taylor [1980a], nous verrons que ces modèles possèdent en général une propriété de neutralité à long terme, mais que la dynamique de court terme y est plus riche que celle des modèles pré-cités. Au cours de l'analyse, un rôle crucial sera joué par l'agrégation des règles de prix (s, S) individuelles dans la détermination du niveau général des prix ainsi que par la forme du processus stochastique de l'offre de monnaie.

5.2.1 Présentation des modèles (s, S) d'équilibre général

Les modèles d'équilibre général avec coûts de catalogues représentent donc une extension dynamique[25] du modèle de concurrence monopolistique de référence que nous avons présenté dans le chapitre deux de cette thèse. Nous reprenons et discutons dans l'annexe 5.5.3 un modèle dérivé de Caballero and Engel [1989] et Caballero and Engel [1991b] permettant d'obtenir la forme log-linéaire utilisée par la suite, et dont le modèle de référence du chapitre deux constitue un cas particulier. Nous voyons dans ces modèles quatre composantes essentielles :

1. une équation de demande agrégée,
2. un comportement monopoliste des entreprises,
3. un processus d'évolution de la monnaie,
4. une règle de fixation des prix en présence de coûts de catalogues, règle de type (s, S).

---

23. Mussa [1981], Rotemberg [1983], Naish [86], Parkin [1986], Laurent [1991a] et Danziger [1988] étudient également les effets macroéconomiques des rigidités nominales de prix. Fisher [1981], Danziger [1987a] et Danziger [1987b] envisagent les effets de ces rigidités nominales sur la variabilité des prix relatifs. Konieczny [1989a] étudie les règles de politique monétaire optimales dans un modèle de concurrence monopolistique avec coûts fixes d'ajustement de prix.

24. Spulber [1988] obtient un résultat similaire lorsque les rigidités nominales portent sur les salaires.

25. Notons ici que la seule dynamique prise en compte est celle des prix. Il n'y a pas de capital dans le modèle et les comportements des ménages sont statiques.

5.2.1.1 Une équation de demande agrégée

Le comportement des consommateurs n'est pas ici explicitement dérivé d'une maximisation d'utilité[26]. La demande des consommateurs adressée à la firme i est notée (toutes les variables sont prises en log)

$$D_i^c = D(p_i(t), m(t) - p(t))$$

où $m(t)$ représente la masse monétaire en t, $p_i(t)$ le prix nominal de l'entreprise i et $p(t)$ le niveau général des prix; avec par définition

$$p(t) = \int_0^1 p_i(t)di$$

La demande agrégée $y(t)$ est alors une fonction du niveau des encaisses réelles de l'économie

$$y(t) = \int_0^1 D_i^c(t)di$$

Nous prendrons par la suite la spécification log-linéaire

$$y(t) = m(t) - p(t) \tag{5.27}$$

5.2.1.2 Un comportement monopoliste des entreprises

Il existe un continuum d'entreprises indicées par i, $i \in [0, 1]$. Chaque entreprise agit en concurrence monopolistique et perçoit une demande $D_i(t)$, éventuellement brouillée par un bruit individuel $\eta_i(t)$. $\eta_i(t)$ est à chaque date t la réalisation du i^{ieme} tirage d'une variable aléatoire $\eta(t)$.

$$D_i(t) = D(p_i(t) - p(t), m(t) - p(t), \eta_i(t))$$

Nous supposons que toutes les entreprises produisent des biens différenciés selon la même technologie. La maximisation de leur profit sans coûts de catalogues les conduit à la règle optimale instantanée de fixation du prix :

$$p_i^\star(t) = p(p(t), m(t) - p(t), \eta_i(t))$$

Nous utiliserons par la suite une spécification log-linéaire aisément dérivable :

$$p_i^\star(t) = \alpha[m(t) - p(t)] + p(t) + \varepsilon_i(t) \tag{5.28}$$

où $\varepsilon_i(t) = \gamma\eta_i(t)$, γ synthétisant les paramètres de la fonction de demande.

Le prix optimal de l'entreprise est sensible au niveau des encaisses réelles $m(t) - p(t)$ (*effet d'encaisses réelles*) et au niveau général des prix *(effet de substitution)*. Chaque entreprise détermine ainsi son taux de marge optimal, celui-ci étant fonction des élasticités de substitution des différents biens dans la fonction d'utilité lorsque celle ci est *CES*.

26. Voir l'annexe 5.5.3 pour une telle dérivation.

5.2.1.3 Un processus d'évolution de la monnaie

L'offre de monnaie est exogène au modèle. Comme nous l'avons montré dans la section précédente, une règle de la famille (s, S) sera optimale (ou approchera une règle optimale non déterminée) si le processus suivi par la monnaie est continu et correspond à l'une des trois formes suivantes :

- $m(t)$ déterministe, croissant à taux constant,
- $m(t)$ stochastique monotone croissant (pas de période de déflation),
- $m(t)$ mouvement brownien de dérive $\mu > 0$.

Notons que dans tous les cas, en l'absence de coûts d'ajustement des prix, le modèle possède la propriété de neutralité de la monnaie.

5.2.1.4 Une règle de prix en présence de coûts de catalogues

La particularité du modèle est la présence d'un coût de catalogues β_i exprimé en termes réels, coût que l'entreprise i paie à chaque modification de son prix nominal. Sous les processus monétaires précisés plus haut, une règle de la famille (s, S) sera adoptée par chaque entreprise. Nous avons établi dans la section précédente les conditions sous lesquelles une telle règle était optimale. Dans l'ensemble des spécifications de cette section, nous considérons, sauf mention contraire, qu'une règle (s, S) est optimale ou représente une bonne approximation de la politique optimale de prix de la firme.

Le prix nominal individuel évoluera donc de manière discontinue, la durée entre deux changements de prix étant ici endogène et *a priori* variable. D'une manière générale, l'évolution du prix nominal sera donnée par :

$$p_i(t) = p\left(p(t), m(t) - p(t), \varepsilon_i(t), p_i(0), \beta_i\right)$$

Ainsi, $p(t)$ dépend de sa valeur initiale et de deux variables d'état (le niveau des encaisses réelles et le niveau général des prix). Nous supposons que les chocs individuels ne remettent pas en cause la règle de prix de l'entreprise, ce qui justifie que la forme de la fonction $p(\cdot)$ soit indépendante de $\varepsilon_i(t)$.

Le niveau général des prix alors est une variable endogène du modèle, obtenu en résolvant l'équation :

$$p(t) = \int_0^1 p_i(t)di = \int_0^1 p\left(p(t), m(t) - p(t), \varepsilon_i(t), p_i(0)t, \beta_i\right) di$$

L'effet de la monnaie sur le niveau général des prix (et sur le produit via l'équation $y(t) = m(t) - p(t)$) dépend de manière cruciale de quatre hypothèses génériques que nous expliciterons différemment par la suite :

- H_1 : le processus suivi par $m(t)$,
- H_2 : la forme de la fonction de prix $p(\cdot)$,
- H_3 : la distribution initiale des $p_i(0)$,
- H_4 : la symétrie du modèle (ε_i et β_i).

5.2.2 Un premier modèle simple de neutralité de la monnaie

Nous présentons ici un premier modèle d'équilibre général avec coûts de catalogues, tel que le proposent Caplin and Spulber [1987]. Ce modèle est résolu sous les hypothèses suivantes :

- $H_1 : m(t)$ monotone croissant, $m(0) = 0$,
- H_2 : les effets de substitution et d'encaisses réelles se compensent dans la fonction de prix ($\alpha = 1$),
- H_3 : les $p_i(0)$ sont les réalisations d'une variable aléatoire $p(0)$ suivant une loi uniforme sur $[s, S]$. Puisqu'il existe un continuum d'entreprises sur $[0, 1]$, les $p_i(0)$ seront distribués uniformément sur $[s, S]$ et la loi des grands nombres nous assure que la moyenne théorique des $p_i(0)$ sera bien la moyenne théorique de la variable aléatoire $p(0)$, soit le milieu du segment $[s, S]$,
- $H_4 : \beta_i = \beta \; \forall i$ et $\varepsilon_i(t) = 0 \; \forall i$ et $\forall t$.

Sous H_2, la fonction de prix optimal $p(m(t) - p(t), p(t), p_i(0))$ peut s'écrire en éliminant la variable d'état $p(t)$. Cette hypothèse permet d'éviter une éventuelle incohérence entre le niveau général des prix anticipé par chaque agent et celui qui résulte effectivement de l'agrégation des comportements individuels. La relaxation de cette hypothèse (qui facilite grandement l'analyse) sera évoquée à la fin de cette section et nous en verrons les conséquences sur la possibilité d'occurrence d'équilibres multiples.

H_3 correspond à l'hypothèse traditionnelle de contrats uniformément emboîtés dans les modèles de *Staggered contracts*. H_4 représente une hypothèse de symétrie entre les firmes.

Sous H_1 et H_4, les entreprises suivent toutes la même règle optimale (s, S) à une borne en $z_i(t)$, règle que nous allons préciser et qui va nous donner le processus d'évolution du prix nominal. Définissons $z_i(t)$ l'écart entre le prix nominal observé $p_i(t)$ et le prix nominal optimal sans coûts de catalogues $p_i^\star(t)$

$$z_i(t) = p_i(t) - p_i^\star(t) \tag{5.29}$$

$p_i^\star(t)$ évolue comme la monnaie et son processus est donné par

$$p_i^\star(t) = m(t)$$

Nous aurons alors

$$p_i^\star(0) = 0 \; \forall i$$

Le niveau général des prix sans coûts de catalogues sera alors

$$p^\star(t) = m(t)$$

avec

$$p^\star(t) = \int_0^1 p_i^\star(t) di$$

Nous pouvons par ailleurs décomposer à tout moment $m(t)$ comme la somme de deux termes, un multiple de $\sigma = S - s$ et le reste de la division euclidienne de $m(t)$ par σ, soit $\mu(t)$:

$$m(t) = k(t)\sigma + \mu(t),\ k(t) \in N$$

Si l'entreprise i suit une règle (s, S) à une borne en $z_i(t)$, elle va modifier son prix nominal et l'accroître de σ chaque fois que son écart au prix optimal $z_i(t)$ atteindra S. L'équation d'évolution de $z_i(t)$ est donnée par

$$z_i(t) = \begin{cases} z_i(0) - \mu(t) & si \quad z_i(0) \geq \mu(t) + s \\ z_i(0) + \sigma - \mu(t) & si \quad z_i(0) < \mu(t) + s \end{cases} \tag{5.30}$$

avec

$$z_i(0) = p_i(0)$$

ou sous une autre forme[27]

$$z_i(t) = S - [S + \mu(t) - z_i(0)]\ mod(\sigma) \tag{5.31}$$

L'équation d'évolution de $p_i(t)$ sera alors

$$p_i(t) = \begin{cases} p_i(0) + k(t)\sigma & si \quad p_i(0) \geq \mu(t) + s \\ p_i(0) + (1 + k(t))\sigma & si \quad p_i(0) < \mu(t) + s \end{cases} \tag{5.32}$$

Nous sommes alors en mesure de déterminer l'évolution du produit dans ce modèle :

$$y(t) = m(t) - p(t) = m(t) - (z(t) + m(t))$$

d'où

$$y(t) = -z(t) \tag{5.33}$$

soit

$$y(t) = -\int_0^1 z_i(t)di \tag{5.34}$$

Or

$$\int_0^1 z_i(t)di = \int_0^{\mu(t)/\sigma} (\mu(t) - \sigma) + z_i(0)di + \int_{\mu(t)/\sigma}^0 \mu(t) + z_i(0)di$$

Sous l'hypothèse H_2 de distribution uniforme des $p_i(0)$ (et donc des $z_i(0)$)

$$\int_0^1 z_i(t)di = \int_0^1 \mu(t)di - \int_0^{\mu(t)/\sigma} \sigma di + \int_0^1 z_i(0)di$$

27. Nous reprenons ici la notation anglo-saxonne. Si $X = kY + r, r \in N$ et $0 < r < Y, X\ mod(Y)$ sera défini *de façon unique* comme le reste de la division euclidienne de X par Y, soit r. Nous n'emploierons donc pas le sens habituel de la notation *modulo (Y)* qui serait $X \equiv r\ mod(Y)$, où $r\ mod(Y)$ ne définit pas un réel unique mais une classe d'équivalence.

soit encore

$$\int_0^1 z_i(t)di = \mu(t) - \sigma\frac{\mu(t)}{\sigma} + \frac{s+S}{2} = \sigma/2$$

D'où la propriété d'invariance du produit

$$y(t) = -\frac{s+S}{2} = y(0) = C^{te}$$

Le modèle de Caplin et Spulber possède ainsi une propriété de neutralité de le monnaie particulièrement contre-intuitive *a priori* dans un modèle où les prix individuels évoluent discontinuement. L'élément essentiel à la neutralité est la reproduction à l'identique de la distribution initiale des écarts au prix optimal $z_i(t)$ avec le temps. En partant de l'état stationnaire de distribution uniforme des $z_i(0)$, le modèle conserve sa propriété d'uniformité. A chaque instant, les entreprises subissent un choc $dm(t)$. Une seule entreprise modifie son prix, mais elle le fait d'un montant s qui compense exactement l'inaction des autres. Le niveau général des prix croît alors exactement de $dm(t)$. Mais la faiblesse fondamentale du modèle est que rien ne permet de converger vers cette distribution uniforme si elle n'est pas vérifiée en $t = 0$. Pour une distribution initiale non uniforme, le produit va présenter une trajectoire cyclique asymétrique déterminée par $m(t)$. Ce sont ces conditions de convergence vers un état stationnaire que nous allons envisager maintenant, en examinant un modèle plus général développé par Caballero and Engel [1989], Caballero and Engel [1990], Caballero and Engel [1991a] et Caballero and Engel [1991b].

5.2.3 Un modèle non symétrique convergeant vers une distribution uniforme

Nous présentons un modèle plus général que Caplin and Spulber [1987], développé par Caballero and Engel [1989] et enrichi par ces mêmes auteurs dans une série de contributions. Ce modèle introduit une hétérogénéité entre les entreprises, par le biais de coûts de catalogues différents et de chocs individuels. Son résultat essentiel est de retrouver la propriété de neutralité de la monnaie dans l'état stationnaire, et de fournir des conditions précises de convergence vers cet état stationnaire du modèle.

5.2.3.1 Neutralité de la monnaie à l'état stationnaire

Le modèle est résolu sous les hypothèses suivantes

- H_1 (*inchangée*) : $m(t)$ monotone croissant, $m(0) = 0$,
- H_2 (*inchangée*) : les effets de substitution et d'encaisses réelles se compensent dans la fonction de prix ($\alpha = 1$),

— H_3 : les $r_i(0)$ sont les réalisations d'une variable aléatoire $r(0)$ suivant une loi uniforme sur $[0, 1]$ où

$$r_i(0) = \frac{S_i - z_i(t)}{\sigma_i}$$

représente la position de la firme i dans son cycle de prix. L'introduction de cette variable de position dans le cycle permet de normaliser les entreprises dans la mesure où les variables r_i appartiennent toutes à l'intervalle $[0, 1]$,

— H_4 : Les coûts de catalogues sont différents d'une firme à l'autre ($\beta_i \neq \beta_j \forall (i, j)$) et chaque firme perçoit un choc individuel $\varepsilon_i(t)$. Les β_i sont les réalisations d'une variable aléatoire β distribuée sur un intervalle $[\beta_{min}, \beta_{max}]$. Les $\varepsilon_i(t)$ sont les réalisations d'une variable aléatoire $\varepsilon(t)$.

Sous cette hypothèse H_4, chaque entreprise va suivre une règle spécifique (s_i, S_i) puisque les coûts de catalogues sont différents d'une entreprise à l'autre.

Nous introduisons une dernière hypothèse de caractère plus technique :

— H_5 : les variables $r(0)$, β et $\varepsilon(t)$ sont indépendantes. Ainsi, la distribution des $r_i(0)$ est indépendante de la distribution des chocs individuels $\varepsilon_i(t)$ et de la largeur du segment d'inertie σ_i.

Nous résolvons sous ces hypothèses le modèle de la même façon que précédemment. En utilisant (5.31), nous déduisons l'équation d'évolution de $r_i(t)$:

$$r_i(t) = \left[r_i(0) + \frac{m(t) + \varepsilon_i(t)}{\sigma_i} \right] \ mod(1) \tag{5.35}$$

Sous H_2 , l'évolution du produit est donnée par

$$y(t) = -\int_0^1 z_i(t)di$$

soit

$$y(t) = -\int_0^1 (-\sigma_i r_i(t) + S_i)di$$

d'où

$$y(t) = \int_0^1 \sigma_i r_i(t)di - S \tag{5.36}$$

avec

$$S = \int_0^1 S_i di$$

Sous H_5, cette équation est résolue de la façon suivante

— en prenant une valeur arbitraire de σ_i et en supposant que toutes les entreprises suivent la même règle (s, S)

— puis en sommant sur toutes les valeurs possibles de σ_i

On utilisera également la propriété suivante :

Propriété 1 : Si $x(0)$ est indépendante de $y(t)$ et $x(0)$ est distribuée uniformément sur $[0, 1]$, alors $[x(0) + y(t)]\ mod(1)$ est distribuée uniformément sur $[0, 1]$.

Démonstration : La démonstration de ce résultat dont l'intuition est claire est donnée par Caballero and Engel [1991a].

Nous pouvons alors déterminer $y(t)$:

$$-\int_0^1 z_i(t)di = \int_0^1 \left(\int_0^1 \sigma_j r_i(t)di\right) dj - S$$

$$\Longleftrightarrow$$

$$-\int_0^1 z_i(t)di = \int_0^1 \sigma_j \left(\int_0^1 r_i(t)di\right) dj - S$$

$$\Longleftrightarrow$$

$$-\int_0^1 z_i(t)di = \int_0^1 \sigma_j \left(\int_0^1 r_i(0)di\right) dj - S$$

$$\Longleftrightarrow$$

$$-\int_0^1 z_i(t)di = \int_0^1 1/2\sigma_j dj - S = 1/2\sigma - S \qquad (5.37)$$

où

$$\sigma = \int_0^1 \sigma_j dj$$

Le produit est alors donné par :

$$y(t) = \frac{1}{2}\sigma - S = -\frac{s+S}{2} = C^{te}$$

Ce résultat valide bien la propriété de neutralité dans ce modèle. Les firmes ont des zones d'inaction de longueurs différentes et modifient leur prix d'un montant différent, mais la neutralité demeure car les entreprises qui modifient leur prix rarement le font d'un montant plus élevé que les autres en valeur absolue. Ici, les chocs individuels sont sans effets sur le résultat de neutralité si l'économie par d'une situation où les $r_i(0)$ sont distribués uniformément. En effet, la distribution des chocs individuels étant indépendante des $r_i(0)$ et des σ_i , ces chocs ne font que modifier de façon non systématique l'ordre des $r_i(t)$ au sein de l'intervalle $[0, 1]$, sans changer le caractère uniforme de la distribution. C'est en ce sens que nous pouvons qualifier de stationnaire la distribution des $r_i(t)$ lorsque celle-ci est uniforme sur $[0, 1]$.

5.2.3.2 Convergence du modèle vers l'état stationnaire

La robustesse de la propriété de neutralité à l'hypothèse H_3 (condition initiale sur la distribution des $z_i(0)$ ou des $r_i(0)$) était l'élément manquant du modèle de Caplin et Spulber. L'intérêt des travaux de Caballero et Engel est de rétablir sous certaines hypothèses cette robustesse, ceci par l'intermédiaire des

chocs individuels affectant les entreprises. Nous relaxons donc l'hypothèse H_3 en posant que les $r_i(0)$ ne sont pas distribués uniformément sur $[0, 1]$, mais qu'ils sont les réalisations d'une variable aléatoire $r(0)$ qui admet une densité non uniforme sur $[0, 1]$. L'évolution de $r_i(t)$ est donnée par (5.35)

$$r_i(t) = \left[r_i(0) + \frac{m(t) + \varepsilon_i(t)}{\sigma_i} \right] \; mod(1) \qquad (5.38)$$

La mécanique de résolution du modèle est toujours la même et la déformation de la distribution des $r_i(t)$ au cours du temps va déterminer le profil du produit. En l'occurrence, Caballero and Engel [1990] et Caballero and Engel [1991b] montrent les résultats suivants :

1. Si $\sigma_i = \sigma \; \forall i$ et $\varepsilon_i(t)$ stationnaire[28], alors la distribution des $r_i(t)$ tend vers une distribution non uniforme sur $[0, 1]$. A partir d'une certaine date τ, le produit va évoluer cycliquement de façon régulière et bornée. La proposition de neutralité n'est pas valide dans ce modèle.
2. Si $\sigma_i = \sigma \; \forall i$ et $\varepsilon_i(t)$ non stationnaire[29], alors la distribution des $r_i(t)$ tend vers une distribution stationnaire uniforme sur $[0, 1]$. Une fois cette distribution atteinte, le modèle est à l'état stationnaire décrit dans le paragraphe précédent et la monnaie est neutre.
3. Si la distribution des σ_i admet une densité continue, alors la distribution des $r_i(t)$ converge vers une distribution uniforme, que les chocs individuels soient stationnaires ou non.

L'intuition de ces résultats est assez claire. Les résultats 1 et 2 concernent le modèle initial de Caplin et Spulber en présence de chocs individuels. Nous avons déjà remarqué que les chocs individuels bouleversaient l'ordre des entreprises dans leurs cycles de prix respectifs. Lorsque la distribution initiale est uniforme, ces chocs idiosyncrasiques (aux effets non systématiques d'une firme à l'autre) ne remettent pas en cause l'uniformité de la distribution. Mais lorsque la distribution initiale n'est pas uniforme, ces chocs tendent, toutes choses égales par ailleurs, à "étaler" les positions des entreprises dans leur cycle (i.e. à étaler les $r_i(t)$) sur l'intervalle $[0, 1]$). Si la variance des chocs croît sans limite avec le temps, le modèle converge vers une distribution uniforme sur $[0, 1]$. La monnaie est neutre à cet état stationnaire. Si en revanche les chocs individuels sont stationnaires, l'effet d'étalement n'est pas complet et la monnaie n'est pas neutre à long terme; le produit oscille continûment entre deux valeurs limites. Pour le résultat 3, l'hétérogénéité des coûts de catalogues ($\beta_i \neq \beta_j$) nous amène à considérer une variable d'état relative ($r_i(t)$) dont la distribution converge vers une distribution stationnaire sur $[0, 1]$, que les chocs soient stationnaires ou non. Ici également, le modèle converge vers une état stationnaire où la monnaie est neutre.

28. i.e. dont la variance admet une limite finie lorsque t tend vers l'infini.

29. Par exemple si les $\varepsilon_i(t)$ sont distribués selon une loi normale centrée de variance at à la période t.

Ainsi, Caballero et Engel confirment le résultat de Caplin et Spulber dans un modèle plus général qui autorise une certaine hétérogénéité des agents. La monnaie n'est plus systématiquement neutre mais il suffit que l'hétérogénéité des agents soit suffisante (dans le sens que nous venons de préciser) pour que le modèle converge vers un état stationnaire neutre.

Caballero and Engel [1990] et Caballero and Engel [1991b] proposent de caractériser l'état de l'économie par une mesure de sa distance à la distribution uniforme, distribution qui correspond à l'état stationnaire du modèle. On notera $d(r, U)$ cette distance[30].

Le modèle possède alors un résultat d'inefficacité moyenne de la politique monétaire. La monnaie n'est pas neutre si la distance $d(r_t, U)$ est positive, mais l'effet attendu d'un choc monétaire est nul en l'absence d'information concernant la distribution des prix dans l'économie. La vitesse de convergence vers l'état stationnaire est une fonction décroissante de la fréquence de "grands" chocs macroéconomiques –*i.e.* des variations discrètes de l'offre de monnaie – qui ont tendance à regrouper les firmes, et donc à accroître la distance $d(r_t, U)$.

5.2.3.3 L'absence d'état stationnaire lorsque la monnaie n'est plus monotone

Nous relâchons l'hypothèse H_1 de monotonie du processus suivi par la monnaie. Cette hypothèse nous avait permis de ne considérer que des politiques de prix (s, S) à une seule borne comme politique optimale. L'hypothèse sur le processus suivi par la monnaie est désormais :

— H_1 : la monnaie suit un mouvement brownien[31] de dérive positive ($\mu > 0$).

Sous H_1 , nous pouvons approcher la politique optimale de prix par une règle (s, S) double, que nous noterons[32] (s, S, Π), avec un pivot $\Pi < 0$ si $\mu > 0$. Lorsque l'écart au prix optimal sans coûts de catalogues $z_i(t)$ atteint sa borne inférieure s ou sa borne supérieure S, l'entreprise le ramène au prix pivot Π.

---

30. Formellement, la distance entre l'économie (caractérisée par une distribution r_t) et la variable aléatoire uniforme sur le segment $[0, 1]$ U est donnée par :

$$d(r_t, U) = \text{Sup}_A |\Pr\{z_t \in A\} - \Pr\{U \in A\}|$$

où le supremum est pris sur tous les ensembles borelliens A sur l'intervalle unité.

31. On rappelle que $X(t)$ est un mouvement brownien si (i) $X(0) = 0$, (ii) $X(t)$, $t > 0$, s'incrémente de chocs stationnaires et indépendants dans le temps, (iii) si, pour $t > 0$, $X(t)$ suit une loi normale $\mathcal{N}(0, c^2 t)$. Un mouvement brownien correspond à une marche aléatoire dont on fait tendre la période et l'incrément vers o.

32. Pour faire le lien avec les résultats du chapitre précédent, notons que la règle générale (s, S, h, H) est ici dégénérée : la symétrie des coûts d'ajustement à la hausse et à la baisse implique $S = h = \Pi$. En changeant de notation (H devient S), la règle optimale est (s, S, Π).

En suivant Tsiddon [1988a], nous pouvons dériver la distribution de long terme avec une telle politique (s, S, Π). Les hypothèses du modèle sont donc

- H_1 : la monnaie suit un mouvement brownien symétrique de dérive positive ($\mu > 0$),
- H_2 (*inchangée*) : les effets de substitution et d'encaisses réelles se compensent dans la fonction de prix ($\alpha = 1$),
- H_3 : aucune hypothèse sur la distribution initiale des $z_i(0)$. Les $z_i(0)$ sont les réalisations d'une variable aléatoire $z(0)$ qui admet une densité sur le support $[s, S]$,
- H_4 : les entreprises sont symétriques dans leur coût de catalogue ($\beta_i = \beta \; \forall i$). Elles perçoivent des chocs indépendamment et identiquement distribués[33] $\varepsilon_i(t)$.

Sous ces hypothèses, toutes les entreprises suivent la même règle (s, S, Π). En notant $h_t(\cdot)$ la distribution des $z_i(t)$ en t, Tsiddon démontre le résultat :

$$\forall t, \int_0^1 z_i(t) h_t(z_i(t)) di = 0$$

et donc

$$E(y(t)) = y(0)$$

Nous avons donc un résultat de neutralité beaucoup plus faible. La monnaie, malgré une dérive $\mu > 0$, n'a pas d'effet systématique sur le produit. Cependant, l'inexistence d'une distribution stationnaire de long terme ne permet pas la convergence vers un état où les fluctuations du produit sont nulles. En effet, la forme de la politique (s, S, Π) implique que chaque entreprise passe en moyenne plus de temps autour du point pivot que dans toute autre région de son intervalle d'écart au prix optimal. Si toutes les entreprises ont le même comportement, la distribution des $z_i(t)$ possèdera une zone d'accumulation autour de Π[34] . La distribution des $z_i(t)$ aura ainsi une forme triangulaire[35] (figure 5.11). Si toutes les firmes enregistrent le même choc monétaire, le niveau général des prix ne va pas s'ajuster complètement puisque les firmes qui réajusterons leur prix nominal s'arrêteront à Π (alors qu'elles allaient jusqu'à S avec une règle (s, S) simple).

C'est donc bien l'existence d'un processus monétaire non monotone qui brise la convergence vers une distribution uniforme de la variable d'état et qui affaiblit le résultat de neutralité. Remarquons bien cependant qu'il reste un élément de neutralité puisque même avec une dérive μ positive, la monnaie est neutre en moyenne. Lorsque μ augmente, les périodes de baisse de $m(t)$ deviennent de plus en plus improbables et la règle (s, S, Π) devient de facto une règle (s, Π) à une seule borne. La distribution des $z_i(t)$ s'écrase sur l'intervalle $[s, \Pi]$ et tend

33. Dans le modèle de Tsiddon, les entreprises reçoivent dans la fonction de demande qui leur est adressée une part aléatoire des encaisses nominales à chaque période.

34. Plus précisément, les $z_i(t)$ s'accumuleront plus *au-dessus* du pivot Π dans la mesure où la monnaie possède une dérive positive μ.

35. Voir Blanchard and Fischer [1989] chapitre IX.

vers une distribution uniforme (figure 5.12). Alors, la propriété forte de neutralité de Caplin et Spulber se vérifie dans le modèle.

Ainsi, malgré la présence de coûts fixes d'ajustement des prix, le modèle sera d'autant plus proche d'un modèle neutre que la croissance de la monnaie sera forte.

FIGURE 5.11 : Distribution stationnaire dans le modèle de Tsiddon [1988a]

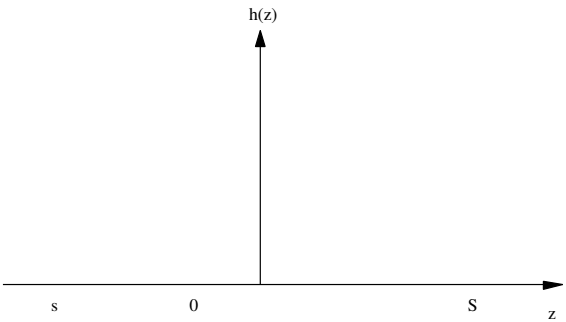
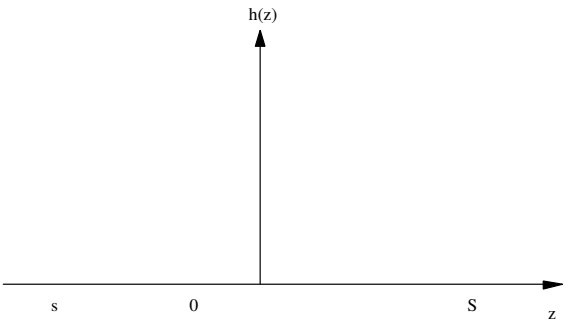


FIGURE 5.12 : Distribution stationnaire limite lorsque μ est grand dans le modèle de Tsiddon [1988a]



5.2.4 Une résolution explicite du modèle d'équilibre général avec coûts de catalogues lorsque la monnaie n'est plus monotone

Si le modèle précédent permet de dégager un résultat général de neutralité faible, il ne permet pas de déterminer précisément l'évolution du produit. Pour y remédier, Caplin and Leahy [1989] envisagent avec une caractérisation plus particulière du processus suivi par la monnaie.

5.2.4.1 Propriétés de l'état stationnaire

Les quatres hypothèses fondamentales du modèle sont ici

- H_1 : la monnaie suit un mouvement brownien de dérive nulle. $m(0)$ est tirée aléatoirement dans l'intervalle $[-S/2, S/2]$,
- H_2 (*inchangée*) : les effets de substitution et d'encaisses réelles se compensent dans la fonction de prix ($\alpha = 1$),
- H_3 : les prix nominaux initiaux $p_i(0)$ sont distribués uniformément sur un intervalle $[-S/2, S/2]$, comme réalisations d'une variable aléatoire $p(0)$ suivant une loi uniforme sur ce même intervalle,
- H_4 : $\beta_i = \beta \; \forall i$ et $\varepsilon_i(t) = 0 \; \forall i$ et $\forall t$.

Sous l'hypothèse H_1 , une approximation de la règle optimale de prix sera une règle (s, S) double, soit (s, S, Π) avec un pivot $\Pi = 0$ puisque la monnaie est de dérive nulle, et $s = -S$ puisque le mouvement brownien est symétrique. Nous noterons donc cette règle $(-S, S, 0)$. En notant $z_i(t)$ l'écart au prix optimal de l'entreprise i,

$$z_i(t) = p_i(t) - m(t)$$

$z_i(t)$ prendra ses valeurs dans l'intervalle $[-S, S]$.

Sous H_1 et H_3, nous avons la distribution initiale des $z_i(0)$ pour $i \in [0, 1]$

$$z_i(0) = (i - 1/2)S - m(0)$$

Les écart initiaux $z(0)$ sont uniformément distribués dans un intervalle de longueur S [36] placé aléatoirement dans un intervalle de longueur $2S$, $[-S, S]$. Cette distribution initiale sera celle qui émergera à l'état stationnaire.

A chaque instant, le niveau du produit est donné par

$$y(t) = m(t) - p(t) = m(t) - \int_0^1 p_i(t)di$$

$$\iff$$

$$y(t) = m(t) - \int_0^1 (z_i(t) + m(t))di$$

$$\iff$$

$$y(t) = -\int_0^1 z_i(t) = -q(t) \tag{5.39}$$

36. Intervalle que nous appellerons par la suite intervalle de prix.

La connaissance du processus suivi par la moyenne des écarts z suffit dans ce modèle à déterminer celui de $y(t)$.

Tant que la borne supérieure (respectivement inférieure) de l'intervalle de prix n'a pas atteint le bord supérieur S (respectivement le bord inférieur $-S$), aucune entreprise ne modifie son prix nominal (puisque $z_i(t)$ n'a pas atteint $-S$ ou S) et $m(t)$ se répercute entièrement sur le produit. Lorsque la borne supérieure (respectivement inférieure) de l'intervalle de prix atteint le bord supérieur S (respectivement le bord inférieur $-S$), alors le modèle se comporte comme un modèle $(0, S)$ (respectivement $(-S, 0)$) si un nouveau choc monétaire positif (respectivement négatif) arrive. L'entreprise dont l'écart z est le plus haut (égal à S) (respectivement le plus bas (égal à $-S$)) le ramène à 0 (respectivement 0) et toutes les autres augmentent (respectivement réduisent) leur prix de $dm(t)/dt$ (respectivement de $-dm(t)/dt$). Alors, le choc $dm(t)/dt$ est bien un choc neutre.

Cette propriété est liée au fait que, bien que le modèle soit (s, S, Π), toutes les entreprises sont toujours du même coté par rapport au pivot lorsqu'elles modifient leur prix nominal. Il n'y a donc jamais de regroupement autour du pivot et la distribution ne tend pas vers une distribution triangulaire, distribution dont nous savons qu'elle ne possède pas la propriété d'invariance[37] dans le temps.

Formellement, nous devons montrer que les $z_i(t)$ restent dans uniformément distribués sur un intervalle de longueur S inclus dans $[-S, S]$.

$$z_i(t) = [m(t) - p_i(t)] \ mod(S)$$

or

$$p_i(t) = p_i(0) + k_i(t)S$$

avec $k_i(t) \in Z$, d'où

$$z_i(t) \ mod(S) = [m(t) - p_i(0)] \ mod(S) \tag{5.40}$$

Les $p_i(0) \ mod(S)$ étant distribués uniformément, l'équation (5.40) implique que les $z_i(t) \ mod(S)$ sont distribués uniformément sur un support inclus dans l'intervalle $[-S, S]$. Il ne reste plus qu'à montrer que l'écart entre $z_i(t)$ et $z_j(t)$ n'est jamais supérieur à S pour démontrer l'uniformité de la distribution des prix réels sur un intervalle de longueur S plongé dans [-S,S].

Les conditions initiales et la règle $(-S, S, 0)$ nous assurent que

$$|z_i(t) - z_j(t)| \leq S \tag{5.41}$$

pour $t = 0, \forall i$ et $\forall j$ et

$$\begin{array}{rcl} |z_i(t)| & \leq & S \\ |z_j(t)| & \leq & S \end{array}$$

Cet écart ne se modifie pas tant qu'aucune des deux entreprises ne modifie son prix réel. Lorsque la première des deux (par exemple l'entreprise i) modifie

37. Au sens de reproduction à l'identique.

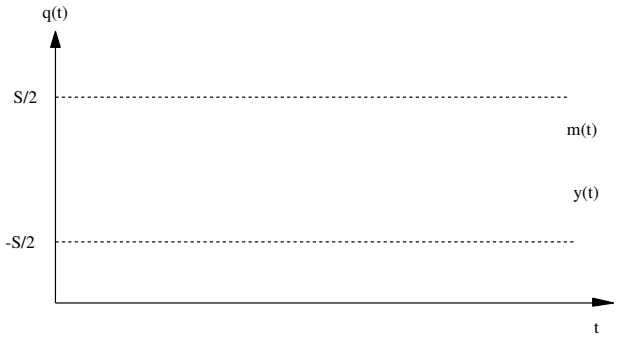
son prix réel (en t_i, elle le ramène à 0), l'équation (5.41) implique

$$|z_i(t_i) - z_j(t_i)| = |0 - z_j(t_i)| \leq S$$

Ce qui démontre l'invariance de la distribution initiale des $z_i(t)$.

Dans ce modèle, le produit suit donc un mouvement brownien *régulé* en $-S/2$ et $S/2$ (figure 5.13).

FIGURE 5.13 : Trajectoire du produit comme un mouvement brownien régulé



Nous retrouvons un modèle à deux régimes (dont Caplin et Leahy soulignent l'analogie formelle avec l'hypothèse de *L renversé* et les régimes de sous-emploi et de plein-emploi de l'analyse keynésienne traditionnelle), un régime de pure inflation (ou déflation) et un régime de pleine efficacité de la politique monétaire. Caplin et Spulber démontrent dans ce modèle les trois résultats suivants :

1. $E_t(y(t)) = 0$,
2. $\rho(y(t), \Delta m(t)) > 0$,
3. $\rho(y(t), \Delta p(t)) > 0$.

où $\rho(x, y)$ est le coefficient de corrélation entre x et y et où $\Delta m(t) = m(t) - m(\tau), \forall \tau < t$.

Même si le modèle est neutre en moyenne (1), la politique monétaire est efficace à court terme (2) et permet d'arbitrer entre l'inflation et le produit, la "courbe de Phillips" empirique possédant une pente positive (3). Notons enfin que si le modèle est neutre à long terme, ce n'est pas, comme dans les modèles de *staggered contracts*, parce que l'effet d'un choc nominal s'amortit totalement avec le temps . Ici, les effets des chocs nominaux sont permanents, et c'est le niveau cumulé de ces chocs qui détermine de façon discontinue le produit.

5.2.4.2 Convergence vers l'état stationnaire

Nous supprimons l'hypothèse H_3 pour adopter une distribution (non dégénérée) quelconque des $z_i(0)$. Parallèlement, nous réintroduisons des chocs individuels dans H_4.

— $H_4 : \beta_i = \beta \; \forall i$ et $\varepsilon_i(t)$ est un choc individuel.

Si la distribution initiale des $z_i(0)$ est quelconque, la règle $(-S, S, 0)$ va avoir tendance à regrouper les prix réels autour du pivot $\Pi = 0$. En revanche, nous avons déjà noté dans le modèle de Caballero et Engel que la présence de chocs individuels étalait les prix réels sur l'ensemble de l'intervalle d'inaction, ici $[-S, S]$. Il existe ainsi deux effets opposés sur la distribution des $z_i(t)$. Caplin et Leahy montrent cependant que pour une variance suffisamment faible des chocs individuels, la distribution des $z_i(t)$ converge avec le temps vers une distribution aussi proche que l'on veut d'une distribution uniforme de support de longueur S. Ainsi, si les chocs individuels ne sont pas trop importants, il existe une date τ à partir de laquelle le modèle se comportera comme à l'état stationnaire décrit dans le paragraphe précédent. Notons que les conditions de convergence sont qualitativement différentes de celles de Caballero et Engel. Dans le cas où les coûts de catalogues sont les mêmes pour toutes les firmes, Caballero et Engel montrent en effet que les chocs individuels doivent être non stationnaires pour assurer la convergence. Pour Caplin et Leahy, il est au contraire nécessaire que la variance des chocs individuels soit suffisamment faible : l'effet d'étalement engendré par les chocs individuels ne doit pas répartir uniformément les firmes sur $[-S, S]$, mais seulement sur un intervalle de longueur S inclus dans le précédent.

5.2.5 Existence, unicité de l'état stationnaire et complémentarités stratégiques

5.2.5.1 Existence et unicité de l'état stationnaire

Nous avons jusqu'à présent supposé que les effets d'encaisses réelles et de substitution s'annulaient, de façon à ne retenir qu'une variable d'état, $m(t)$, dans la fonction de prix des agents. Cette hypothèse ne permettait pas seulement une plus grande facilité calculatoire, mais interdisait toute éventuelle occurrence d'équilibres multiples. Cette multiplicité ne peut plus être exclue si le niveau général des prix endogène $p(t)$ est désormais anticipé par les agents.

Nous levons donc l'hypothèse H_2, $\alpha = 1$, dans l'équation de prix et reprenons pour le reste la spécification simple de Caplin and Spulber [1987][38]. Les hypothèses du modèle sont donc :

— $H_1 : m(t)$ monotone croissant, $m(0) = 0$,

— H_2 : les effets de substitution et d'encaisses réelles ne se compensent pas dans la fonction de prix ($\alpha \neq 1$),

38. Les mêmes résultats peuvent être obtenus dans un modèle avec hétérogénéité des firmes.

— H_3 : les $p_i(0)$ sont les réalisations d'une variable aléatoire $p(0)$ suivant une loi uniforme sur $[s, S]$,
— $H_4 : \beta_i = \beta \; \forall i$ et $\varepsilon_i(t) = 0 \; \forall i$ et $\forall t$.

Le niveau du prix optimal sans coûts de catalogues est donné par

$$p_i^\star(t) = \alpha(m(t) - p(t)) + p(t) + \varepsilon_i(t) \tag{5.42}$$

En posant

$$p_i(t) = p_i^\star(t) + z_i(t)$$

et en intégrant (5.42) sur i, on obtient l'équation déterminant le niveau général des prix

$$p(t) = m(t) + 1/\alpha \int_0^1 z_i(t)di$$

Nous déduisons alors simplement la forme réduite du modèle de comportement de prix

$$z_i(t) = S - [S + p_i^\star(t) - p_i(0)] \; mod(\sigma)$$

et en remplaçant $p_i(t)$ par son expression

$$z_i(t) = S - \left[S + \alpha\mu(t) + \varepsilon_i(t) + \omega \int_0^1 z_u(t)du - z_i(0)\right] \; mod(\sigma) \tag{5.43}$$

où $\mu(t)$ est le reste de la division euclidienne de $m(t)$ par σ et

$$\omega = \frac{1-\alpha}{\alpha}$$

Dans le cas où $\alpha = 1$ et $\varepsilon_i(t) = 0 \; \forall i$ et $\forall t$, nous retrouvons le modèle de Caplin et Spulber :

$$z_i(t) = S - [S + \mu(t) - z_i(0)] \; mod(\sigma)$$

Dans le cas où $\alpha \neq 1$, le comportement de l'entreprise i dépend stratégiquement du comportement de toutes les autres firmes.

Le coefficient ω est du même signe que le coefficient du niveau général des prix dans l'évolution du prix cible $p_i^\star$ (équation (5.42)). Lorsque ω est positif, le prix cible dépend positivement du niveau général des prix. Ainsi, si les entreprises sont en moyenne au-dessous de leur niveau optimal sans coûts de catalogues[39], $z_i(t)$ est plutôt élevé et l'entreprise i est ainsi intérêt à se rapprocher de la situation moyenne en réduisant son écart $z_i(t)$. Lorsque les entreprises sont en moyenne au-dessus de leur prix optimal, l'entreprise i a également intérêt à accroître son écart. Ainsi, $\omega > 0$ correspond à un cas de *complémentarités stratégiques* où chacun a intérêt à suivre le comportement des autres.

A l'opposé, $\omega < 0$ correspondra à un cas de *substituabilités stratégiques* où chacun a intérêt à se distinguer des autres. Conformément aux analyses du

39. Ce qui correspond à $\int_0^1 z_u(t)du < 0$.

chapitre précédent, c'est dans le cas de complémentarités stratégiques que peuvent coexister plusieurs équilibres.

Soit $\{z\}_{i=0}^{1}$ la solution du modèle , il existe une constante réelle c telle que

$$c = \int_0^1 z_u(t)du$$

et en remplaçant dans (5.43)

$$z_i(t) = S - [S + \alpha\mu(t) + \varepsilon_i(t) + \omega c - z_i(0)] \; mod(\sigma) \qquad (5.44)$$

En sommant les équations (5.43) sur i et en posant

$$\lambda_i(t) = S + \alpha\mu(t) + \varepsilon_i(t) - z_i(0)$$

nous obtenons

$$S - c = \int_0^1 [\lambda_i(t) + \omega c] \; mod(\sigma)di \qquad (5.45)$$

$\Longleftrightarrow$

$$F(c) = G_t(c)$$

Résoudre le système d'équations[40] (5.43) est équivalent à résoudre l'équation (5.45), puis à remplacer c par sa valeur d'équilibre dans les équations (5.43). $G_t(c)$ est une fonction périodique, de période $\frac{\sigma}{|\omega|}$. Nous avons remarqué lors de la résolution de ce modèle que le produit y était toujours borné supérieurement et inférieurement. Pour les mêmes raisons, c va prendre ses valeurs entre un minimum c_m et un maximum c_M . Alors, F et G prendront leurs valeurs sur l'intervalle $[S - c_M , S - c_m]$. Si $\lambda_i(t) = \lambda(t) \; \forall i$ (cas ou toutes les entreprises sont concentrées en un seul point ou cas de *bunching*), la fonction $G_t(c)$ sera discontinue et il est possible qu'elle ne coupe pas la fonction $F(c)$ (figure 5.14). Dans un tel cas, le modèle n'admet pas d'équilibre.

Si $\lambda_i(t)$ admet une densité, G sera continue et le modèle va admettre au moins un équilibre (i.e. G coupera au moins une fois F). Il est cependant possible que l'intersection se produise plus d'une fois (figure 5.15) et qu'il existe ainsi plusieurs équilibres.

En utilisant le théorème de la valeur intermédiaire, nous dérivons aisément une condition classique d'unicité de l'équilibre :

$$Sup_c|G'(c)| < 1$$

Caballero et Engel montrent que cette condition est équivalente à la condition

$$\omega R(z(t), U(t)) < 1$$

où $R(z, U) = Sup|f(z_i(t) - 1|$, $f(\cdot)$ étant la densité de la distribution des $z_i(t)$. $R(z, U)$ représente la plus grande erreur relative commise en approchant la distribution des $z_i(t)$ par une distribution uniforme[41].

40. A chaque i correspond une équation (5.43).

41. Cette mesure $R(z, U)$ donne la même information que la distance $d(z, U)$.

FIGURE 5.14 : Absence d'équilibre dans le modèle

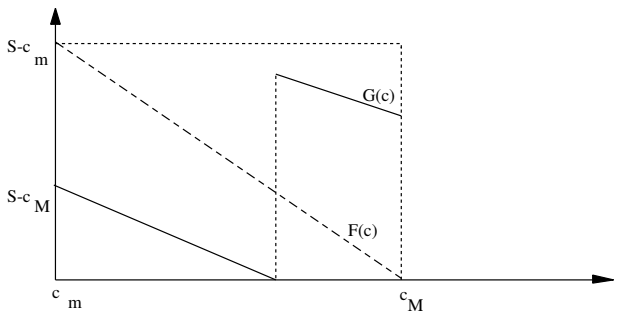
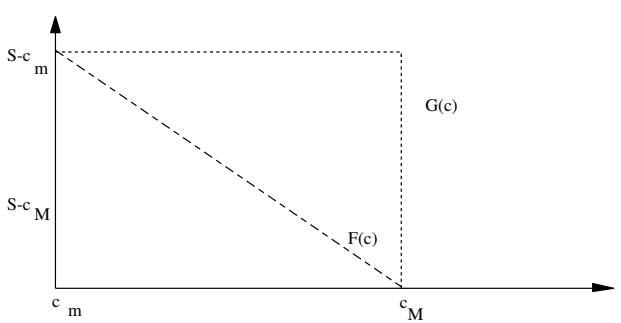


FIGURE 5.15 : Multiplicité d'équilibres dans le modèle



Ainsi, un haut degré de complémentarités stratégiques ($\omega >> 0$) nécessite une distribution proche de l'état stationnaire pour assurer l'unicité de l'équilibre. Le nombre d'équilibres va croître avec le degré de complémentarités stratégiques et la distance de la distribution des $z_i(t)$ à une distribution uniforme.

5.2.5.2 Le rôle des complémentarités stratégiques dans la dynamique du modèle

Si la présence de complémentarités stratégiques est à la source d'une éventuelle multiplicité d'équilibres, elle intervient également dans la dynamique du modèle lorsque la trajectoire d'équilibre est unique. Pour illustrer ce fait, nous nous plaçons dans la spécification de Caplin and Spulber [1987] et nous supposons que la monnaie croit à un taux constant. L'économie est à l'état stationnaire et la distribution des firmes dans leur cycle de prix est uniforme sur le segment $[0, 1]$. Nous considérons un choc permanent à la période t_0 qui double le taux de croissance de la masse monétaire. En suivant les résultats de Sheshinski and Weiss [1977], ce choc aura comme effet de doubler la distance $S - s$ pour toutes les firmes. La largeur de cette bande après le choc est notée σ. Les positions des firmes dans leur cycle de prix sont désormais uniformément distribuées sur l'intervalle $[1/4, 3/4]$, intervalle inclut dans $[0, 1]$. Nous examinons la dynamique de cette économie dans le cas d'absence de complémentarités stratégiques ($\alpha = 1$) et dans le cas avec complémentarités stratégiques et unicité de l'état stationnaire ($0 < \omega < 1$, soit $1/2 < \alpha < 1$).

Dynamique sans complémentarités stratégiques Lorsque $\alpha = 1$, le prix optimal de chaque firme croît dans un rapport un pour un avec la masse monétaire, puisque les effets d'encaisses réelles et de substitution se compensent. Le comportement du modèle est dans un premier temps proche de celui de Caplin and Leahy [1989]. Tant que la masse monétaire n'a pas atteint $m(t_1) = m(t_0) + \sigma/4$, aucune firme n'a atteint la borne s et aucune n'a modifié son prix. Les encaisses réelles et le produit augmentent donc au taux de la masse monétaire entre t_0 et t_1. Lorsque les firmes commencent à ajuster leur prix, l'effet de la hausse des prix nominaux de ces firmes fait plus que compenser la rigidité des autres prix, puisque la distribution n'est pas uniforme sur l'intervalle unité. Le niveau général des prix croît à un taux deux fois supérieur à celui de la masse monétaire. Les encaisses réelles et le produit décroissent donc au taux de croissance de la masse monétaire. Lorsque toutes les firmes ont réajusté leur prix une fois ($m(t_2) = m(t_0) + 3/4\sigma$), la distribution des firmes dans leur cycle de prix est uniforme sur $[0,1/2]$. Le produit augmente alors au taux de la masse monétaire jusqu'à ce que $m(t_3) = m(t_0) + 5/4\sigma$.

Sans chocs individuels pour faire converger le modèle vers son état stationnaire, le produit oscillera indéfiniment, avec des phases d'expansion au taux de la masse monétaire et des phases de récession à un taux opposé. En notant $T_E(\omega)$ la proportion du temps passé dans une phase d'expansion lorsque le degré de

complémentarités stratégiques est ω et $T_R(\omega) = 1 - T_E(\omega)$ la proportion du temps passé dans une phase de récession, nous avons dans ce modèle[42] $T_E(0) = T_E(0) = 1/2$.

Dynamique avec complémentarités stratégiques Nous supposons désormais que le modèle possède des complémentarités stratégiques et une seul équilibre ($0 < \omega < 1$), soit d'après la relation $\omega = \frac{1-\alpha}{\alpha}, 1/2 < \alpha < 1$.

Tant que la monnaie n'a pas atteint le niveau $m(t_0) + \sigma/4$, le modèle se comporte identiquement au modèle sans complémentarités stratégiques, et le produit croît au taux de la masse monétaire. On rappelle que la cible de la firme est donnée par son prix optimal sans coûts de catalogues, soit :

$$p_i^\star(t) = \alpha m(t) + (1-\alpha)p(t)$$

La cible de prix est ainsi une combinaison linéaire convexe de la masse monétaire et du niveau général des prix. Plus les complémentarités stratégiques sont grandes, plus α est faible et moins le prix cible individuel est sensible à l'évolution de la masse monétaire. Ainsi, pendant la période allant de t_0 à t_1, la cible de la firme croît moins vite que dans le modèle où $\alpha = 1$, et l'écart à cette cible se rapproche donc moins vite de s. A la date t_1, aucune firme n'aura encore atteint sa borne s, et le produit augmentera donc toujours au taux de la masse monétaire jusqu'à la date t_1' ; date à laquelle la première firme atteindra la borne s. Les firmes qui ajustent leur prix vont alors avoir un effet disproportionné sur la cible de celles qui n'ont pas ajusté, et le temps écoulé jusqu'à l'ajustement de la dernière firme (date t_2') sera plus court. Nous aurons ainsi $t_2' - t_1' < t_2 - t_1$ –*i.e.* la période de récession où le produit décroît à un taux supérieur en valeur absolue à celui de la masse monétaire sera plus courte. A partir de la date t_2', le produit entrera dans une phase d'expansion plus longue que dans le modèle sans complémentarités stratégiques. L'économie présente alors un cycle asymétrique, les périodes d'expansion étant plus longue et de taux de croissance plus faible en valeur absolue que les périodes de récession.

En définissant le degré d'asymétrie du cycle comme la différence $T_E(\omega) - T_R(\omega)$, Caballero and Engel [1991b] démontrent la relation :

$$T_E(\omega) - T_R(\omega) = T_E(0) - T_R(0) + \omega d(r_t, U)$$

Ainsi, le degré d'asymétrie est une fonction croissante du degré de complémentarités stratégiques et de la distance de l'économie à l'état stationnaire uniforme où la monnaie est neutre. Nous représentons sur la figure 5.16 le profil du produit pour l'économie décrite dans cette section et pour ω nul ou positif.

En présence de chocs individuels non stationnaires, l'économie connait des oscillations amorties et converge vers un état stationnaire où la monnaie est neutre. Comme l'indique la figure 5.17, les oscillations sont symétriques si le degré de complémentarités stratégiques est nul, et asymétriques si celui-ci est positif.

42. Notons que dans le modèle de Caplin et Spulber, $T_E(0) = T_E(0) = 0$.

FIGURE 5.16 : Cycles du produit selon le degré de complémentarités stratégiques

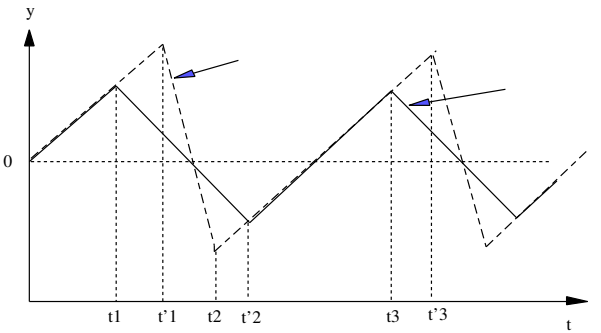


FIGURE 5.17 : Cycles du produit selon le degré de complémentarités stratégiques et en présence de chocs individuels non stationnaires



5.3 Un modèle en information imparfaite

Cette section développe un modèle dynamique de concurrence monopolistique avec coûts de catalogues à la Caplin and Spulber [1987] et Caballero and Engel [1991a]. Nous avons rappelé dans la section précédente qu'un tel modèle ne permettait pas de rendre compte d'une non neutralité systématique et durable de la monnaie. Nous nous proposons ici d'enrichir la structure informationnelle du modèle en introduisant une information imparfaite ainsi que des comportements rationnels d'anticipation des variables agrégées : les entreprises discriminant mal chocs réels locaux et chocs monétaires agrégés dans leur comportement de fixation des prix nominaux. Ce modèle constitue une alternative en concurrence imparfaite au modèle de Lucas [1973][43]. Le résultat du modèle est que l'imperfection de l'information implique une non neutralité de la monnaie, même à l'état stationnaire de Caplin et Spulber avec distribution uniforme des entreprises sur l'intervalle de prix. Cette non neutralité est liée à l'abandon de l'hypothèse de compensation des effets d'encaisses réelles et de prix relatifs dans l'équation de prix optimal. Lorsque le modèle possède des complémentarités stratégiques, un choc monétaire à un effet positif sur le produit. Cependant, cette non neutralité de la monnaie est similaire à l'effet traditionnel des modèles d'information imparfaite à anticipations rationnelles, effet que l'hypothèse de *menu cost* n'accentue pas. Si l'information redevient parfaite, le modèle retrouve une propriété de neutralité.

5.3.1 Le modèle

Nous reprenons le modèle de concurrence monopolistique log-linéaire de la section précédente. Le modèle comporte un continuum d'entreprises de mesure 1, chaque entreprise étant indicée par i, $i \in [0, 1]$. Les variables sont notées en logarithme des niveaux. Il comporte :

1. Une équation de demande agrégée

$$y(t) = m(t) - p(t) \tag{5.46}$$

où $y(t)$ est le produit réel, $p(t) = \int_0^1 p_i(t)\ di$ le niveau général des prix et $m(t)$ la masse monétaire,

2. une équation de détermination du prix optimal sans coûts de catalogues,

$$p_i^\star(t) = \alpha(m(t) - p(t)) + p(t) + \sigma_l W_i(t) \tag{5.47}$$

où $W_i(t)$ est un processus de Wiener représentant des chocs réels spécifiques à l'entreprise i. Nous n'imposons pas ici la contrainte $\alpha = 1$[44] et traitons explicitement les deux variables d'état $m(t)$ et $p(t)$,

43. Nous montrons brièvement dans l'annexe 5.5.4 l'analogie avec le modèle de Lucas.

44. $\alpha = 1$ correspond à une compensation des effets de substitution et d'encaisse réelles dans la fonction de meilleure réponse en prix de la firme i.

3. un processus d'évolution de la monnaie,

$$m(t) = gt + \sigma_m W_m(t) \tag{5.48}$$

où $g > 0$. La monnaie suit ainsi un mouvement brownien de dérive positive. Nous supposons que le trend l'emporte sur la variance (g/σ_m^2 est suffisamment grand[45]), et qu'ainsi une règle (s, S) est une bonne approximation de la règle optimale de fixation de prix,

4. un coût de catalogues β identique pour touts les firmes, payé à chaque changement de prix et qui implique l'existence d'une règle (s, S) dans la détermination de la variable de commande.

5.3.2 La structure de l'information

Si l'on définit la variable $z_i(t)$ comme l'écart du prix nominal effectif au prix optimal sans coûts de catalogues,

$$z_i(t) = p_i(t) - p_i^\star(t) \tag{5.49}$$

$z_i(t)$ est ainsi la variable que la firme contrôle selon une règle (s, S) dans les modèles à information parfaite. Par exemple, le modèle de Caplin and Spulber [1987] correspond au cas $\alpha = 1$ et $\sigma_l = 0$ et dans ce cas,

$$z_i(t) = -gt - \sigma_m W_m(t) + z_i(0)$$

Nous nous affranchissons dans notre modèle de l'hypothèse $\alpha = 1$ et devrons donc traiter explicitement l'anticipation du niveau général des prix courant par la firme i. Connaissant le processus suivi par la monnaie (équation (5.48)) et l'équation de prix (5.47), la variable d'écart s'écrit :

$$z_i(t) = p_i(t) - \alpha gt - (1-\alpha)p(t) - (\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) \tag{5.50}$$

Nous faisons ici l'hypothèse traditionnelle d'inobservabilité des composantes réelles (individuelles) et monétaires (agrégées) du choc sur le niveau de la demande $(\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t))$ perçu par chaque firme. Dès lors, la firme i forme une anticipation rationnelle de $p_i^\star(t)$ conditionnellement à l'information disponible sur "l'île" i (*i.e.* le choc composite actuel et les valeurs passées de toutes les variables) et modifie son prix nominal lorsque l'espérance de $z_i(t)$ atteint la borne supérieure de l'intervalle $[s, S]$. En posant

$$\widehat{z}_i(t) = E\left[z_i(t) \mid_i\right]$$

l'équation (5.49) se réécrit alors

$$\widehat{z}_i(t) = p_i(t) - E\left[p_i^\star(t) \mid_i\right] \tag{5.51}$$

45. Plus exactement, la condition est $g/\sigma_{p^\star}^2$ suffisamment grand, où $\sigma_{p^\star}^2$ est la variance de l'innovation du processus suivi par le prix cible. Dans ce modèle, la première condition implique la seconde.

avec

$$E\left[p_i^\star(t)\ |_i\right] = \alpha g t + (1-\alpha) E\left[p(t)\ |_i\right] + (\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) \tag{5.52}$$

Chaque firme connait gt et le choc composite, et modifie éventuellement $p_i(t)$ de façon à ce que $\widehat{z}_i(t)$ demeure dans l'intervalle $[s, S]$ en anticipant rationnellement $p_i^\star(t)$ et $p(t)$.

On suppose enfin que l'information est parfaite en $t = 0$, que $m(0) = 0$, ce qui implique

$$\widehat{z}_i(0) = z_i(0) = p_i(0)$$

et que les $z_i(0)$ sont distribués uniformément sur l'intervalle $[s, S]$. Sous ces hypothèses et en notant $\sigma = S - s$, l'équation d'évolution de $\widehat{z}_i(t)$ est donnée par

$$\begin{aligned} \widehat{z}_i(t) &= S - [S + \alpha g t + (1-\alpha) E\left[p(t)\ |_i\right] \\ &+ (\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) - z_i(0)] \bmod(\sigma) \end{aligned}$$

La résolution du modèle nécessite à ce stade la détermination de l'anticipation rationnelle $E\left[p(t)\ |_i\right]$.

5.3.3 Détermination de $E\left[p(t)\ |_i\right]$

En réécrivant l'équation (5.51) et en sommant sur i[46], il vient

$$\begin{aligned} p(t) &= \alpha m(t) + (1-\alpha) \int_0^1 E\left[p(t)\ |_i\right]\ di \\ &+ \int_0^1 \widehat{z}_i(t)\ di \end{aligned} \tag{5.53}$$

soit en utilisant (5.53)

$$\begin{aligned} p(t) &= \alpha m(t) + (1-\alpha) \int_0^1 E\left[p(t)\ |_i\right]\ di + S \\ &- \int_0^1 [S + \alpha g t + (1-\alpha) E\left[p(t)\ |_i\right] \\ &\quad + (\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) - z_i(0)] \bmod(\sigma)\ di \end{aligned} \tag{5.54}$$

Nous déterminons cette anticipation par la méthode des coefficients indéterminés. L'entreprise i forme une anticipation de la forme

$$E\left[p(t)\ |_i\right] = Agt + B(\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) + C \tag{5.55}$$

où A, B et C sont des constantes réelles à déterminer et où nous sortons arbitrairement gt de la constante par souci de clarté dans l'exposé.

46. On a supposé qu'il existe un grand nombre de firmes dans l'économie, ce qui implique $\int_0^1 dW_i(t)\ di = 0$.

En remplaçant dans (5.54) $E\left[p(t)\ |_i\right]$ par sa valeur dans (5.55), il vient

$$p(t) = (\alpha + (1-\alpha)A)gt + (1 + (1-\alpha)B)\alpha\sigma_m W_m(t) + (1-\alpha)C + S - \int_0^1 [x_i(t) - z_i(0)] \bmod(\sigma)\ di \qquad (5.56)$$

avec

$$x_i(t) = (\alpha + (1-\alpha)A)gt + (1 + (1-\alpha)B)(\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) + (1-\alpha)C + S$$

Cette équation est résolue en utilisant la propriété suivante, démontrée par Caballero and Engel [1991b]

Propriété : Si $z(0)$ est une variable aléatoire uniformément distribuée sur $[s, S]$ et indépendante de la variable aléatoire $x(t)$, alors $[z(0) + x(t)]\ mod(\sigma)$ est distribuée uniformément sur $[0, \sigma]$, avec $\sigma = S - s$.

L'équation (5.56) se réécrit alors

$$p(t) = (\alpha + (1-\alpha)A)gt + (1 + (1-\alpha)B)\alpha\sigma_m W_m(t) + (1-\alpha)C + \frac{S+s}{2} \qquad (5.57)$$

et en prenant l'espérance conditionnelle de (5.57)

$$E\left[p(t)\ |_i\right] = (\alpha + (1-\alpha)A)gt + (1 + (1-\alpha)B)\alpha E\left[\sigma_m W_m(t)\ |_i\right] + (1-\alpha)C + \frac{S+s}{2} \qquad (5.58)$$

$\sigma_m W_m(u)$ et $\sigma_l W_i(u)$ sont connus pour $u < t$. Leurs incréments étant *iid* et de variances respectives σ_m^2 et σ_l^2, nous pouvons déterminer l'espérance de $\sigma_m^2 W_m(t)$ conditionnellement à l'information possédée par la firme i :

$$E\left[\sigma_m W_m(t)\ |_i\right] = \frac{1}{\alpha}\frac{\alpha^2\sigma_m^2}{\alpha^2\sigma_m^2 + \sigma_l^2}(\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) \qquad (5.59)$$
$$= \gamma\sigma_m W_m(t) + \frac{\gamma}{\alpha}\sigma_l W_i(t)$$

avec

$$\gamma = \frac{\alpha^2\sigma_m^2}{\alpha^2\sigma_m^2 + \sigma_l^2}$$

Nous pouvons alors réécrire (5.58) en utilisant (5.60)

$$E\left[p(t)\ |_i\right] = (\alpha + (1-\alpha)A)gt + (1 + (1-\alpha)B)\gamma(\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) + (1-\alpha)C + \frac{S+s}{2} \qquad (5.60)$$

En identifiant les coefficients des équations (5.55) et (5.60), on obtient

$$\begin{aligned} A &= 1 \\ B &= \frac{\gamma}{1-(1-\alpha)\gamma} \\ C &= \frac{S+s}{2\alpha} \end{aligned}$$

Nous pouvons maintenant donner l'expression de l'anticipation du niveau général des prix :

$$\begin{aligned} E\left[p(t)\mid_i\right] &= gt + \frac{S+s}{2\alpha} \\ &+ \frac{\gamma}{1-(1-\alpha)\gamma}(\alpha\sigma_m W_m(t) + \sigma_l W_i(t)) \end{aligned} \quad (5.61)$$

5.3.4 Agrégation des règles de prix et dynamique du produit

Nous dérivons le niveau général des prix (formé en agrégeant les règles (s, S) individuelles) en remplaçant dans (5.57) A, B et C par leurs valeurs

$$p(t) = m(t) + \Theta\sigma_m W_m(t) + \frac{S+s}{2\alpha} \quad (5.62)$$

avec

$$\Theta = \frac{\alpha(1-\alpha)\gamma}{1-(1-\alpha)\gamma} - (1-\alpha)$$

d'où l'équation d'évolution du produit

$$y(t) = m(t) - p(t) = -\frac{S+s}{2\alpha} + \Theta\sigma_m W_m(t) \quad (5.63)$$

Notons dès à présent qu'en présence d'information parfaite (par exemple $\sigma_l^2 = 0$), le paramètre Θ s'annule, et le produit possède une variance nulle ($y(t) = y(0) = -\frac{S+s}{2\alpha}\ \forall t$), ce qui correspond au modèle de Caplin and Spulber [1987] lorsque l'hypothèse $\alpha = 1$ est levée. Pour la valeur particulière de α pour laquelle les effets de substitution et d'encaisses réelles se compensent dans la fonction de prix ($\alpha = 1$), nous retrouvons également le résultat du modèle de Caplin and Spulber [1987].

L'équation (5.63) montre que le produit réel ne dépend pas du taux de croissance anticipé de la monnaie g, ce qui correspond au résultat de neutralité du modèle de Caplin et Spulber. Cependant, l'erreur d'anticipation liée à la structure d'information imparfaite provoque une réaction positive du produit à la partie non anticipée de la monnaie. Il est alors intéressant de relier l'effet d'un choc monétaire à la présence de complémentarités stratégiques. Pour une structure stochastique donnée du modèle (γ constant), le paramètre Θ d'influence du

choc monétaire sur le produit est une fonction du degré de complémentarités stratégiques $\omega = \frac{1-\alpha}{\alpha}$ ($\Theta = \Theta(\omega)$). Il est aisé de montrer que

$$\Theta'(\omega) > 0 \quad \text{et} \quad \Theta(0) = 0$$

et que $\Theta(\omega) \in]0, 1]$ lorsque $\omega \in]0, 1]$.

Ainsi, l'absence de complémentarités stratégiques permet de retrouver le résultat de neutralité forte de Caplin et Spulber. En revanche, pour $\omega \in]0, 1]$, l'équilibre de l'économie est unique et $\Theta(\omega) > 0$. Dans ce cas, un choc monétaire aura un effet instantané positif sur le produit, cet effet étant d'autant plus important que le degré de complémentarités stratégiques est grand (et donc Θ est grand).

Alors que Nishimura [1990] montre l'intérêt d'une approche liant information imparfaite et concurrence imparfaite, nous montrons ici que la combinaison de coûts de catalogues en concurrence imparfaite et d'information imparfaite ne permet pas d'obtenir un effet systématique de la monnaie, mais implique néanmoins un effet instantané positif et relativement important du choc monétaire si l'économie possède un degré relativement élevé de complémentarités stratégiques.

5.4 Conclusion

La littérature sur l'équilibre général dynamique avec coûts de catalogues, bien qu'à l'état embryonnaire, enrichit les résultats obtenus dans les modèles statiques que nous avons présenté dans le chapitre précédent. Il convient bien de séparer les résultats de ces modèles entre résultats de court terme et résultats de long terme. A long terme, la présence de *menu costs* ne remet pas en cause la neutralité de la monnaie, mais la politique monétaire peut localement jouer sur le niveau du produit, si les autorités connaissent la distribution des entreprises dans leur cycle de prix. En effet, à la différence des modèles de *staggered contracts* où les chocs nominaux persistent pour un nombre limité de périodes, les chocs nominaux sont ici permanents. Ainsi, à court terme, il est possible de jouer sur la "courbe de Phillips" empirique de ces modèles pour arbitrer entre niveau du produit et inflation. La sensibilité des résultats aux conditions initiales n'est qu'un défaut apparent de ces modèles dans la mesure où l'on peut trouver un état stationnaire vers lequel le modèle converge. Pendant la dynamique transitionnelle, la présence de complémentarités stratégiques joue un rôle important dans la forme des fluctuations du produit.

Enfin, l'enrichissement de la structure informationnelle fait ressortir le rôle des complémentarités stratégiques dans l'existence d'une réponse positive de l'activité à un choc monétaire. Néanmoins, à l'état stationnaire où la distribution des prix est uniforme, les effets des chocs monétaires sont purement transitoires.

Il reste cependant à donner une validation empirique[47] à ces comportements

47. Notons à ce titre les estimations de coûts d'ajustement de prix quadratiques de Roberts [1992] et celles de coûts de catalogues de Carlson [1992], toutes deux sur données

individuels discontinus et à leurs effets macroéconomiques. L'intérêt d'une telle analyse est dès lors la prise en compte d'une hétérogénéité des comportements (ou des positions). Caballero [1990] et Caballero [1991] utilisent ainsi ces effets d'agrégation pour rendre compte du peu de sensibilité de la consommation de biens durables, et Caballero [1992] pour expliquer les paradoxes d'excès de sensibilité de la consommation de biens non durables au revenu passé et de son excès de lissage face aux innovations de revenu, relativement au modèle de revenu permanent développé par Hall [1978].

L'optimalité de règle (s, S) repose cependant sur des hypothèses qu'il est parfois difficile de conserver dans une approche strictement empirique (il est par exemple nécessaire de supposer que les intervalles $[s, S]$ sont constants au cours du temps). Partant de ce constat, Caballero and Engel [1992b] et Caballero and Engel [1992a] proposent un cadre *pseudo-structurel*[48] permettant de conserver l'idée de base des modèles (s, S) : la décision d'ajustement dépend de l'écart du contrôle à sa cible[49].

Caballero et Engel introduisent une fonction de probabilité d'ajustement (*adjustment hazard function*) qui donne à chaque période la probabilité d'un ajustement individuel de prix. En estimant de telles fonctions de probabilité d'ajustement sur données américaines, ces auteurs concluent à la dépendance positive de la probabilité d'ajustement à l'écart entre le prix nominal et sa cible, ce qui confirme les prédictions du modèle (s, S)[50]. L'ensemble des résultats de Caballero et Engel sont d'ailleurs en conformité avec le modèle (s, S). D'une part, les prix américains se révèlent très rigides pour un petit choc, et moins pour un choc plus important : un choc d'un écart-type de l'innovation de la cible provoquera la première année un ajustement de 35% de l'ajustement total, un choc de cinq écart-types un ajustement de 50%. D'autre part, la réponse des prix à un choc sur la cible se révèle asymétrique, d'autant plus fortement que le choc est grand : la réponse à un choc de plus un écart-type est la première année 5% plus grande que celle à un choc de moins un écart-type, 17% plus grande dans le cas de chocs positif et négatif de cinq écart-types.

Ces analyses empiriques préliminaires nous semblent dès lors suffisamment satisfaisantes pour que les implications des modèles examinés dans ce chapitre fassent l'objet d'un effort économétrique de validation, effort qui dépasse cependant le champs que nous avons délimité pour cette thèse.

---

américaines.

48. Caballero and Engel [1992a], page 2.

49. On parle alors de modèles *state-dependant*.

50. Rappelons que dans un modèle à coûts d'ajustement quadratiques, la probabilité d'ajustement est constante, et *indépendante* de l'écart à la cible.

5.5 Annexe au chapitre cinq

5.5.1 Conditions d'optimalité du modèle en temps continu avec inflation non monotone

5.5.1.1 Détermination de l'équation différentielle (5.13)

Pour $i \in \mathcal{I}$, l'équation (5.11) implique :

$$F(z_i) - \mathrm{e}^{-\rho\tau}\left[\pi F(z_{i-1}) + (1-\pi)F(z_{i+1})\right] = f(z_i)\tau$$

<=>

$$-\mathrm{e}^{-\rho\tau}\pi F(z_{i-1}) + F(z_i) - \mathrm{e}^{-\rho\tau}(1-\pi)F(z_{i+1}) = f(z_i)\tau$$

soit en multipliant par $-\mathrm{e}^{\rho\tau}$:

$$-\pi F(z_{i-1}) + \mathrm{e}^{\rho\tau}F(z_i) - (1-\pi)F(z_{i+1}) = \mathrm{e}^{\rho\tau}f(z_i)\tau$$

<=>

$$\begin{aligned}(\mathrm{e}^{\rho\tau} - 1)\,F(z_i) - \pi(F(z_{i-1}) - F(z_i)) \\ - (1-\pi)(F(z_{i+1}) - F(z_i)) = \mathrm{e}^{\rho\tau}f(z_i)\tau\end{aligned}$$

On réécrit cette équation en procédant à des développements de Taylor[51] :

- de $\mathrm{e}^{\rho\tau}f(z_i)\tau$ au voisinage de $\tau = 0$ et au premier ordre ($=f(z_i)\tau + O(\tau)$),
- de $\mathrm{e}^{\rho\tau} - 1$ au voisinage de $\tau = 0$ et au premier ordre ($= \rho\tau + O(\tau)$),
- de $F(z_{i-1})$ au voisinage de z_i et au second ordre, en notant que $z_i - z_{i-1} = \xi$ ($= F(z_i) - F'(z_i)\xi + 1/2F''(z_i)\xi^2 + O(\xi^2)$),
- de $F(z_{i+1})$ au voisinage de z_i et au second ordre, en notant que $z_i - z_{i+1} = -\xi$ ($= F(z_i) + F'(z_i)\xi + 1/2F''(z_i)\xi^2 + O(\xi^2)$).

Nous obtenons alors l'équation :

$$\rho\tau F(z_i) - F'(z_i)(1-2\pi)\xi - 1/2F''(z_i)\xi^2 + O(\tau) = \tau f(z_i) + O(\tau)$$

En notant que $\pi = \frac{1}{2}\left(1 - \frac{g\tau}{\xi}\right)$ et que $\sigma^2\tau = \xi^2$, cette équation se réécrit :

$$\rho\tau F(z_i) - g\tau F'(z_i) - 1/2\sigma^2\tau F''(z_i) + O(\tau) = \tau f(z_i) + O(\tau)$$

Nous divisons cette équation par τ et l'on fait tendre τ vers zéro pour obtenir l'équation (5.13) de la première section de ce chapitre :

$$\frac{1}{2}\sigma^2 F''(z) - gF'(z) - \rho F(z) + f(z) = 0 \qquad (5.13)$$

51. Nous notons $O(\tau)$ les termes du développement qui convergent vers zéro plus vite que τ et $O(\xi)$ ceux qui convergent plus vite que ξ. Rappelons que la relation (5.10) implique que ξ^2 est du même ordre que τ. $O(\tau)$ et $O(\xi^2)$ sont donc deux infiniment petits du même ordre lorsque τ et ξ tendent vers zéro en respectant la relation (5.10).

5.5.2 Détermination des conditions aux bornes (5.15) et (5.16)

Pour $i = i_s + 1$, l'équation (5.11) implique :

$$\begin{aligned} &- \mathrm{e}^{-\rho\tau}\pi F(z_{i_S}) + F(z_{i_s+1}) - \mathrm{e}^{-\rho\tau}(1-\pi)F(z_{i_s+2}) \\ &\quad = f(z_{i_s+1}) - \pi(C_s + c_s(S-s)) \end{aligned}$$

et en multipliant par $\mathrm{e}^{\rho\tau}$:

$$\begin{aligned} &\mathrm{e}^{\rho\tau}F(z_{i_s+1}) - \pi F(z_{i_S}) - (1-\pi)F(z_{i_s+2}) \\ &\quad = \mathrm{e}^{\rho\tau}f(z_{i_s+1}) - \mathrm{e}^{\rho\tau}\pi(C_s + c_s(S-s)) \end{aligned}$$

Cette équation se réécrit en procédant à des développements de Taylor :

- de $\mathrm{e}^{\rho\tau}$ au voisinage de $\tau = 0$ et au premier ordre ($= 1 + \rho\tau + O(\tau)$),
- de $F(z_{i_s+1})$ au voisinage de z_{i_s} et au premier ordre ($= F(z_{i_s}) + \xi F'(z_{i_s}) + O(\xi) = F(s) + \xi F'(s) + O(\xi)$),
- de $F(z_{i_s+2})$ au voisinage de z_{i_s} et au premier ordre ($= F(z_{i_s}) + 2\xi F'(z_{i_s}) + O(\xi) = F(s) + 2\xi F'(s) + O(\xi)$),
- de $f(z_{i_s+1})$ au voisinage de z_{i_s} et au premier ordre ($= f(z_{i_s}) + \xi s'(z_{i_s}) + O(\xi) = f(s) + \xi f'(s) + O(\xi)$),
- de $\mathrm{e}^{\rho\tau}$ au voisinage de $\tau = 0$ et au premier ordre (=$1 + \rho\tau + O(\tau)$).

En notant d'autre part que $\pi = \frac{1}{2}\left(1 - \frac{g\tau}{\xi}\right)$ et que $\sigma^2\tau = \xi^2$, cette équation se réécrit :

$$-1/2(F(S) - F(s)) + \Omega(\xi) = -1/2(C_s + c_s(S-s)) + \Omega(\xi)$$

où $\Omega(\xi)$ rassemble tous les termes qui convergent vers zéro quand ξ tend vers zéro.

Lorsque ξ tend vers zéro, nous obtenons l'équation(5.15) de la première section de ce chapitre :

$$F(S) - F(s) = C_s + c_s(S-s) \tag{5.15}$$

La même démonstration est alors répétée pour les bornes (h, H) pour obtenir l'équation (5.16)

$$F(h) - F(H) = C_h + c_h(H-h) \tag{5.16}$$

5.5.3 Dérivation du modèle log-linéaire de concurrence monopolistique

5.5.3.1 Le modèle de référence du chapitre deux

Le modèle de concurrence monopolistique de référence que nous avons présenté au chapitre deux de cette thèse se réécrit directement sous la forme log-linéaire utilisée dans les sections 5.2 et 5.3, tout au moins en l'absence d'incertitude sur la demande.

La dimension temporelle du modèle ne concerne pas le comportement des ménages, ni celui des entreprises dans leur comportement d'investissement. L'objectif est ici de centrer l'analyse sur les conséquences et les interactions relatives aux comportement de fixation de prix.

L'équation fondamentale de prix optimal (5.28) s'écrit dans le modèle de référence où nous supposons une désutilité marginale unitaire du travail :

$$p_i^\star(t) = \rho[m(t) - p(t)] + p(t) \qquad (5.28')$$

Rappelons que l'on a dans ce modèle

$$\rho = \frac{\alpha - 1}{1 + \theta(\alpha - 1)}$$

où α est l'inverse des rendements d'échelles, θ l'élasticité de substitution entre les biens, $\alpha > 1$ et $\theta > 1$. Nous avons déjà longuement évoqué le fait que le modèle de concurrence monopolistique, dans cette spécification, possédait des complémentarités stratégiques –*i.e.* $\rho > 0$.

Le cas $\rho = 1$ où les effets d'encaisses réelles et de prix relatifs se compensent (cas $\alpha = 1$ avec les notations de la section 5.2) ne peut donc pas être obtenu sans amendement du modèle de référence, puisque nous avons ici $\rho < 1$. Ce résultat est du au fait que l'élasticité aux encaisses réelles de la demande agrégée est unitaire dans le modèle, parce que la fonction d'utilité des ménages est Cobb-Douglas entre consommation et encaisses réelles.

Modifier le fonction d'utilité en introduisant une complémentarité entre monnaie et consommation *via* une fonction d'utilité *CES*[52] de la forme

$$U_l = \left(\gamma C_l^{\frac{\tau-1}{\tau}} + (1-\gamma) \left(\frac{M_l}{P} \right)^{\frac{\tau-1}{\tau}} \right)^{\frac{\tau}{\tau-1}}$$

ne permet pas de modifier la valeur unitaire de l'élasticité du revenu. Pour obtenir une élasticité non unitaire, il est nécessaire d'abandonner la spécification *CES* et d'adopter par exemple la forme :

$$U_l = \left(\gamma C_l^{\frac{\tau-1}{\tau}} + (1-\gamma) \left(\frac{M_l}{P} \right)^{\tau_0 \frac{\tau-1}{\tau}} \right)^{\frac{\tau}{\tau-1}}$$

avec $\tau_0 > 0$.

5.5.3.2 Un modèle de concurrence monopolistique modifié

Afin d'obtenir une plus large plage de valeurs admissibles pour les élasticités du modèle, Caballero and Engel [1989] et Caballero and Engel [1991b] proposent un modèle de concurrence monopolistique modifié où les ménages résolvent à

52. C'est la spécification que nous adopterons dans le modèle de la seconde section du chapitre cinq.

chaque période un problème en deux étapes de répartition de leur consommation. Comme dans le modèle de référence, l'économie est composée d'un continuum de secteurs de mesure 1, chaque secteur étant indicée par $i \in [0, 1]$. Chaque secteur comprend à son tour un continuum de firmes de mesure 1, chaque firme étant indicée par $j \in [0, 1]$.

Chaque consommateur l possède une fonction d'utilité similaire à celle du modèle du chapitre deux, mais comprenant deux niveaux d'emboîtement *CES*, l'un entre les biens j d'un même secteur i et l'autre entre les indices de consommation des différents secteurs.

$$U_l = C_l^{\gamma} \left(\frac{M_l}{P} \right) - H_l$$

où C_l est une double indicée *CES* de consommation :

$$C_l = \left(\int_0^1 C_{li}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

et

$$C_{li} = \left(\int_0^1 C_{lij}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

Avec cette spécification, nous dérivons du comportement optimal de consommation du ménage une demande isoélastique perçue par chaque secteur :

$$Y_i(t) = \left(\frac{P_i(t)}{P(t)} \right)^{-\theta} Y(t) v_i(t) \tag{5.64}$$

où Y_i est un panier *CES* des biens du secteur i, P_i l'indicée de prix du secteur, P l'indicée général des prix, Y la demande agrégée et v_i un choc de demande spécifique au secteur i.

La nature du choc de demande n'est pas ici spécifiée. Ces chocs sont cependant *iid* entre les secteurs et d'espérance nulle, et vérifient :

$$\int_0^1 v_i(t) di = 0$$

On peut considérer par exemple v_i comme le fruit d'une erreur de mesure du stock agrégé de monnaie par le secteur i.

Chaque firme j du secteur i perçoit la demande isoélastique :

$$Y_{ij}(t) = \left(\frac{P_{ij}(t)}{P_i(t)} \right)^{-\eta} Y_i(t) \tag{5.65}$$

L'équation de demande agrégée se détermine comme dans le modèle du chapitre deux, et est donnée par :

$$Y(t) = \frac{\gamma}{1-\gamma} \frac{M(t)}{P(t)} \tag{5.66}$$

En utilisant (5.64), (5.65) et (5.66), nous obtenons la demande adressée à la firme j du secteur i :

$$Y_{ij}(t) = \left(\frac{P_{ij}(t)}{P_i(t)}\right)^{-\eta} \left(\frac{P_i(t)}{P(t)}\right)^{-\theta} \frac{\gamma}{1-\gamma} \left(\frac{M(t)}{P(t)}\right) \tag{5.67}$$

Nous supposons que le coût de production de la firme j est donné par la fonction de coût :

$$C\left(Y_{ij}(t)\right) = cY_{ij}^{\nu}(t)e_i(t)$$

avec $\nu > 1, c > 0$ et où e_i est un choc de coût affectant identiquement toutes les firmes du secteur i.

Sous l'hypothèse de neutralité face au risque de chaque firme, le prix optimal de la firme j du secteur i est alors obtenu par maximisation du profit, connaissant la fonction de demande et prenant comme donnés les indices de prix P et P_i :

$$\frac{P_{ij}^{\star}(t)}{P(t)} = \left[A\left(\frac{P_i(t)}{P(t)}\right)^{\eta}\left(\frac{P_{ij}(t)}{P_i(t)}\right)^{-\eta}\right]^{\nu-1} Y_i^{\nu-1}(t)e_i(t) \tag{5.68}$$

avec $A = \frac{\gamma}{1-\gamma}\left(\frac{\eta-1}{\eta\nu c}\right)^{\frac{1}{1-\eta}}$.

La résolution du modèle à l'équilibre symétrique au sein de chaque secteur permet alors d'obtenir l'expression du prix optimal sans coûts de catalogues :

$$\frac{P_{ij}^{\star}(t)}{P(t)} = \left[A\left(\frac{M(t)}{P(t)}\right)E_i(t)\right]^{\alpha} \tag{5.69}$$

avec

$$\alpha = \frac{\nu-1}{1+\theta(\nu-1)} > 0 \quad \text{et} \quad E_i(t) = v_i(t)e_i^{\frac{1}{\nu-1}}(t)$$

On suppose sans perte de généralité que $M(0) = P(0)$ et $A = 1$. En notant $\varepsilon_i = \log E_i$, $p_i = \log P_i$ et $p = \log P$, nous obtenons la forme log-linéaire (5.28).

$$p_i^{\star}(t) = \alpha[m(t) - p(t)] + p(t) \tag{5.28}$$

L'indice de prix est défini par la moyenne géométrique des prix, soit en log

$$p(t) = \int_0^1 p_i(t)di$$

Cet indicée de prix ne correspond pas à l'indicée de prix *CES* cohérent avec le modèle, et n'en constitue qu'une approximation permettant une plus grande maniabilité analytique du modèle.

L'équation (5.28) est l'équation de cible de prix utilisée dans les modèles d'équilibre général de la seconde section de ce chapitre.

5.5.4 Comparaison entre le modèle d'information imparfaite de la section 5.3 et le modèle de Lucas [1973].

En l'absence de coûts de catalogues, le modèle de concurrence monopolistique développé dans la section 5.3 est résumé par les deux équations

$$y_t = p_t - m_t \tag{5.70}$$
$$p_t(i) = \alpha m_t + (1-\alpha) E\left[p_t|_i\right] + \varepsilon_t(i) \tag{5.71}$$

où i indicée l'île i. m_t représente le choc monétaire, (5.70) l'équation de détermination du produit et (5.71) l'équation de fixation du prix.

Sous l'hypothèse d'un produit naturel nul ($\overline{y} = 0$), le modèle de Lucas [1973] est résumé par les deux équations :

$$y_t(i) = \gamma\left(p_t(i) - E\left[p_t|_i\right]\right) \tag{5.72}$$
$$m_t + \varepsilon_t(i) = p_t(i) + y_t(i) \tag{5.73}$$

L'équation (5.72) correspond à la fonction d'offre de bien sur l'île i, et (5.73) à la demande attendue sur l'île i.

L'agrégation des fonctions d'offre individuelles (5.72) permet de déterminer une équation d'offre globale identique à l'équation (5.70) du modèle de concurrence monopolistique. En remplaçant dans (5.72) $y_t(i)$ par sa valeur dans (5.73), nous obtenons dans le modèle de Lucas

$$m_t + \varepsilon_t(i) = \gamma\left(p_t(i) - E\left[p_t|_i\right]\right)$$

soit en regroupant les termes

$$p(t)_i = \frac{1}{1+\gamma} m_t + \frac{\gamma}{1+\gamma} E\left[p_t|_i\right] + \frac{1}{1+\gamma}\varepsilon_t(i) \tag{5.74}$$

L'équation (5.74) est l'équivalent dans le modèle de Lucas de l'équation (5.71) dans le modèle de concurrence monopolistique à information imparfaite. L'équivalent du paramètre α est donc $\frac{1}{1+\gamma}$ dans le modèle de Lucas.

On peut alors faire la correspondance entre le cas particulier $\alpha = 1$ (les effets d'encaisses réelles et de substitutions se compensent) et son équivalent ($\gamma = 0$) dans le modèle de Lucas. En reprenant l'équation (5.72), nous constatons que le cas $\gamma = 0$ correspond à une inélasticité totale de la demande adressée à l'île i. Dès lors, il est clair que la présence d'une information imparfaite sur le partage entre choc local est choc agrégé n'aura aucun effet sur la dynamique du produit. C'est le même résultat que nous trouvons dans le modèle de concurrence monopolistique, où d'après l'équation (5.63) et la définition du paramètre Θ, le produit sera constant malgré la présence d'information imparfaite si $\alpha = 1$.

Chapitre 6

Cycles réels, concurrence monopolistique et rigidités nominales ; une réponse keynésienne à la théorie des cycles réels ?

Introduction

Les années quatre-vingt ont vu l'émergence de deux approches concurrentes de l'analyse macroéconomique du cycle ; la théorie des cycles réels (*Real Business Cycle theory*) et la nouvelle macroéconomie keynésienne.

L'approche des cycles réels, impulsée par les travaux fondateurs de Kydland and Prescott [1982], Long and Plosser [1983] et King, Plosser, and Rebelo [1988a] rend compte des fluctuations économiques comme des réponses optimales des agents à des chocs exogènes. Dans un cadre théorique où l'équivalence équilibre-optimum est vérifiée, toute tentative de régulation de l'activité économique est donc sous-optimale. Ces premiers modèles, purement réels, expliquent les évolutions macroéconomiques cycliques par l'unique présence de chocs technologiques. Les chocs de demande n'ont pas de pouvoir explicatif dans le cycle et les chocs nominaux sont absent *par nature* de l'analyse. Le modèle de référence est une version du modèle de croissance néoclassique de Solow [1956] avec fondements microéconomiques explicites, agent représentatif vivant une infinité de périodes et en univers aléatoire, tel qu'il a été présenté par Brock and Mirman [1972].

La théorie des cycles réels constitue ainsi, pour reprendre l'expression de Hénin [1989] un véritable "*renversement de perspective*" dans l'analyse du cycle : celui-ci est appréhendé comme les fluctuations *du* taux naturel et non plus comme les fluctuations *autour* du taux naturel.

En même temps que cette rupture de nature théorique, le courant des cycles réels inaugure une méthode de validation reposant sur la comparaison des moments empiriques des séries observées (variances, autocorrélations, corrélations croisées) et des moments des séries simulées par le modèle afin de tester de son aptitude à reproduire un certain nombre de *faits stylisés*. Cette approche suit la démarche proposée par Lucas [1977] qui souhaitait la construction

> "[d'] une économie artificielle complètement explicitée qui se comporte dans le temps de façon à reproduire fidèlement le comportement des séries." (Lucas [1977], p*219*)

Le modèle de King, Plosser, and Rebelo [1988a] constitue à ce titre un modèle canonique que nous utiliserons comme point de départ et comme élément de comparaison dans ce chapitre. Comme le souligne Hénin [1991],

> "pour présenter l'analyse des cycles réels, il convient de partir du modèle canonique qui présente un caractère paradigmatique – c'est-à-dire une valeur d'exemple – pour l'approche des *RBC*." (Hénin [1991], p*3*)

Il ne nous a cependant pas paru nécessaire de procéder à une exposition détaillée de ce modèle dans le corps de ce chapitre afin de ne pas nuire à l'enchaînement logique du plan en nous éloignant par trop de notre sujet. Parce qu'il constitue néanmoins une référence pour nos travaux, sa présentation détaillée et

son mode de résolution est renvoyé à l'annexe 6.5 de ce chapitre [1]. Les enseignements principaux du modèle de concurrence parfaite peuvent être résumés dans les tableaux 6.1 et 6.2 tirés de Hairault [1991a], et qui donnent les caractéristiques cycliques de l'économie américaine et les résultats obtenus en simulant le modèle de King, Plosser, and Rebelo [1988a] [2].

TABLEAU 6.1 : Propriétés cycliques sur données trimestrielles américaines (1959-90)

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.76	1.28	8.47	1.42	.89	.93	1.27	.39
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.72	4.81	.80	.50	.52	.72	.22
Autocor. ordre 1	.85	.86	.81	.84	.52	.83	.72	.24
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.81	.90	.86	.59	.34	.36	.18
Cor. avec $\widehat{H}$					.10	.20		

TABLEAU 6.2 : Simulation du modèle de King-Plosser-Rebelo étalonné sur les Etats-Unis (Hairault [1991a])

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.29	.43	3.50	.26	1.03	1.03	-	-
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.33	2.71	.20	.80	.80	-	-
Autocor. ordre 1	.69	.78	.68	.68	.70	.70	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.90	.99	.97	.99	.99	-	-
Cor. avec $\widehat{H}$					.96	.96		

Le modèle se distingue ainsi par sa capacité à reproduire quatre caractéristiques essentielles des fluctuations macroéconomiques américaines;

1. On pourra également consulter Hairault [1991a], Fairise, Hairault, Langot, and Portier [1991] et Hairault [1992a] pour un examen approfondi du modèle de King, Plosser, and Rebelo [1988a] et de ses mécanismes.

2. Les variables sont surmontées d'un chapeau pour indiquer qu'elles sont prises en écart à une tendance d'Hodrick-Prescott; y représente le produit, c la consommation, i l'investissement, h les heures travaillées, x la productivité du travail, wr le salaire réel, M la masse monétaire et inf l'inflation.

— le niveau de l'écart type de la partie cyclique du produit,
— le différentiel de variabilité entre les composantes de la demande globale –*i.e.* une variabilité de l'investissement plus grande que celle du produit et une variabilité de la consommation plus faible que celle du produit,
— le niveau des autocorrélations des principales variables macroéconomiques,
— le niveau des corrélations instantanées entre ces variables, corrélations représentatives des co-variations caractéristiques des fluctuations économiques.

Les points faibles du modèle concernent essentiellement

— la trop forte corrélation positive entre l'emploi et la productivité du travail, relativement aux données. Ce résultat est lié au fait que les chocs technologiques déplacent la courbe de demande de travail le long de la courbe d'offre de travail,
— l'égalité (à une constante multiplicative près) du salaire réel et de la productivité du travail, alors que les comportements cycliques observés de ces deux variables sont différents. En particulier, la corrélation salaire réel-produit est plus faible que la corrélation productivité produit,
— la trop faible volatilité des heures travaillées relativement à la productivité, les prix variant pour ajuster les quantités dans ce modèle sans frictions,
— l'absence de toute dimension nominale dans le modèle.

Peut-on alors abandonner l'idée de l'unicité de la source d'impulsion cyclique (l'impulsion technologique) tout en conservant la démarche méthodologique initiée par la théorie des cycles réels ? La réponse de Danthine [1989] à cette question est positive :

> "De notre point de vue, le terme de théorie des cycles réels est malheureux car l'apport essentiel de ce courant n'est pas dans l'affirmation de l'absence du rôle de la monnaie dans l'explication du cycle des affaires, mais plutôt dans la mise au point d'une nouvelle méthode pour l'étude du cycle des affaires.
>
> Le premier aspect de cette démarche méthodologique est une exigence empirique passant par une caractérisation systématique et complète de l'objet d'étude : le cycle des affaires. Le second aspect est le recours à ce qui a été appelé une "théorie quantitative" – *i.e.* la construction de petits modèles d'équilibre général calculables et intuitifs qui peuvent être jugés selon leur capacité qualitative mais aussi quantitative à reproduire les faits stylisés essentiels du cycle des affaires." (Danthine [1989], p*12*)

C'est dans cet esprit que nous nous proposons de donner une réponse keynésienne à certaines questions laissées en suspens par la théorie des cycles réels, comme l'envisage Danthine dans le même article :

> "Il est possible que le meilleur modèle *RBC* soit finalement un modèle comportant des éléments non walrasiens et où les chocs

> de demande tiennent le rôle d'impulsion dominante." (Danthine [1989], p*13*)

La première des extensions du modèle canonique retenant notre attention concerne les quelques rares tentatives d'introduction d'une dimension nominale aux fluctuations dans le cadre néoclassique de la théorie des cycles réels. Il s'agit là en effet d'un préalable nécessaire à l'examen des conséquences de l'introduction de rigidités nominales sur le comportement cyclique d'un modèle de type "cycles réels". King and Plosser [1984] intègrent l'activité d'intermédiation à leur modèle et analyse la corrélation activité-monnaie (interne) *via* l'occurrence de chocs sur la technologie d'intermédiation financière. La composante externe de la monnaie n'est cependant pas prise en compte et le modèle n'est pas soumis à simulation et validation ; ne permettant pas ainsi de quantifier les éventuelles améliorations apportées au modèle canonique. Une seconde démarche consiste à faire intervenir des chocs sur la monnaie externe, celle-ci étant détenue par les agents pour des motifs de transaction (contrainte d'encaisses préalables sur la consommation pour Cooley and Hansen [1989], sur la consommation et l'investissement pour Hairault and Portier [1992a]), ou figurant dans la fonction d'utilité pour Hairault and Portier [1992b]). Ces modèles, s'ils permettent une *monétarisation* du modèle canonique qui conserve sa cohérence de modèle d'équilibre général fondé sur des comportements économiques maximisateurs, ne s'avèrent pas aptes à décrire de façon satisfaisante la corrélation monnaie-activité et à rendre compte conjointement de l'intensité et du profil de la réponse du produit à des chocs monétaires, sauf à prendre des valeurs irréalistes des paramètres représentant les préférences.

La prise en compte effective des chocs de demande semble alors passer par la modélisation de rigidités nominales de prix et de salaires ou par l'introduction d'imperfections de marchés.

La première partie de la section 6.1 passe en revue les tentatives d'introduction de rigidités nominales *via* l'existence de contrats fixant à l'avance les prix ou les salaires [3] . Il résulte de cette littérature que les contrats de salaires apportent certaines réponses aux énigmes empiriques non résolues par la théorie des cycles réels, comme par exemple la faible corrélation entre la productivité du travail et les heures travaillées. Ils ne proposent cependant pas une description véritablement complète et satisfaisante de la dimension nominale de l'économie (corrélation monnaie-produit, prix-produit,..). L'introduction de contrats de prix s'avère encore plus décevante et ne permet pas de proposer une alternative valable aux modèles purement réels. A ce niveau de l'analyse, aucun des modèles théoriques présentés ne remet valablement en cause la proposition de Nelson and Plosser [1982], reprise par les théoriciens des cycles réels, selon laquelle la prise en compte

3. Ces contrats correspondent à une *prédétermination k périodes à l'avance* du salaire nominal ou des prix , et non pas une *prédétermination pour k périodes* du salaire ou des prix, comme cela est le cas dans le modèle de Taylor [1980a] et Fischer [1977] (le salaire nominal est constant durant les *k* périodes pour Taylor et éventuellement différent selon les périodes pour Fischer).

des chocs monétaires, et des chocs de demande en général, n'est pas nécessaire pour expliquer l'essentiel des fluctuations économiques.

Un des points faibles de ces modèle réside dans la prise en compte de comportements explicites de fixation de prix ou de salaires sans la modélisation explicite des structures de marché. En particulier, l'existence de contrats de prix ne s'accompagne pas d'une modélisation adéquate du marché des biens en concurrence imparfaite. Nous proposons dans la seconde partie de la section 6.1 un examen de l'effet des structures de marché sur le comportement d'un modèle simple d'équilibre général dynamique de l'économie française, en reprenant et en complétant un travail de Cho [1990b][4]. Comme nous l'avons montré théoriquement dans le second chapitre de cette thèse, nous obtiendrons un résultat globalement négatif : la concurrence imparfaite ne permet pas en soi de rendre compte de phénomènes keynésiens dans le cycle économique. Nous rappelons alors que seul le modèle de Rotemberg and Woodford [1989] de concurrence oligopolistique parvient à rétablir l'importance des chocs de demande dans le cycle *via* un comportement contra-cyclique des taux de marge, comportement obtenu comme équilibre d'un jeu dynamique de collusion.

Nous avons établi dans les chapitres précédents comment la *nouvelle macroéconomie keynésienne* s'assignait comme objectif la construction de modèles microéconomiquement fondés qui possèdent une série de caractéristiques dites *keynésiennes*, telles que l'existence d'équilibres sur niveau déprimé, la présence de défauts de coordination, de pouvoir de marché des agents économiques et l'importance des chocs nominaux dans l'analyse du cycle. A ce titre, le modèle de concurrence monopolistique s'est avéré représenter un cadre d'analyse approprié à ce projet de recherche. Dans ce cadre, la présence de rigidités nominales (contrats de salaire emboîtés ou coûts d'ajustement sur les prix nominaux) redonne une importance aux chocs de demande (et plus particulièrement aux chocs monétaires) dans l'explication des variations de l'activité.

Nous proposons dans la seconde section de ce chapitre un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales et monnaie dans la fonction d'utilité qui rend compte des effets de la monnaie dans un cadre théorique et suivant une méthodologie qui demeure jusqu'à présent ceux des modèles du courant des cycles réels. En effet, seul un modèle où les chocs monétaires modifient sensiblement les propriétés dynamiques du modèle par rapport à celles générées uniquement par des chocs technologiques permet de juger de la nécessité ou non de prendre en compte des chocs monétaires pour expliquer les fluctuations économiques. En outre, une caractéristique fondamentale des modèles de concurrence imparfaite est la *contamination* (pour reprendre l'expression de Hall [1989]) du résidu de Solow par les chocs de demande. Dès lors, la mesure traditionnelle du choc technologique (le résidu de Solow) utilisé par les modélisateurs du courant

4. Ce réexamen du modèle de Cho s'avère en effet nécessaire dans la mesure où le protocole d'expérimentation suivi par l'auteur et les conclusions qu'il en tire nous paraissent discutables (nous ne remettons pas en cause la validité du modèle de Cho mais l'utilisation qu'il en fait).

des cycles réels est remise en cause, la variance de celle-ci étant pour partie due à des chocs de demande.

Il s'avère que la prise en compte des chocs monétaires conjointement à une hypothèse de coûts d'ajustement de prix en concurrence monopolistique augmente considérablement la capacité du modèle à reproduire les caractéristiques des fluctuations économiques aux Etats-Unis et en France [5] sur plusieurs points :

— le niveau de la variance du produit,
— la corrélation monnaie-produit et inflation-produit,
— la corrélation productivité-emploi,
— la variance relative productivité-emploi,
— la corrélation taux de marge-produit.

Le modèle de concurrence monopolistique et rigidités nominales de prix que nous proposons, perturbé par un choc technologique et un choc monétaire, apparaît alors comme une réelle alternative à l'approche des cycles réels, et comme un premier pas dans la prise en compte des effets de la demande agrégée dans un modèle d'équilibre général intertemporel.

6.1 Vers une intégration des rigidités nominales et de la concurrence imparfaite à la théorie des cycles réels

Deux extensions distinctes du modèle canonique de la théorie des cycles réels se sont développées parallèlement et de manière indépendante durant les cinq dernières années, la première concernant les modèles à contrats de salaire ou de prix et la seconde concernant l'imperfection de la concurrence sur le marché des biens. Nous passons en revue les principaux résultats de la première avant de proposer une modélisation sur données françaises de la seconde.

6.1.1 Les contrats nominaux dans les modèles de cycles réels

La littérature sur l'implication des contrats de prix ou de salaires dans les modèles des cycles réels est encore à l'état embryonnaire, pour deux raisons essentielles. Premièrement, les théoriciens du cycle réel ont longtemps refusé l'idée même de la nécessité de mécanismes non walrasiens pour rendre compte des fluctuations économiques. Ainsi, une littérature déjà ancienne [6] n'a pas trouvé immédiatement sa continuité au sein de cette approche. A ce titre, la contribution de Lucas [1989] intégrant une prédétermination des prix dans un modèle avec

5. La portée de ce résultat est d'autant plus grande que ces deux pays présentent des caractéristiques assez différentes.

6. Les articles fondateurs de la théorie des contrats emboîtés (*staggered contracts*) sont en effet Gray [1976], Fischer [1977] et Taylor [1980a].

contrainte d'encaisses monétaires préalables a sans aucun doute contribué au regain d'intérêt pour les contrats nominaux dans cette littérature néoclassique. Deuxièmement, la complexité de résolution des modèles avec contrats emboîtés ne permet pas d'en proposer une version *cycles réels* satisfaisante.

Deux séries de travaux ont néanmoins fourni des éléments de réponse aux questions soulevées par l'introduction de rigidités nominales *via* des contrats nominaux.

La première série[7] représente une extension *forme réduite* de la théorie des cycles réels, et utilise une forme log-linéaire non dérivée explicitement de comportement microéconomique et sans capital, mais qui permet de traiter un spectre plus large d'extensions. Ambler and Phaneuf [1991] présentent un modèle linéaire composé d'une équation de demande agrégée solution d'un modèle IS-LM, d'une équation d'offre, d'une équation représentative d'une structure emboîtée des salaires nominaux et d'une équation de prix, ceux-ci étant déterminés en appliquant un taux de marge sur le salaire moyen. L'économie est en outre affectée par un choc technologique autorégressif, un choc monétaire et un choc salarial. La structure d'emboîtement des salaires reprend le modèle de Calvo [1983] et permet une résolution élégante. La durée de chaque contrat est aléatoire et le salaire nominal fixé par contrat durant la période est donné par

$$w_t^c = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\Omega(i) E_t \left[w_{t+i}^{\star} \right] \right) \tag{6.1}$$

où $w^{\star}$ est un salaire cible fonction des prix, de la productivité et du taux de chômage futurs. $\Omega(i)$ représente la probabilité pour un contrat de durer au moins i périodes, avec

$$\Omega(i) = \omega \left(1 - \sum_{j=1}^{i} \pi(j) \right)$$

où ω est une constante de normalisation telle que $\sum_{i=0}^{\infty} \Omega(i) = 1$. Enfin, la durée des contrats est distribuée géométriquement;

$$\pi(i) = (1-d)d^{(1-i)} \quad , \quad \Omega(i) = (1-d)d^i$$

$(1-d)$ est alors la probabilité que le contrat expire dans la période et la longueur moyenne des contrats est donnée par $\frac{1}{1-d}$.

Munis de cette formalisation de l'emboîtement des salaires, Ambler and Phaneuf [1991] calculent les réponses des principaux agrégats à des chocs monétaires et de productivité, et retrouvent les profils de réponse obtenus par Blanchard and Quah [1989].

Dans la même ligne de recherche, Ambler, Cardia, and Phaneuf [1991] envisagent un modèle linéaire stylisé rendant compte de la présence de concurrence

7. Ambler and Phaneuf [1991], Ambler, Cardia, and Phaneuf [1991] et Stadler [1991].

monopolistique, de contrats de salaires nominaux et de mécanismes d'apprentissage permettant une endogénéité de la croissance. En utilisant les travaux de Blanchard [1990] pour calibrer la taille des différents chocs affectant cette économie artificielle, le modèle permet de rendre compte d'une corrélation heures travaillées-productivité faible.

Enfin, Stadler [1991] développe un modèle avec croissance endogène *via* un mécanisme d'apprentissage et contrats nominaux de salaires. Il montre analytiquement, sans modéliser cependant le comportement des ménages, que la présence de contrats salariaux n'implique pas nécessairement une contra-cyclicité du salaire réel en présence de chocs technologiques et de chocs monétaires, et que son comportement cyclique dépend en définitive de la forme de la règle de politique monétaire.

Cette première série de travaux, si elle permet de resituer le débat en envisageant la présence de rigidités nominales, ne s'inscrit cependant pas directement sur le "terrain" des modèles de cycles réels (équilibre général à fondements microéconomiques, simulations stochastiques, *etc*...).

La seconde série de travaux s'appuie sur des modèles microéconomiquement fondés de contrats de prix ou de salaires et constitue une extension *orthodoxe* de la théorie des cycles réels, orthodoxe dans la mesure où elle est l'oeuvre des théoriciens promoteurs de ce courant et où elle utilise la démarche méthodologique propre à la théorie des cycles réels. Nous examinons successivement le modèle de Cho [1990a], puis l'extension qu'en proposent Cho and Cooley [1990] et le modèle de rigidité contractuelle de prix et de salaires de King [1990]

6.1.1.1 Rigidités nominales contractuelles uni-périodiques de prix et de salaires

Le modèle de Cho [1990a] constitue le premier modèle de contrats nominaux explicitement traité comme un modèle de cycle réel. La motivation de cette extension est la nécessité de rendre compte des effets des chocs monétaires dans le cycle économique. Cette extension apparait nécessaire à Cho dans la mesure où les modèles introduisant de la monnaie (King and Plosser [1984] et Cooley and Hansen [1989]) n'apparaissent pas satisfaisants. L'hypothèse de rigidités nominales doit être ajoutée à une contrainte d'encaisses monétaires préalables, comme le note Lucas [1975], qui considère que la taxe inflationniste ne peut être le canal de transmission principal par lequel la monnaie affecte la sphère réelle.

L'économie est supposée posséder des contrats uni-périodiques de prix ou de salaires; le caractère uni-périodique des contrats étant la première limite du modèle puisqu'il ne permet pas d'envisager une "étalement" des contrats. La seconde limite évidente tient à l'absence de structure institutionnelle permettant de justifier, sinon de fonder microéconomiquement, l'existence de contrats. Cette seconde limite met le modèle en rupture avec la théorie des cycles réels, puisqu'il abandonne une partie de ses fondements microéconomiques au profit d'une hypothèse *ad hoc* de contrats très néo-keynésienne. Malgré ces deux limites, le mo-

dèle permet une première introduction des rigidités nominales dans la dynamique macroéconomique de court terme des modèles de cycles réels.

L'économie reprend les éléments essentiels du modèle de Cooley and Hansen [1989] : concurrence parfaite et monnaie introduite *via* une contrainte d'encaisses monétaires préalables (*Cash In Advance Constraint*) sur la consommation, présence d'un choc technologique et d'un choc monétaire (sur le taux de croissance de la masse monétaire). Dans ce cadre, Cho envisage alternativement des contrats de salaire et des contrats de prix. Dans le premier cas, les ménages signent avec les entreprises un contrat dans lequel ils s'engagent à fournir à la période suivante tout le travail demandé par les firmes à un salaire nominal décidé à la période présente. Dans le second cas, les entreprises signent des contrats où elles s'engagent à vendre toute la quantité qui leur sera demandée à un prix décidé à la période présente. L'équilibre est ainsi toujours réalisé *ex post* et aucune contrainte quantitative ne pèse sur les agents économiques, ce qui simplifie singulièrement l'analyse.

Le cadre du modèle est ainsi proche de Gray [1976] et Fischer [1977] dans sa partie "contrats". Il est néanmoins plus sophistiqué dans la détermination de la cible choisie au moment de la signature du contrat. Pour prendre comme exemple les contrats de salaires, ceux évoqués par Gray et Fischer correspondent à fixer le salaire contractuel à un niveau w_{t+1}^{w} assurant demain, en espérance, l'égalité de la désutilité marginale et de la productivité marginale du travail dans un modèle walrasien :

$$w_t^c = E_t \left[w_{t+1}^{w} \right] \tag{6.2}$$

En revanche, le modèle de Cho utilise comme cible le salaire $w_{t+1}^{\star}$ qui apurerait le marché du travail demain *sachant* que l'économie est une économie de contrat :

$$w_t^c = E_t \left[w_{t+1}^{\star} \right] \tag{6.3}$$

L'apport de ce mode de résolution est évident pour une économie à contrats multipériodiques emboîtés, mais il serait nul relativement aux contrats de Gray-Fischer dans un modèle à contrats uni-périodiques et sans autres sources de dynamique. Néanmoins, la présence de capital et de substitution intertemporelle dans l'offre de travail des ménages rend théoriquement pertinente cette définition du contrat nominal proposée par Cho.

Après résolution partielle du modèle, et dans le cas du contrat de salaire, la demande de travail de la firme représentative s'écrit, en notant x le logarithme de la variable X,

$$h_t = E_{t-1} \left[h_t \right] + \frac{1}{\alpha} \left(p_t - E_{t-1} \left[p_t \right] \right) + \frac{1}{\alpha} \left(a_t - E_{t-1} \left[a_t \right] \right) \tag{6.4}$$

où h représente les heures travaillées, p le niveau général des prix, a la composante stochastique de la productivité des facteurs et α l'élasticité de la production par rapport au stock de capital, la fonction de production étant Cobb-Douglas à deux facteurs ($Y_t = A_t K_t^{\alpha} H_t^{1-\alpha}$).

Dans le modèle de contrats salariaux, une surprise technologique a ainsi le même effet sur la demande de travail qu'une surprise sur les prix. Cet effet n'est

cependant pas le seul effet sur le marché du travail, puisque le choc technologique va également provoquer une augmentation de l'offre de travail des ménages, ceux-ci substituant intertemporellement du travail au loisir. En revanche, le choc de prix va réduire l'offre de travail des ménages en réduisant le salaire réel. On voit dès à présent que les chocs technologiques auront dans le modèle un effet plus important (et renforcé relativement à un modèle sans rigidités nominales) que les chocs nominaux.

Dans le cas des contrats de prix, l'équation de demande de travail est donnée par

$$h_t = E_{t-1}[h_t] + \gamma_1 (a_t - E_{t-1}[a_t]) + \gamma_2 (i_t - E_{t-1}[i_t]) \quad (6.5)$$

avec $\gamma_1 < 0$ et $\gamma_2 > 0$, et où i représente l'investissement.

Un choc positif de demande d'investissement va augmenter la demande de travail et le produit alors qu'un choc technologique positif va réduire la demande de travail. Même si le choc technologique induit une augmentation de l'investissement lié à une substitution intertemporelle de richesse, le modèle de Cho donne en équilibre général un effet global négatif du choc technologique sur les heures travaillées, résultat contre-intuitif qui va contribuer pour Cho au rejet des contrats de prix comme mécanismes pertinents de rigidités nominales. La simulation du modèle donne les résultats présentés dans le tableau 6.3.

Le modèle sans contrats est représentatif des modèles de cycles réels traditionnels. L'écart-type de la partie cyclique est 5% inférieure à la réalité, mais il faudrait augmenter l'écart-type du choc technologique de bien plus de 5% pour reproduire celle-ci. La corrélation relativement faible de la consommation avec le produit est liée à la présence de la contrainte d'encaisses préalables. Le rapport de l'écart-type des heures à celui de la productivité n'est que de .85 contre 1.65 sur données américaines. La présence de contrats salariaux augmente de 58% l'écart-type du produit, et plus généralement la variabilité du modèle. Elle permet également d'augmenter le rapport de l'écart-type des heures à celui de la productivité, qui passe de .8 dans le modèle sans contrats à 2.17 dans le modèle avec contrats salariaux. Malgré la rigidité nominale du salaire, le salaire réel (mesuré par la productivité x) est légèrement pro-cyclique du fait de la prédominance des chocs technologiques. Les contrats nominaux de prix multiplient par plus de cinq l'écart-type du produit et toutes les autres variables atteignent une variabilité invraisemblable. En outre, la consommation devient contra-cyclique et la variabilité des heures devient supérieure à celle du produit.

L'examen de la loi d'évolution du produit dans chacun des trois modèles permet de dégager l'intérêt et les insuffisances de chacun. Elle est donnée par l'équation (6.6) dans le modèle sans contrats, (6.7) dans le modèle de contrats salariaux et par (6.8) dans le modèle de contrats de prix.

$$\begin{aligned} \log(Y) = {} & 1.35 \log(A_{t-1}) + 1.42 \varepsilon_{A,t} - .01 \log(g_{t-1}) \\ & - .02 \varepsilon_{g,t} + .02 \log(K_t) + 0 \log(M_{t-1}) \end{aligned} \quad (6.6)$$

TABLEAU 6.3 : Simulation du modèle de Cho [1990] étalonné sur les Etats-Unis

Modèle sans contrats							
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	1.66	.66	5.25	.77	.91	.91	3.02
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.73	.97	.98	.99	.99	-.16
Cor. avec $\widehat{H}$					.94	.94	
Contrats de salaire							
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	2.32	.51	8.03	2.59	1.15	1.15	2.82
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.71	.95	.85	.09	.09	-.02
Cor. avec $\widehat{H}$					-.35	-.35	
Contrats de prix							
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	8.39	.43	32.80	13.6	5.34	7.99	2.38
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-.08	.96	.96	-.92	.96	.19
Cor. avec $\widehat{H}$					-.95	.96	

$$\log(Y) = 1.35\log(A_{t-1}) + 2\varepsilon_{A,t} - .01\log(g_{t-1}) + 1.6\varepsilon_{g,t} + .02\log(K_t) + 0\log(M_{t-1}) \quad (6.7)$$

$$\log(Y) = 1.35\log(A_{t-1}) - 5.56\varepsilon_{A,t} - .005\log(g_{t-1}) + 7.9\varepsilon_{g,t} + .02\log(K_t) + 0\log(M_{t-1}) \quad (6.8)$$

On constate que les contrats de salaires augmentent de 40% la réponse du produit au choc technologique ε_A et qu'il impliquent une réponse positive à une innovation monétaire ε_g. Le contrat de prix implique une réponse fortement positive du produit à l'innovation monétaire mais négative à l'innovation technologique; on comprend dès lors que ce dernier résultat conduise à un rejet de l'hypothèse de rigidités nominales de prix. Dans les deux modèles, le caractère unipériodique du contrat n'engendre pas d'effets persistants des chocs monétaires, si ce n'est *via* l'influence sur le stock de capital. La conclusion de Cho est alors en faveur de la "vieille vision keynésienne" des rigidités nominales de salaires face à la "nouvelle vision keynésienne" de rigidités nominales de prix. Cette conclusion ne nous semble pas de voir être considérée comme définitive. En effet, par ce qu'il ne propose pas une modélisation appropriée des comportement de fixation de prix, le travail de Cho ne permet donc pas une intégration valide des rigidités nominales de prix à la dynamique économique de court terme.

6.1.1.2 Rigidités nominales contractuelles multi-périodiques de prix et de salaires

Cho and Cooley [1990] proposent une extension de ce modèle au cas multi-périodique et concluent également à la dominance (en terme de reproduction des caractéristiques du cycle américain) du modèle de contrats salariaux sur le modèle de contrats de prix. Le modèle élargit également Cho [1990a] en introduisant un délai de plus d'une période entre la décision d'investissement et l'introduction de ce dernier dans le stock de capital productif[8]. En outre, la multi-périodicité des contrats permet l'examen des effets de l'emboîtement de ceux-ci. En revanche, la plus grande complexité du modèle ne permet plus à ses auteurs une prévision rationnelle du salaire d'équilibre futur en utilisant le modèle, et les contrats utilisés sont de type Gray-Fischer dans le calcul de la cible. Dans le cas d'un contrat de salaire sur j périodes, le salaire contractuel W^c est fixé pour égaliser en espérance la productivité marginale du travail ($AK^{\alpha}H^{-\alpha}$), soit en passant aux logarithmes :

$$w_t^c = E_{t-j}\left[log(a_t + \alpha k_t - \alpha h_t + \log(1-\alpha) + p_t\right] \quad (6.9)$$

Le caractère particulièrement astucieux (mais dont les limites se feront sentir dans les résultats) du modèle est lié à l'hypothèse de longueur égale du délai d'incorporation de l'investissement au capital productif et du contrat. En effet, un *time to build* de j périodes implique une détermination en $t-j$ du stock de capital en t. Dès lors, k_t est connu en $t-j$ et l'hypothèse de contrats de type

8. Cette caractéristique correspond au *time to build* de Kydland and Prescott [1982].

Gray-Fischer permet de réécrire (6.9) :

$$w_t^c = \alpha k_t + \log(1-\alpha) + E_{t-j}\left[a_t - \alpha\widehat{h}_t + \widehat{p}_t\right] \tag{6.10}$$

où $\widehat{p}$ et $\widehat{h}$ sont calculés à partir des processus d'équilibre du modèle walrasien.

Comme dans Fischer [1977], l'emboîtement des contrats est introduit et le salaire moyen en t s'écrit finalement :

$$w_t^c = \alpha k_t + \log(1-\alpha) + \sum_{k=0}^{j}\left(f_k E_{t-k}\left[a_t - \alpha\widehat{h}_t + \widehat{p}_t\right]\right) \tag{6.11}$$

où j est la longueur du contrat, f_k la proportion de salaires négociés dans la cohorte k et $\sum_{k=0}^{j} f_k = 1$. La quantité f_0 représente alors la proportion de salaires non prédéterminés et obtenus par un fonctionnement concurrentiel à chaque période du marché du travail. Une valeur unitaire de f_0 correspond à l'absence de rigidités nominales. Afin de "caler" le mieux possible le modèle, f_0 est fixé à 2/3 –*i.e.* 33% des salaires (ou des prix) sont prédéterminés de manière contractuelle. Rappelons ici que les salaires ou les prix sont prédéterminés k périodes à l'avance mais qu'ils ne sont pas fixés pour ces k périodes, à la différence du modèle de Fischer [1977]. Les résultats de la simulation du modèle sont présentés dans les tableaux 6.4 et 6.5

En simulant le modèle avec ou sans chocs monétaires, Cho and Cooley [1990] montrent assez intuitivement que les effets spécifiques des chocs nominaux sont d'autant plus importants que la longueur du contrat est grande. Le point important est néanmoins le fait que les effets des chocs technologiques sont également modifiés par la présence de rigidités nominales, les contrats de prix amplifiant plus ces effets que les contrats de salaires. Pour les contrats de salaires, la volatilité du produit augmente fortement avec la longueur des contrats, mais l'emboîtement permet de réduire cet effet, en mettant 2/3 du poids sur un mode de fixation concurrentiel des salaires. Dans le cas des contrats de prix, l'hypothèse de longueur égale du délai d'incorporation de l'investissement et de la durée des contrats provoque une réduction fallacieuse de la variabilité du modèle. En effet, la longueur du *time to build* rend l'investissement très peu variable. Comme la production est déterminée par la demande, celle-ci est également peu volatile. Le modèle de contrats de prix se révèle peu satisfaisant dans la mesure où la corrélation produit-salaire réel et produit-productivité sont de signes opposés. En outre, la corrélation heures-productivité est fortement négative, alors qu'elle est voisine de zéro sur données américaines. En revanche, le modèle à rigidités nominales de salaires donne des résultats satisfaisants au regard de ces trois corrélations. Ici également, le modèle ne propose pas une bonne intégration des rigidités nominales de prix à la dynamique de court terme.

TABLEAU 6.4 : Simulation du modèle de Cho et Cooley [1990] étalonné sur les Etats-Unis. Contrats de deux périodes

Contrats de salaires non emboîtés						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	3.56	.67	4.98	1.91	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-	-	-.59	-.59	.33
Cor. avec $\widehat{H}$				-.79	-	
Contrats de salaires emboîtés						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	1.73	.36	1.49	.93	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-	-	.49	.34	.20
Cor. avec $\widehat{H}$				-.03	-	
Contrats de prix non emboîtés						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	3.91	.27	6.84	3.14	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-	-	-.85	.45	.34
Cor. avec $\widehat{H}$				-.61	-	
Contrats de prix emboîtés						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	1.69	.49	2.18	1.40	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-	-	.01	.54	.34
Cor. avec $\widehat{H}$				-.61	-	

TABLEAU 6.5 : Simulation du modèle de Cho et Cooley [1990] étalonné sur les Etats-Unis. Contrats de huit périodes

Contrats de salaires non emboîtés						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	5.07	1.62	8.26	3.54	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-	-	-.80	-.80	-.15
Cor. avec $\widehat{H}$				-.90	-	
Contrats de salaires emboîtés						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	1.79	.93	1.85	1.11	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-	-	.26	.26	-.05
Cor. avec $\widehat{H}$				-.02	-	
Contrats de prix non emboîtés						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	1.21	.35	3.35	2.29	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-	-	-.77	.91	.03
Cor. avec $\widehat{H}$				-.94	-	
Contrats de prix emboîtés						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{p}$
E.T.	.86	.51	.55	1.1	-	-
Cor. avec $\widehat{y}$	1	-	-	.85	.69	-.22
Cor. avec $\widehat{H}$				-.65	-	

6.1.1.3 Rigidités nominales contractuelles multi-périodiques : une approche semi-réduite en présence de chocs monétaires

Le travail de King [1990] ne présente pas le même caractère "bouclé" que les deux modèles précédents dans la mesure où la demande de monnaie n'y est pas modélisée sur la base de comportements individuels maximisateurs, mais tirée d'une équation quantitative exogène :

$$\log(M_t) = \log(P_t) + \nu \log(Y_t) \tag{6.12}$$

où ν représente l'élasticité revenu de la demande de monnaie. En outre, seuls les chocs monétaires sont intégrés au modèle et celui-ci ne fait pas l'objet de simulations stochastiques ; seules les réponses des principaux agrégats à un choc monétaire sont présentés.

En incorporant des rigidités contractuelles de prix ou de salaires de une et douze périodes, King aboutit aux conclusions suivantes :

- la longueur des contrats doit être d'au moins trois ans pour obtenir un délai moyen d'ajustement du produit à un choc monétaire comparable à celui estimé sur données américaines[9],
- il est nécessaire de supposer une forte autocorrélation de l'offre de monnaie pour obtenir une réponse du produit aux chocs monétaires aussi persistante que celle estimée,
- seul le modèle de contrats de prix assure la pro-cyclicité du salaire réel,
- les chocs monétaires provoquent dans le modèle une augmentation du taux d'intérêt réel et du taux d'intérêt nominal incompatible avec l'observation. En effet, un choc monétaire accroît la demande anticipée et augmente fortement l'investissement. Cet effet accélérateur provoque alors une hausse du taux d'intérêt,

King [1990] conclut cependant à une meilleure adéquation aux données du modèle de rigidités de prix, en contradiction donc avec les modèles précédemment exposés. Il semble néanmoins que cette conclusion vienne de la double faiblesse de son modèle ; l'absence de fondements à l'équation de demande de monnaie et l'absence de chocs technologiques.

En résumé, il apparaît que les tentatives d'introduction de rigidités nominales de prix *via* des modèles de contrats ne parviennent pas à proposer une description adéquate des faits stylisés principaux du cycle économique sur données américaines, et qu'elles ne constituent pas une réponse valable aux questions concernant une véritable prise en compte de la dimension nominale des fluctuations macroéconomiques. Comme le note Cho,

> "Si le choc technologique est le choc dominant dans l'économie, la théorie des rigidités nominales de prix doit être amendée." (Cho

9. Notons cependant qu'aucun délai d'ajustement n'est effectivement calculé, et que King se limite à la comparaison des graphiques donnant la réponse du produit à la monnaie dans son modèle ainsi que dans ses estimations sur données américaines.

[1990a], p*34*)

Nous rajouterons à cette affirmation que la modélisation des rigidités nominales de prix mérite d'être étudiée dans un cadre plus adéquat *afin même* de pouvoir juger du caractère éventuellement dominant des chocs technologiques relativement aux chocs de demande. Il nous semble en effet que la faiblesse de l'approche passée en revue réside dans la modélisation de comportements de fixation de prix sans modélisation de la structure de marché permettant de tels comportements. C'est donc vers une modélisation en concurrence imparfaite que nous devons orienter nos efforts, tout en conservant le même cadre analytique de modèle dynamique et stochastique d'équilibre général.

6.1.2 Structure de marché et cycles réels

La modélisation de la concurrence imparfaite constitue une piste de recherche récente et particulièrement féconde dans l'analyse macroéconomique des modèles d'équilibre général dynamiques et calculables.

A notre connaissance, seul Cho [1990b] propose un examen des effets des structures de marché utilisant explicitement la méthodologie propre à la théorie des cycles réels. Il propose à cet effet une simulation d'un modèle de monopole et de concurrence oligopolistique étalonné sur l'économie américaine. Les travaux présentés par Cho nous semble cependant devoir être complétés. D'une part, le cas de concurrence monopolistique ne fait pas l'objet d'une résolution et d'une simulation. D'autre part, la méthode de résolution de Cho utilise simultanément une log-linéarisation de certaines des équations définissant l'équilibre non-concurrentiel de l'économie et une approximation linéaire quadratique de la fonction valeur du programme du ménage représentatif. Bien que techniquement correcte, cette méthode nous semble peu transparente et nous y préférons la méthode de Blanchard and Kahn [1980] et King, Plosser, and Rebelo [1988a] développée dans l'annexe 6.5. Enfin, il nous semble que l'analyse de Cho ne permet pas une évaluation valide de l'effet de la concurrence imparfaite sur les propriétés cycliques du modèle. En effet, *ceteris paribus*, la présence d'un pouvoir de marché donne une valeur positive aux profits, et réduit de fait la part accordée à la rémunération du capital et du travail dans le partage de la valeur ajoutée. Or, il s'avère que les modèles de cycles réels "calent" les paramètres de la fonction de production pour donner aux rémunérations salariales la même part du revenu que celle mesurée par la comptabilité nationale. La mesure de cette part prête en effet moins à discussion que celle de la rémunération du capital (hors profits). Dès lors, modifier la structure de marché sans corriger la fonction de production pour conserver une part constante aux salaires revient à comparer les effets de la structure de marché dans deux économies qui ne sont pas comparables. Parce que Cho ne propose pas une telle correction, ses résultats relatifs aux effets variantiels de la structure de marché sur le cycle ne nous paraissent pas véritablement pertinents dans la problématique macroéconomique qui est la nôtre.

Nous nous proposons donc de résoudre et de simuler sur données françaises

un modèle intégré reprenant Cho [1990a] et qui permet d'envisager successivement les propriétés cycliques d'un modèle de concurrence parfaite, de monopole, de duopole, d'oligopole et d'oligopole avec libre entrée de firme. Nous prenons à chaque fois explicitement en compte la correction nécessaire de la fonction de production, ce qui affaiblit notablement les résultats de Cho.

6.1.2.1 Les modèles théoriques

Le problème essentiel de la modélisation en concurrence imparfaite des modèles d'équilibre général dynamiques avec capital réside dans la détermination d'une fonction de demande agrégée des ménages, cette fonction étant nécessaire à la résolution du programme de la firme en situation non concurrentielle. Or cette demande dépend d'une condition d'arbitrage intratemporel consommation-loisir, mais également d'une condition d'arbitrage intertemporel entre consommation aujourd'hui et consommation demain. La condition d'arbitrage intertemporel oblige à prendre en compte tout le futur du modèle par l'intermédiaire de la variable duale attachée au stock de richesse du ménage (le capital dans ces modèles simples), et il est donc nécessaire de résoudre le modèle pour toutes les périodes futures (en anticipations rationnelles) afin de donner l'expression de la demande agrégée des ménages à la période t. Cette résolution du modèle vers l'avant n'est possible que connaissant le comportement optimal des firmes en situation non-concurrentielle, comportement que l'on ne peut déterminer que connaissant la fonction de demande adressée aux ménages.

Une solution [10] à ce problème est d'utiliser une spécification de la fonction d'utilité qui rende la demande de bien indépendante de la condition d'arbitrage intertemporel. Nous supposerons donc que la fonction d'utilité temporaire prend la forme suivante :

$$u(C_t, L_t) = G(C_t + v(L_t)) \tag{6.13}$$

où C représente la consommation, $L = 1 - H$ le loisir, H les heures travaillées, et où G et v sont des fonctions concaves.

Ce type de spécification correspond à une absence d'effet revenu dans l'offre de travail. En anticipant sur la résolution du modèle, les conditions d'optimalité respectives à la consommation et à l'offre de travail du programme d'un consommateur s'écrivent dans le cas général :

$$\frac{\partial u(t)}{\partial C_t} = \lambda_t p_t \tag{6.14}$$

$$\frac{\partial u(t)}{\partial H_t} = -\lambda_t w_t \tag{6.15}$$

10. Une autre manière de résoudre le problème est de se placer dans un modèle de concurrence monopolistique à la Dixit and Stiglitz [1977] et Blanchard and Kiyotaki [1987]. En effet, la fonction de demande de biens du ménage est alors indépendante dans sa structure du niveau de la consommation. Un tel modèle fera l'objet d'une présentation détaillée dans la seconde section de ce chapitre.

où w représente le salaire, p le prix du bien et λ le multiplicateur associé à la contrainte budgétaire intertemporelle, multiplicateur dont la valeur est fonction de tout le futur du modèle. Ces équations se réécrivent :

$$\frac{\partial u(t)}{\partial C_t} = \lambda_t p_t \tag{6.16}$$

$$\frac{\partial u(t)}{\partial H_t} = -\frac{\partial u(t)}{\partial C_t}\frac{w_t}{p_t} \tag{6.17}$$

Un examen de ces deux équations montre clairement que l'on ne peut dans le cas général rendre les choix de consommation et d'offre de travail aujourd'hui indépendants des choix intertemporels transitant par le multiplicateur λ. Dans le cas où la fonction d'utilité prend la forme (6.13), ces conditions d'optimalité sont données par

$$G'(C_t + v(L_t)) = \lambda_t p_t \tag{6.18}$$

$$h_t = 1 - (v')^{-1}\left(\frac{w_t}{p_t}\right) \tag{6.19}$$

Ainsi, l'offre de travail ne dépend que du salaire réel courant et l'équation (6.19) s'interprète comme une fonction de demande inverse de bien. Cette spécification de la fonction d'utilité a été utilisée dans la littérature sur la théorie des contrats (Azariadis [1975] et Rosen [1985]) et dans des modèles de cycles réels par Greenwood, Hercowitz, and Huffman [1988] et Devereux, Gregory, and Smith [1990]. Cho [1990a] intègre une telle fonction d'utilité dans son modèle de concurrence imparfaite.

Les éléments communs de la modélisation La fonction de production de la firme j, $j \in [1, m]$ (m vaut 1 dans le cas du monopole) est *Cobb-Douglas* à rendement constants

$$Y_{j,t} = A_t K_{j,t}^{\alpha} H_{j,t}^{1-\alpha} \tag{6.20}$$

La variable A_t en logarithme suit le processus stochastique stationnaire :

$$\log(A_t) = \rho_A \log(A_{t-1}) + (1 - \rho_A)\log(A) + \varepsilon_{A,t} \tag{6.21}$$

où les $\varepsilon_{A,t}$ sont *i.i.d.* selon une loi normale d'espérance nulle et de variance σ_A^2, $\rho_A < 1$ et où A représente le niveau stationnaire de la productivité totale des facteurs. La variable A_t représente ainsi un choc technologique temporaire agrégé qui frappe identiquement toutes les firmes ; on suppose que A_t est révélée aux agents en début de période.

Le profit de l'entreprise j est donné par l'équation

$$\Pi_{j,t} = p_t A_t K_{j,t}^{\alpha} H_{j,t}^{1-\alpha} - H_{j,t} - z_t K_{j,t} \tag{6.22}$$

où le travail est choisi comme numéraire (le salaire w est unitaire), p représente le prix du bien et z le coût de location du capital.

Le modèle comporte également un gouvernement qui réalise des dépenses D_t en bien de consommation et qui se finance par un impôt direct sur le revenu des ménages de taux τ_t et par une taxe forfaitaire T_t. La contrainte budgétaire de l'Etat s'écrit ainsi

$$\tau_t Y_t + T_t = D_t \tag{6.23}$$

La variable D_t en logarithme suit le processus stochastique stationnaire :

$$\log(D_t) = \rho_D \log(D_{t-1}) + (1 - \rho_D) \log(D) + \varepsilon_{D,t} \tag{6.24}$$

où les $\varepsilon_{D,t}$ sont *i.i.d.* selon une loi normale d'espérance nulle et de variance σ_D^2, $\rho_D < 1$ et où D représente niveau d'équilibre stationnaire des dépenses publiques. Nous supposerons que le taux d'imposition τ_t est constant et égal à τ.

Le comportement du ménage représentatif Afin de pouvoir nous livrer à des exercices de simulations, nous supposons que G et v sont des fonctions logarithmiques et nous utilisons donc la forme fonctionnelle suivante de la fonction d'utilité instantanée :

$$u(C_t, 1 - H_t) = \log\left(C_t + \gamma \log(1 - H_t)\right) \tag{6.25}$$

Le ménage représentatif maximise le critère U_0 représentant l'espérance de la somme actualisée de ses flux d'utilité instantanée conditionnellement à l'information disponible à la période $t = 0$:

$$U_0 = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, 1 - H_t) \right]$$

où $\beta \in]0, 1[$ représente le facteur d'escompte psychologique.

Le ménage accumule le capital et le loue aux entreprises (ou à l'entreprise dans le cas du monopole [11]). La technologie d'accumulation du capital est donné par l'équation suivante :

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t \tag{6.26}$$

où I représente l'investissement. Le ménage possède enfin une unité de temps par période, qu'il alloue entre travail et loisir.

La contrainte budgétaire du ménage représentatif s'écrit ainsi

$$p_t \left(K_{t+1} + (1 - \delta) K_t + C_t + T_t\right) = (1 - \tau) \left(H_t + z_t K_t + \Pi_t\right) \tag{6.27}$$

11. Nous faisons ici l'hypothèse d'un ménage représentatif afin d'alléger la présentation du modèle. La prise en compte de n ménages identiques ne modifierait en rien les résultats et c'est bien cette hypothèse qui est sous-jacente. En particulier, nous ne supposeront pas que le ménage représentatif est en situation de monopole sur le marché de la location du capital, mais qu'il se comporte de façon concurrentielle.

où Π_t est le profit des entreprises reversé au ménage sous forme de dividendes[12].

A K_0, A_0 et D_0 donnés, le ménage maximise donc en (C_t, H_t, K_{t+1}), pour $t \in [0, \infty[$, le critère V_0 sous la contrainte budgétaire (6.27) à chaque période. Ce problème peut s'écrire sous une forme récursive, et sa solution vérifie l'équation de Bellman :

$$V(K_t, \chi_t) = \max_{C_t, H_t, K_{t+1}} \{u(C_t, H_t) + \beta E_t [V(K_{t+1}, \chi_{t+1})]\}$$

sous la contrainte budgétaire (6.27) à laquelle on associe le multiplicateur λ_t et où χ_t représente l'ensemble d'information du ménage à la période t :

$$\chi_{,t} = \{D_t, A_t, p_t, z_t\}$$

Les conditions d'optimalité du comportement du ménage sont alors dérivées de cette écriture récursive.

$$(C_t + \gamma \log(1 - H_t))^{-1} = p_t \lambda_t \tag{6.28}$$

$$\frac{\gamma}{1 - H_t} (C_t + \gamma \log(1 - H_t))^{-1} = (1 - \tau) \lambda_t \tag{6.29}$$

$$\beta E_t \left[\frac{\partial V(t+1)}{\partial K_{t+1}} \right] = \lambda_t p_t \tag{6.30}$$

$$\frac{\partial V(t)}{\partial K_t} = \lambda_t \left((1 - \delta) p_t + (1 - \tau) z_t \right) \tag{6.31}$$

conditions aux quelles nous ajoutons la contrainte budgétaire et la contrainte de transversalité suivante :

$$\lim_{\tau \to \infty} E_t \left[\beta^{t+\tau} E_{t+\tau} \left[\frac{\partial V(t + 1 + \tau)}{\partial K_{t+1+\tau}} \right] K_{t+1+\tau} \right] = 0 \tag{6.32}$$

La réécriture des conditions d'optimalité (6.28) et (6.29) (relatives respectivement à la consommation et au travail) nous permet d'obtenir l'expression de la fonction de demande inverse de biens :

$$p_t = \frac{1 - \tau}{\gamma} (1 - H_t) \tag{6.33}$$

et la combinaison des équations (6.30) (relative au capital futur) et (6.31) (condition de l'enveloppe) donne :

$$p_t \lambda_t = \beta E_t \left[\left((1 - \delta) p_{t+1} + (1 - \tau) z_{t+1} \right) \lambda_{t+1} \right] \tag{6.34}$$

La relation (6.33) constitue la condition d'arbitrage intratemporel évoquée plus haut, alors que (6.34) représente la condition d'arbitrage intertemporel. La relation (6.33) sera alors prise en compte par les entreprises en concurrence imparfaite.

12. Ici aussi, le modèle à n ménages impliquerait que chaque ménage i ne détienne qu'une part $v_{i,j}$ de l'entreprise j (avec $\sum_{i=1}^{n} v_{i,j} = 1$). Les résultats sont encore une fois strictement identiques avec un ménage représentatif.

Equilibre de concurrence parfaite Nous supposons que l'économie est composée de m firmes en situation de concurrence parfaite sur le marché des biens. En concurrence parfaite, la firme j maximise son profit $\Pi_{j,t}$ à prix donnés, avec :

$$\Pi_{j,t} = p_t Y_{j,t} - z_t K_{j,t} - H_{j,t}$$

Les conditions d'optimalité de son programme sont alors données par l'égalisation des productivités marginales des inputs à leurs rémunérations respectives :

$$(1-\alpha)\frac{p_t Y_{j,t}}{H_{i,t}} = 1 \tag{6.35}$$

$$\alpha\frac{p_t Y_{j,t}}{K_{i,t}} = z_t \tag{6.36}$$

et l'on vérifie aisément que le profit est nul à chaque période pour chaque firme j. On normalise alors le nombre de firme à un afin d'assimiler quantités individuelles et quantités agrégées.

L'équilibre concurrentiel de cette économie est alors donné par les conditions d'optimalité du ménage (6.27),(6.29),(6.33) et (6.34), les conditions d'optimalité de la firme (6.35) et (6.36), la contrainte budgétaire de l'Etat (6.23) et la contrainte technologique (6.20). Ce système de huit équations à huit inconnues $(C, H, K, \lambda, z, T, Y, p)$, non linéaire à anticipations rationnelles ne peut être résolu analytiquement. Nous le linéarisons autour de son équilibre stationnaire et le résolvons en suivant King, Plosser, and Rebelo [1988a][13] afin d'obtenir un système Etat-Mesure linéaire que nous utilisons pour accomplir des simulations stochastiques du modèle.

Equilibre de monopole Nous supposons que le nombre de firmes est réduit à un sur le marché des biens. Le monopole prend en compte la fonction de demande inverse (6.33) dans son programme de maximisation du profit :

$$\max_{H_t, K_t} \quad \Pi_t$$

$$\text{s.c.} \quad p_t = \frac{1-\tau}{\gamma}(1-H_t)$$

et nous obtenons les conditions d'optimalité

$$\alpha\frac{(1-\tau)}{\gamma}(1-H_t)\frac{Y_t}{K_t} = z_t \tag{6.37}$$

$$\frac{-(1-\tau)}{\gamma}Y_t + (1-\alpha)\frac{(1-\tau)}{\gamma}\frac{(1-H_t)}{H_t}Y_t = 1 \tag{6.38}$$

L'équilibre de monopole de cette économie est alors donné par les conditions d'optimalité du ménage (6.27),(6.29),(6.33) et (6.34), les conditions d'optimalité

13. La méthode de résolution est celle présentée en détail dans l'annexe 6.5.

de la firme (6.37) et (6.38), la définition du profit (6.22), la contrainte budgétaire de l'Etat (6.23) et la contrainte technologique (6.20).

Equilibre de concurrence oligopolistique Nous supposons que l'économie est composée de m firmes formant un oligopole de Cournot sur le marché des biens. La fonction de demande inverse s'écrit alors

$$p_t = \frac{1-\tau}{\gamma}\left(1 - \sum_{k=1}^{m} H_{k,t}\right) \tag{6.39}$$

et chaque membre de l'oligopole prend comme données les décisions de ses concurrents au moment de prendre les siennes; l'équilibre est ainsi un équilibre de Nash.

Les conditions d'optimalité de la firme j sont données par les deux équations :

$$\alpha\frac{(1-\tau)}{\gamma}\left(1 - \sum_{k=1}^{m} H_{k,t}\right)\frac{Y_{j,t}}{K_{j,t}} = z_t \tag{6.40}$$

$$\frac{-(1-\tau)}{\gamma}Y_{j,t} + (1-\alpha)\frac{(1-\tau)}{\gamma}\frac{\left(1 - \sum_{k=1}^{m} H_{k,t}\right)}{H_{j,t}}Y_{j,t} = 1 \tag{6.41}$$

En nous plaçant à l'équilibre symétrique ($X_j = \frac{X}{m}, \forall j, \forall X$), nous obtenons une réécriture des conditions (6.40) et (6.41) :

$$\alpha\frac{(1-\tau)}{\gamma}(1-H_t)\frac{Y_t}{K_t} = z_t \tag{6.42}$$

$$\frac{-(1-\tau)}{\gamma}\frac{Y_t}{m} + (1-\alpha)\frac{(1-\tau)}{\gamma}\frac{(1-H_t)}{H_t}Y_t = 1 \tag{6.43}$$

Nous constatons à l'examen de la condition (6.43) que le cas concurrentiel s'obtient lorsque le nombre de firmes m tend vers l'infini, et qu'avec $m = 1$, nous retrouvons les conditions obtenues dans le cas du monopole.

L'équilibre de concurrence oligopolistique symétrique de cette économie est donné par les conditions d'optimalité du ménage (6.29),(6.27),(6.33) et (6.34), les conditions d'optimalité des firmes (6.42) et (6.43), la définition du profit (6.22), la contrainte budgétaire de l'Etat (6.23) et la contrainte technologique (6.20).

Equilibre de concurrence oligopolistique avec libre entrée de firmes Nous supposons que l'économie est composée de m_t firmes et que les entrées et sorties de firmes peuvent avoir lieu. L'hypothèse de libre entrée implique généralement un profit individuel nul. Dans notre économie sans coûts fixes d'installation, le nombre de firmes assurant un profit nul à l'état stationnaire est infini. Ce point pose un problème évident lors de la phase de simulation du modèle. Afin d'éviter ce problème, nous supposons que la libre entrée des firmes

conduit à un niveau de profit d'état stationnaire faible, mais non nul ϵ. Nous pouvons alors supposer que le profit agrégé de l'économie est constant et faible :

$$\Pi_t = \epsilon \tag{6.44}$$

ou bien que le profit individuel dans l'économie est faible, soit à l'équilibre symétrique :

$$\frac{\Pi_t}{m_t} = \epsilon \tag{6.45}$$

Les deux expériences ont été menées et les modèles ont un comportement identique. Nous ne présenterons donc que les résultats obtenus en supposant un profit agrégé constant –*i.e.* en adoptant la condition (6.44). Nous proposerons dans la section suivante une introduction plus rigoureuse de coûts fixes de production et de la présence de rendements d'échelle croissants.

L'équilibre de concurrence oligopolistique symétrique avec libre entrée de cette économie est alors donné par les conditions d'optimalité du ménage (6.27), (6.29), (6.33) et (6.34), les conditions d'optimalité des firmes (6.42) et (6.43), la définition du profit (6.22), la contrainte budgétaire de l'Etat (6.23), la contrainte technologique (6.20) et la condition de libre entrée (6.44).

6.1.2.2 Résultats des exercices de simulation

Etalonnage des modèles En utilisant la méthode de résolution et de simulation présentée dans l'annexe 6.5 dans le cadre du modèle canonique de King, Plosser, and Rebelo [1988a], nous résolvons et simulons le modèle en utilisant un étalonnage sur données françaises. Cet étalonnage est présenté dans les tableaux 6.6 à 6.8.

Tableau 6.6 : Etalonnage (I)

$\frac{wH}{y}$	δ	β	$\frac{D}{Y}$	τ	H
.56	.0125	.988	.185	.18	.2

L'élasticité de la production au capital α est fixée à .46 afin de donner une part de 54% aux salaires dans la valeur ajoutée, résultat correspondant à la moyenne observée sur données trimestrielles françaises entre 1970 et 1990[14]. Nous avons déjà noté que la concurrence imparfaite, en introduisant les profits dans le partage de la valeur ajoutée, nécessite une réduction de α pour conserver une part égale aux salaires. Nous adopterons donc les valeurs de α présentées dans le tableau 6.7.

14. Voir Laffargue, Malgrange, and Pujol [1990] pour une calibration similaire.

TABLEAU 6.7 : Etalonnage (II)

structure du marché	α
monopole	.21
duopole	.335
oligopole à 5	.41
oligopole à 20	.4475
concurrence	.46

Les valeurs de δ et β correspondent à celles choisies par Hairault [1991a]. En suivant les estimations de Fairise and Langot [1991] nous fixons à 18.5% la part des dépenses publiques dans le PIB. Nous supposons que les recettes fiscales de l'Etat sont quasi-exclusivement liées à des impôts directs, et que les impôts forfaitaires ne représentent que .05% du PIB, soit 2.7% des recettes fiscales de l'Etat. Enfin, le paramètre γ de la fonction d'utilité est fixé pour que le niveau d'équilibre des heures travaillées soit égal à 20% du temps disponible à chaque période.

Le processus $AR(1)$ suivi par le choc technologique est estimé en utilisant un résidu de Solow calculé sur la période 1970-90. Enfin, les paramètres du processus $AR(1)$ du choc budgétaire sont tirés de l'estimation de Fairise and Langot [1991].

TABLEAU 6.8 : Etalonnage (III)

ε_A	ρ_A	ε_D	ρ_D
.009	.95	.0083	.985

Enfin, le modèle de concurrence oligopolistique sera simulé en duopole ($m = 2$), ainsi que pour $m = 5$ et $m = 20$. Nous retiendrons également un nombre élevé de firmes à l'équilibre stationnaire ($m = 20$) pour le modèle avec libre entrée.

Le modèle de concurrence parfaite Il nous a paru nécessaire de commenter brièvement les résultats du modèle de concurrence parfaite étalonné sur la France en les comparant à ceux obtenus par Hairault [1991a] avec le modèle canonique de King, Plosser et Rebelo , dans la mesure où la spécification de la fonction d'utilité modifie sensiblement les résultats. Ces résultats sur 25 simulations de 100 points chacune sont donnés dans les tableaux 6.9 et 6.10.

TABLEAU 6.9 : Propriétés cycliques du modèle de King, Plosser et Rebelo (Hairault [1991a])

sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.42	.48	3.71	.43	.99	.99
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.33	2.60	.30	.69	.69
Autocorr.ordre 1	.68	.72	.67	.67	.69	.69
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.90	.99	.97	.99	.99
Cor. avec $\widehat{H}$					.96	.96

TABLEAU 6.10 : Propriétés cycliques du modèle de concurrence parfaite

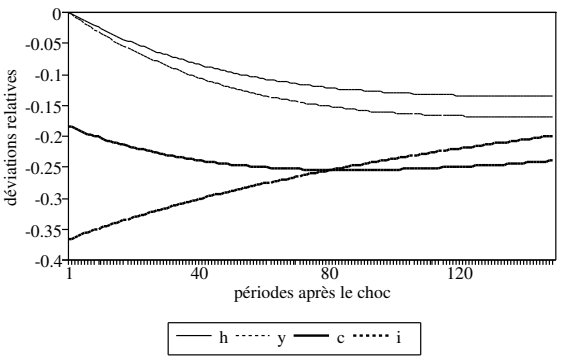
sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.06	1.95	4.70	1.63	.40	.40
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.9466	2.2601	.7932	.1950	.1950
Autocorr.ordre 1	.6912	.6927	.6889	.6913	.6914	.6914
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9994	.9969	.9999	.9985	.9985
Cor. avec $\widehat{H}$					.9992	.9992
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.01	1.91	4.48	1.60	.40	.40
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.9481	2.2154	.7974	.1986	.1986
Autocorr.ordre 1	.6635	.6651	.6615	.6639	.6645	.6645
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9940	.9939	.9999	.9989	.9989
Cor. avec $\widehat{H}$					.9994	.9994

Il apparaît que le même étalonnage (excepté pour la fonction d'utilité) modifie sensiblement le comportement du modèle. Les heures travaillées sont beaucoup plus variables dans la spécification de Cho (quatre fois plus) car aucun effet intertemporel (lié à la persistance des chocs technologiques) ne vient amortir les effets des variations de salaires réels. Cette absence d'arbitrage intertemporel dans l'offre de travail donne une variabilité forte au produit (2.06 contre 1.42 chez King, Plosser et Rebelo et .91 sur données observées). Nous constatons également une déformation de la variance relative de la consommation et de l'investissement, la variance de la consommation étant augmentée et celle de l'investissement réduite. Toutes les variables présentées sont pro-cycliques et les corrélations instantanées avec le produit sont élevées. Malgré l'absence de comportement intertemporel dans l'offre de travail, la persistance du modèle, mesurée par l'autocorrélation des variables, est aussi importante que chez King, Plosser et Rebelo. Enfin, la corrélation entre la productivité ou le salaire réel, ces deux variables étant égales en concurrence parfaite, et les heures travaillées est unitaire, puisqu'entièrement donnée par l'équation (6.33).

Le statut des chocs de dépenses publiques mérite un examen particulier dans ce modèle. En effet, le mécanisme par lequel cet effet transite est diamétralement opposé à celui des modèles avec effet revenu dans l'offre de travail. Dans ces derniers modèles, un choc de dépenses publiques financé forfaitairement appauvrit le ménage et l'incite à offrir plus de travail. Cet effet domine dans le modèle et implique donc une augmentation du produit. Nous avons évoqué dans le chapitre deux l'interprétation en terme de multiplicateur keynésien de cet effet, et montré que ce mécanisme n'était à nos yeux en aucune façon keynésien La spécification de la fonction d'utilité que nous avons adoptée permet d'éviter cet effet multiplicateur fallacieux. En effet, l'offre de travail ne dépend que du salaire réel et n'est pas modifiée instantanément. Les dépenses publiques entraînent ainsi une éviction totale de la consommation et de l'investissement. Cette baisse de l'investissement, en réduisant le capital de la période suivante, positionne le produit, la consommation, l'investissement et les heures sous leurs niveaux d'équilibre d'équilibre stationnaire pendant toute la trajectoire d'ajustement, comme nous le constatons sur le graphique 6.1.

Le modèle ne permet donc pas une reproduction des effets de chocs de demande publique, mais évite la présence d'un effet positif fallacieux. Dès lors, la présence de chocs budgétaires ne modifie pas les propriétés cycliques du modèle, comme nous pouvons le constater dans la seconde partie du tableau 6.10.

FIGURE 6.1 : Réponses à un choc de dépenses publiques



Le modèle de monopole Une comparaison du modèle de monopole avec celui de concurrence parfaite va nous permettre de mettre en évidence les implications de la concurrence imparfaite en considérant ces deux cas polaires. Afin de bien séparer l'effet lié à l'augmentation du pouvoir de monopole de l'effet lié à la réduction de α, réduction nécessaire à la conservation d'une part des salaires constante dans la valeur ajoutée, nous simulons le modèle de monopole à α constant ainsi que celui à α corrigé.

Les résultats de simulation du modèle à α constant sont présentés dans le tableau 6.11.

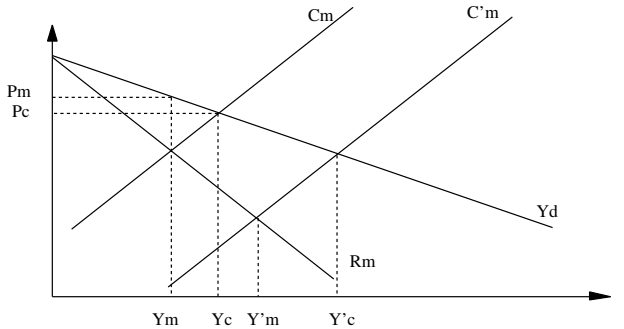
TABLEAU 6.11 : Propriétés cycliques du modèle de monopole à α constant

sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.47	.79	5.33	.63	.16	1.68
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.5338	3.6087	.4283	.1070	1.1505
Autocorr.ordre 1	.6758	.6900	.6700	.6765	.6769	.6769
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.9868	.9942	.9998	.9995	.9995
Cor. avec $\widehat{H}$					.9999	.9999
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.50	.82	5.42	.64	.16	1.57
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.5447	3.6066	.4285	.1070	1.0484
Autocorr.ordre 1	.6893	.7050	.6855	.6895	.6895	.6895
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.9744	.9879	.9999	.9996	.9996
Cor. avec $\widehat{H}$					1.00	1.00

A chocs exogènes inchangés, le modèle de monopole non corrigé implique une réduction de plus de 25% de l'écart-type du produit. La figure 6.2 illustre l'effet "tampon" exercé par le monopole.

En situation concurrentielle, la quantité échangée sur le marché des biens Yc est donnée par l'intersection de la courbe de demande (Yd) et de la courbe de coût marginal (Cm), et Pc représente le prix d'équilibre. La quantité échangée en situation de monopole est donnée par l'intersection de la courbe de coût marginal (Cm) avec la courbe de recette marginale (Rm), et Pm représente le prix d'équilibre. La présence d'un monopole conduit ainsi à une quantité échangée plus faible et à un prix plus élevé. Supposons l'occurrence d'un choc technologique favorable qui déplace la courbe de coût marginal vers le bas, de

FIGURE 6.2 : Effet d'un choc technologique dans les situations de concurrence et de monopole



Cm à $C'm$. En situation concurrentielle, l'économie se déplacera le long de la courbe de demande et la quantité échangée augmentera pour atteindre le niveau $Y'c$. En situation de monopole, l'économie se déplacera le long de la courbe de recette marginale pour atteindre $Y'm$. Dans la mesure où la demande est toujours plus élastique que la recette marginale (la courbe de recette marginale est toujours plus pentue que celle de demande dans le plan (Y, p)), l'effet d'un choc technologique sera plus important en situation concurrentielle.

Ces importants effets variantiels à α inchangé ne sont cependant pas robustes à la nécessaire correction de la fonction de production, qui seule permet de comparer des spécifications comparables. En effet, le tableau 6.12 montre que le supplément de poids mis sur le facteur le plus variable (le travail) en corrigeant α (de .46 à .21) augmente fortement la volatilité du modèle, et le ramène au même niveau que la concurrence imparfaite.

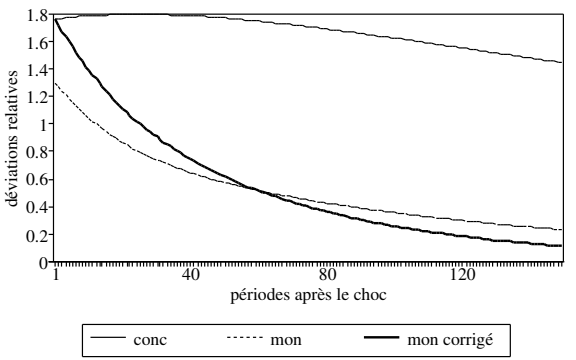
On comprend mieux les effets de la concurrence imparfaite, et les effets induits par la correction de α en étudiant les réponses des variables du modèle à un choc technologique (qui est l'impulsion dominante du système). Ainsi, la réponse du produit (graphique 6.3) est instantanément au même niveau en concurrence parfaite et en monopole "corrigé" (de α), alors qu'elle est plus de 30% plus faible en monopole "non corrigé".

Le stock de capital étant prédéterminé, une moindre réponse instantanée du produit s'accompagne d'une moindre réponse instantanée des heures travaillées (graphique 6.4). Cette réponse est cependant plus forte lorsque le modèle est corrigé de α. Du côté du ménage, le choc technologique augmente le salaire réel

TABLEAU 6.12 : Propriétés cycliques du modèle de monopole avec α corrigé

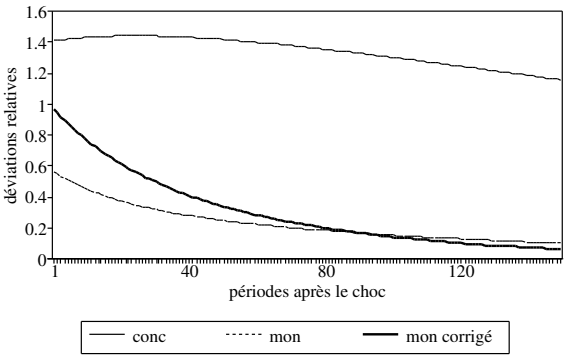
sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.94	1.39	11.97	1.06	.26	.88
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.7145	6.1057	.5458	.1365	.4523
Autocorr.ordre 1	.6686	.6772	.6537	.6692	.6696	.6693
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9950	.9766	.9998	.9992	.9997
Cor. avec $\widehat{H}$					1	.9998
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.11	1.52	13.78	1.14	.29	.95
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.7219	6.4042	.5443	.1358	.4508
Autocorr.ordre 1	.7030	.7137	.6880	.7034	.7037	.7035
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9911	.9668	.9998	.9993	.9997
Cor. avec $\widehat{H}$					1	.9998

FIGURE 6.3 : Réponse du produit à un choc technologique



et donc l'offre de travail, mais cette augmentation du salaire réel est plus faible que dans le cas concurrentiel car la baisse des prix est plus faible, comme nous le constatons sur le graphique 6.5. Dès lors, la productivité du travail augmente plus fortement que le salaire réel dans une situation de monopole, alors que les deux variables sont toujours égales en situation concurrentielle.

FIGURE 6.4 : Réponse des heures travaillées à un choc technologique



Enfin, la réponse de la consommation est également plus faible en monopole (relativement moins quand le modèle est corrigé de α), alors que celle de l'investissement est instantanément plus élevée, dans la mesure où l'arbitrage intertemporel ne passe plus par l'offre de travail. L'investissement est dans ce cas la seule manière d'arbitrer intertemporellement pour "lisser" les effets positifs du choc technologique. La réponse positive du profit découle logiquement de la moindre réduction du salaire réel. Elle est cependant plus forte lorsque l'on corrige le modèle de α, puisque les heures sont alors plus variables.

Les résultats de la simulation confirment cette interprétation du modèle, la consommation étant relativement moins variable et l'investissement relativement plus variable que dans le cas concurrentiel. L'écart-type des heures travaillées est réduit de plus de 35%. et la productivité est désormais quatre fois plus variable que le salaire réel. L'introduction de chocs budgétaires ne modifie qu'à la marge le comportement cyclique du modèle.

FIGURE 6.5 : Réponse du salaire réel et de la productivité à un choc technologique

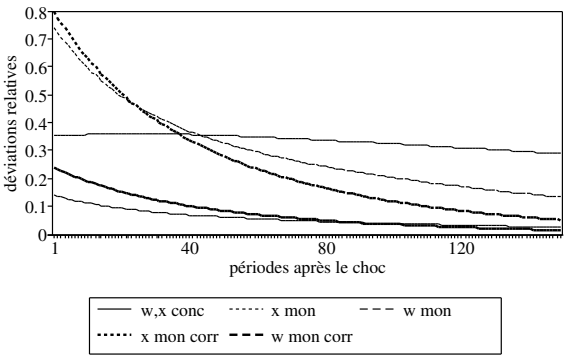


FIGURE 6.6 : Réponse de la consommation à un choc technologique

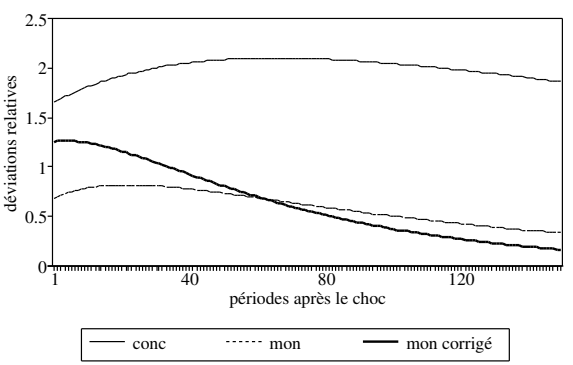


FIGURE 6.7 : Réponse de l'investissement à un choc technologique

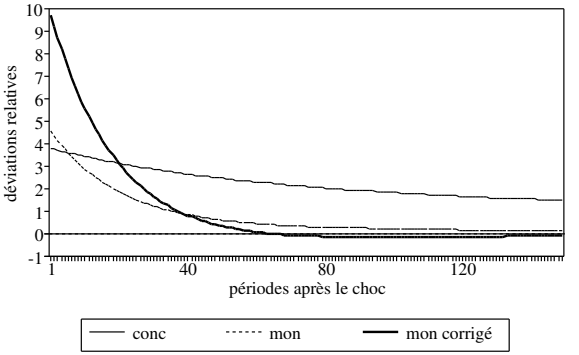
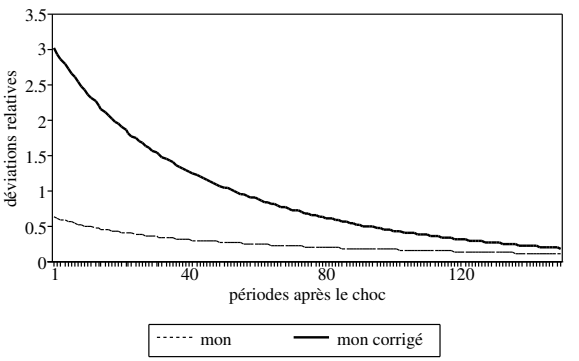


FIGURE 6.8 : Réponse du profit à un choc technologique



Le modèle d'oligopole Les résultats des modèles d'oligopoles donnent logiquement des résultats intermédiaires relativement aux cas polaires évoqués plus haut lorsque l'on ne corrige pas α. Nous y retrouvons les propriétés typiques de la concurrence imparfaite (plus faible variabilité du produit et des heures, déconnexion de la productivité et du salaire réel et plus grande variabilité de la productivité relativement au salaire réel). Les simulations de ces modèles sans correction de α, et qui correspondent donc aux expériences de Cho, sont présentées dans l'annexe 6.6 dans les tableaux 6.42 à 6.44. Lorsque l'on prend en compte la correction de α, les tableaux 6.13 à 6.14 montrent que les propriétés cycliques du modèle sont peu sensibles à la structure de marché.

TABLEAU 6.13 : Propriétés cycliques du modèle de duopole avec α corrigé

sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.96	1.44	7.42	1.27	.32	.68
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.7311	3.7637	.6481	.1618	.3492
Autocorr.ordre 1	.6718	.6783	.6685	.6717	.6716	.6716
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9966	.9926	.9999	.9994	.9996
Cor. avec $\widehat{H}$					.9999	.9998
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.97	1.44	7.50	1.28	.32	.69
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.7316	3.8016	.6499	.1628	.3509
Autocorr.ordre 1	.6795	.6861	.6829	.6789	.6781	.6784
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9936	.9850	.9999	.9994	.9996
Cor. avec $\widehat{H}$					.9999	.9998

L'introduction de la concurrence imparfaite donne certes un degré de liberté supplémentaire au modélisateur dans la phase d'étalonnage du modèle (le choix du nombre de firmes), mais la nécessaire correction de α à la hausse lorsque le nombre de firmes augmente compense le renforcement de la concurrence.

Le modèle d'oligopole avec libre entrée Le modèle avec libre entrée permet de rendre compte des mouvements pro-cycliques du nombre de firmes dans le cycle, mais ne permet cependant pas une modification sensible du comportement du modèle, comme nous le constatons à la lecture du tableau 6.16.

TABLEAU 6.14 : Propriétés cycliques du modèle d'oligopole avec α corrigé ($m = 5$)

sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.02	1.55	6.35	1.47	.36	.53
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.7644	3.1240	.7276	.1802	.2639
Autocorr.ordre 1	.6854	.6908	.6805	.6855	.6856	.6855
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9975	.9944	.9999	.9992	.9994
Cor. avec $\widehat{H}$					.9998	.9997
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.02	1.55	6.41	1.47	.36	.53
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.7692	3.1645	.7279	.1804	.2642
Autocorr.ordre 1	.6856	.6924	.6833	.6857	.6858	.6858
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9953	.9859	.9999	.9993	.9994
Cor. avec $\widehat{H}$					.9998	.9997

TABLEAU 6.15 : Propriétés cycliques du modèle d'oligopole avec α corrigé ($m = 20$)

sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.02	1.59	5.74	1.57	.39	.43
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.7877	2.8250	.7778	.1924	.2148
Autocorr.ordre 1	.6852	.6899	.6810	.6852	.6853	.6853
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9979	.9956	.9999	.9993	.9993
Cor. avec $\widehat{H}$					.9996	.9996
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.00	1.57	5.60	1.56	.39	.43
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.7877	2.7988	.7807	.1949	.2175
Autocorr.ordre 1	.6594	.6633	.6567	.6596	.6599	.6599
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9957	.9888	1	.9994	.9994
Cor. avec $\widehat{H}$					.9997	.9997

TABLEAU 6.16 : Propriétés cycliques du modèle d'oligopole avec libre entrée avec α corrigé ($m = 20$ à l'état stationnaire)

sans chocs de dépenses publiques							
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{m}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.09	1.68	5.83	1.69	9.15	.42	.38
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.8027	2.7751	.8109	4.3726	.2004	.1822
Autocorr.ordre 1	.6852	.6897	.6809	.6852	.9267	.6853	.6853
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9980	.9956	1	.5561	.9992	.9992
Cor. avec $\widehat{H}$						.9995	.9995
avec chocs de dépenses publiques							
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{m}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.06	1.66	5.65	1.68	8.59	.42	.38
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.8060	2.7282	.8135	4.2768	.2030	.1847
Autocorr.ordre 1	.6595	.6634	.6562	.6596	.9134	.6599	.6599
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.9911	.9942	1	.5817	.9994	.9993
Cor. avec $\widehat{H}$						.9996	.9996

Le modèle est cependant bien trop stylisé dans la modélisation de la concurrence pour véritablement constituer une référence pertinente en la matière. Néanmoins, les mécanismes liés à l'entrée de firmes sur le marché sont sans aucun doute des éléments importants de la propagation des chocs d'offre et de demande. Une véritable modélisation des interactions stratégiques entre des entreprises en situation non concurrentielle et son articulation avec le cycle économique reste à développer, si l'on fait exception du modèle de Rotemberg and Woodford [1989].

6.1.3 Conclusion d'étape

La prise en compte de manière séparée de la présence de rigidités nominales de prix ou de concurrence imparfaite dans des petits modèles dynamiques et calculables d'équilibre général s'avère peu satisfaisante, théoriquement et sur la base de la méthodologie de validation des modèles de cycles réels. Cette littérature ne permet pas de donner une réponse d'inspiration keynésienne aux modèles de cycles réels. Deux approches nous apparaissent particulièrement intéressante dans cette tentative de construire un modèle d'équilibre général fondé microéconomiquement et dont les enseignements seraient de nature keynésienne.

Laffargue, Malgrange, and Pujol [1990] et Laffargue and Malgrange [1991] proposent une maquette dynamique de l'économie française en concurrence monopolistique sur le marché des biens et sur le marché du travail, intégrant en outre une dimension *insiders-outsiders* dans les négociations salariales. La maquette est linéarisée autour de son équilibre stationnaire et des réponses à des chocs de dépenses publiques et de productivité. Le modèle est particulièrement riche dans sa structure, mais l'absence d'exercices de simulation stochastique ne permet pas de juger de son aptitude à reproduire les caractéristiques cycliques observées dans l'économie.

Rotemberg and Woodford [1989] envisagent les implications sur le marché du travail de l'imperfection de la concurrence sur le marché des biens. Comme nous l'avons souligné plus haut, les effets sur l'activité économique des dépenses publiques dans les modèles de cycles réels ne passent que par une augmentation de l'offre de travail des ménages consécutive à un accroissement de la fiscalité. Le salaire réel est donc nécessairement contra-cyclique, ce qui est contraire à l'observation. Rotemberg et Woodford donnent une formalisation simple de cet argument, formalisation qui permet alors d'envisager une solution alternative au problème. En notant $F(K, H, E^f)$ la fonction de production commune à toutes les entreprises, le salaire est donné dans une économie concurrentielle par la productivité marginale du travail :

$$\frac{\partial F(K, H, E^f)}{\partial H} = w$$

où E^f représente l'environnement exogène de la firme ayant une influence sur sa technologie. Pour un stock de capital donné, la demande de travail est ainsi

décroissante dans le plan (H, w). L'offre de travail des ménages est donnée par

$$H = s(w, \lambda)$$

où λ est l'utilité marginale de la richesse du ménage.

Une augmentation de la demande n'aura pas d'effet sur le stock de capital et sur la technologie de la firme, et ne modifiera donc pas sa demande de travail à salaire réel constant. Le choc de demande n'aura un effet que s'il modifie l'offre de travail du ménage *via* un effet richesse (augmentation des impôts) ou un effet de substitution intertemporelle (augmentation du taux d'intérêt) –*i.e.* en modifiant l'utilité marginale de la richesse λ. Dans tous les cas de figure, l'augmentation de l'offre de travail à demande constante entraînera une réduction du salaire réel et une augmentation de l'activité.

En revanche, si la concurrence est imparfaite et que le producteur facture un prix supérieur au coût marginal d'un taux de marge μ, la demande de travail sera donnée par l'équation :

$$\frac{\partial F(K, H, E^f)}{\partial H} = \mu w$$

Il est alors possible qu'une hausse de la demande nominale se traduise par une augmentation de la demande de travail à offre de travail inchangée, pour peu que le taux de marge se réduise. Le salaire réel augmentera alors avec le produit. C'est précisément ce mécanisme que mettent en oeuvre Rotemberg et Woodford en envisageant une structure de concurrence oligopolistique qui reprend un jeu dynamique développé par Rotemberg and Saloner [1986] pour modéliser les interactions entre les entreprises.

Un petit nombre de firmes s'entend pour maintenir un taux de marge positif. Cette entente est viable dans la mesure où les firmes menacent d'une concurrence en prix dans le futur tout membre du cartel qui réduirait son taux de marge aujourd'hui. Néanmoins, une augmentation de la demande aujourd'hui relativement à celle de demain augmente les gains liés à une tricherie d'un des membres du cartel relativement aux pertes futures consécutives à la punition *via* une guerre en prix. Pour éviter une telle rupture du cartel en cas de choc de demande, l'accord optimal collusif soutenable comme équilibre implique une réduction du taux de marge aujourd'hui. Ce comportement contra-cyclique du taux de marge est alors conforme aux études empiriques, et permet un comportement pro-cyclique du salaire réel.

Le modèle que nous développons dans la section suivante montre que l'existence de rigidités nominales de prix dans un modèle de concurrence monopolistique conduit aux mêmes mouvements contra-cycliques du taux de marge, avec cependant une plus grande simplicité des interactions stratégiques des entreprises puisque le concept d'équilibre utilisé en concurrence monopolistique est un équilibre non coopératif ou équilibre de Nash. Ce modèle permet ainsi de répondre à Rotemberg et Woodford qui notent dans la conclusion de leur article :

> "Une alternative à ces approches est la théorie selon laquelle les taux de marge sont contra-cycliques car il existe une rigidité dans

> le comportement de fixation des prix. (· · ·) Le rôle des rigidités nominales dans l'explication des variations de taux de marge est un point important de recherches futures." (Rotemberg and Woodford [1989], p*47*)

6.2 Un modèle de synthèse de l'analyse des fluctuations macroéconomiques

Nous proposons dans cette section l'exposé et la simulation d'un modèle dynamique de concurrence monopolistique avec rigidités nominales de prix et dans lequel la monnaie est introduite dans la fonction d'utilité.

Cette section permet de montrer que les fluctuations économiques ne peuvent être considérées comme un phénomène purement réel. Notre modèle, perturbé *à la fois* par des chocs monétaires et technologiques, permet de reproduire correctement les fluctuations économiques en France et aux Etats-Unis. Soumis à deux sources de fluctuations indépendantes, il permet ainsi de donner une réponse à plusieurs énigmes empiriques non reproduites par les modèles de cycles réels traditionnels. Il s'avère en effet que la prise en compte des chocs monétaires dans ce cadre de concurrence monopolistique avec rigidités de prix augmente considérablement la capacité du modèle à reproduire les caractéristiques des fluctuations économiques aux Etats-Unis et en France [15].

6.2.1 Exposé et résolution du modèle

Le modèle théorique reprend les travaux de Blanchard and Kiyotaki [1987] et de Benassy [1987] évoqués dans les chapitres précédents. Dans un premier temps, le modèle de concurrence monopolistique avec monnaie dans la fonction d'utilité et coûts d'ajustement quadratiques sur les prix est présenté; dans un second temps, il est résolu, après log-linéarisation autour de l'équilibre stationnaire, en appliquant la méthode de Blanchard and Kahn [1980].

6.2.1.1 Un modèle dynamique de concurrence monopolistique avec la monnaie dans la fonction d'utilité

Nous décrivons successivement le comportement des ménages et celui des entreprises avant de donner la définition de l'équilibre symétrique de concurrence monopolistique.

Technologie et préférences L'économie est constituée de h ménages identiques indicés par i et de n entreprises indicées par j. L'entreprise j est la seule à produire le bien j en quantité Y_j. Elle est ainsi en situation de monopole sur

15. La portée de ce résultat est d'autant plus grande que ces deux pays présentent des caractéristiques assez différentes.

son marché. Les entreprises ont toutes accès à la même technologie à rendements constants :

$$Y_{j,t} \leq A_t (K_{j,t})^{\alpha} (H_{j,t})^{1-\alpha} \tag{6.46}$$

où $K_{j,t}$ représente le niveau de capital utilisé par la firme j et $H_{j,t}$ son niveau d'emploi. La variable A_t en logarithme suit le processus stochastique stationnaire suivant :

$$\log(A_t) = \rho_A \log(A_{t-1}) + (1 - \rho_A) \log(A) + \varepsilon_{A,t} \tag{6.47}$$

où les $\varepsilon_{A,t}$ sont *i.i.d.* selon une loi normale d'espérance nulle et de variance σ_A^2, et où $\rho_A < 1$. La variable A_t représente ainsi un choc technologique temporaire agrégé qui frappe identiquement l'ensemble de production de chaque firme ; on suppose que A_t est révélée aux agents en début de période.

Les ménages sont tous identiques et maximisent le critère U_0 représentant l'espérance de la somme actualisée des flux instantanés d'utilité u conditionnellement à l'information disponible en $t = 0$:

$$\begin{aligned} U_0 &= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_{i,t}, \frac{M_{i,t}}{P_t}, L_{i,t}) \\ &= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{a} \left(C_{i,t}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \gamma_2 \left(\frac{M_{i,t}}{P_t} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1} a} \right. \\ &\qquad \left. + \gamma_1 v(L_{i,t}) \right) \end{aligned}$$

où $\beta \in]0, 1[$ et $\gamma_1 > 0$. $C_{i,t}$ est un panier à élasticité de substitution constante (CES) des différents biens produits dans l'économie :

$$C_{i,t} = \left(\sum_{j=1}^{n} C_{i,j,t}^{\frac{1}{1+\gamma}} \right)^{1+\gamma} \tag{6.48}$$

où $\frac{1+\gamma}{\gamma}$ représente l'élasticité de substitution entre les différents biens dans la fonction d'utilité. On définit alors un indice de prix P_t :

$$P_t = \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n} P_{j,t}^{\frac{-1}{\gamma}} \right)^{-\gamma} \tag{6.49}$$

qui vérifie par construction la propriété :

$$P_t C_{i,t} = \sum_{j=1}^{n} P_{j,t} C_{i,j,t} \tag{6.50}$$

$\frac{M_{i,t}}{P_t}$ représente les encaisses réelles détenues à la période t. Enfin, $L_{i,t}$ représente le loisir du ménage à la période t, chaque ménage disposant à chaque période d'une unité de temps qu'il partage entre travail et loisir ($1 = H_{i,t} + L_{i,t}$). L'élasticité (constante) de substitution entre la monnaie et l'indice de consommation est donnée par σ et $\frac{1}{1-a}$ représente l'élasticité intertemporelle de substitution du panier composé de l'indice de consommation et des encaisses réelles. En outre, les ménages accumulent du capital qu'ils louent aux entreprises. Le capital est ici un bien composite et se détermine comme un panier CES des différents biens de production. Pour simplifier le calcul des fonctions de demande, cet indice d'investissement est supposé avoir la même structure que le panier de consommation. La technologie d'accumulation du capital est ainsi donnée par l'équation suivante :

$$\begin{aligned} K_{i,t+1} &= (1-\delta)K_{i,t} + \left(\sum_{j=1}^{n} I_{i,j,t}^{\frac{1}{1+\gamma}}\right)^{1+\gamma} \\ &= (1-\delta)K_{i,t} + I_{i,t} \end{aligned}$$

où $I_{i,t}$ est l'indice d'investissement. Une unité de consommation de chacun des biens de l'économie doit être investie pour obtenir une unité de capital à la période suivante; le capital déjà existant se déprécie physiquement à un taux constant δ.

Composition optimale des paniers de consommation et d'investissement Le choix de la composition optimale des paniers de consommation et d'investissement peut être résolu comme un choix statique de la part du ménage i. Pour des niveaux individuels d'indices de consommation et d'investissement donnés $C_{i,t}$ et $I_{i,t}$ [16], le ménage i maximise respectivement ces indices en $C_{i,j,t}$ et $I_{i,j,t}$, en prenant comme donnés les prix $P_{j,t}$. La résolution de ces deux programmes [17] donnent les demandes de consommation et d'investissement du ménage i à la firme j :

$$\begin{aligned} C_{i,j,t} &= P_{j,t}^{-\frac{1+\gamma}{\gamma}} P_t^{\frac{1+\gamma}{\gamma}} \frac{C_{i,t}}{n} \\ I_{i,j,t} &= P_{j,t}^{-\frac{1+\gamma}{\gamma}} P_t^{\frac{1+\gamma}{\gamma}} \frac{I_{i,t}}{n} \end{aligned}$$

L'offre de monnaie Le stock agrégé de monnaie M_t croît au taux $(g_t - 1)$:

$$M_{t+1} = g_t M_t \tag{6.51}$$

16. Les niveaux de ces indices de consommation et d'investissement seront déterminés lors de la résolution du programme intertemporel du ménage i.

17. Cette résolution a été détaillée dans le chapitre deux.

Ce taux g_t a pour moyenne $\overline{g}$ et son logarithme suit un processus stochastique dont la loi d'évolution est donnée par :

$$\log(g_t) = \rho_g \log(g_{t-1}) + (1-\rho_g)\log(\overline{g}) + \varepsilon_{g,t} \tag{6.52}$$

Les chocs monétaires $\varepsilon_{g,t}$ sont *i.i.d.* selon une loi normale d'espérance nulle et de variance σ_g^2, et $\rho_g < 1$. On suppose que le taux g_t est révélé aux ménages en début de période, et que l'ensemble de la monnaie créé à la période t est distribué aux ménages :

$$(g_t - 1)M_t = \sum_{i=1}^{h} N_{i,t} \tag{6.53}$$

Le comportement intertemporel des ménages Chaque ménage entre en début de période t avec un stock de capital $K_{i,t}$ et un niveau d'encaisses nominales $M_{i,t}$ correspondant à sa demande d'encaisses de la période précédente. Il reçoit d'autre part un transfert monétaire forfaitaire $N_{i,t}$ qui s'ajoute à ses encaisses transférées de la période précédente[18]. A la période t, il choisit les niveaux de son indice de consommation, de son indice d'investissement, de son offre de travail ainsi que de la quantité de monnaie $M_{i,t+1}$ qu'il va transférer, sachant qu'elle lui apporte de l'utilité à la période suivante. Il reçoit enfin des revenus salariaux, la rémunération de son capital ainsi qu'une part $v_{i,j}$ supposée constante dans le temps des profits réels $\Pi_{j,t}$ de chaque entreprise j. Sa contrainte budgétaire à la période t s'écrit donc, en notant w_t le salaire réel et z_t la rémunération du capital brute de la dépréciation[19] :

$$\begin{aligned} P_t K_{i,t+1} + M_{i,t+1} \leq P_t(1-\delta)K_{i,t} + M_{i,t} + N_{i,t} + P_t z_t K_{i,t} \\ + P_t w_t H_{i,t} + P_t \sum_{j=1}^{n} (v_{i,j}\Pi_{j,t}) - P_t C_{i,t} \end{aligned} \tag{6.54}$$

Le ménage i maximise, à chaque période t, à $K_{i,0}$,$M_{i,0}$,g_0, A_0 donnés, en $(C_{i,t}, M_{i,t+1}, H_{i,t}, K_{i,t+1})$, $t \in [0, +\infty[$, l'espérance de la somme actualisée de ses flux d'utilité sous sa contrainte budgétaire. On peut écrire le problème sous forme récursive et sa solution vérifie l'équation de Bellman :

$$\begin{aligned} V_i(K_{i,t}, M_{i,t}, \chi_{i,t}) = \max_{C_{i,t}, H_{i,t}, K_{i,t+1}, M_{i,t+1}} \Big\{ u(C_{i,t}, \frac{M_{i,t}}{P_t}, L_{i,t}) \\ + \beta E_t V_i(K_{i,t+1}, M_{i,t+1}, \chi_{t+1}) \Big\} \end{aligned}$$

18. Il faut noter que ce transfert n'entre pas dans la fonction d'utilité.
19. Le taux d'intérêt est alors donné par $r_t = z_t - \delta$.

sous la contrainte (6.54) à laquelle on associe le multiplicateur $\Lambda_{i,t}$ et où $\chi_{i,t}$ représente l'ensemble d'information du ménage i à l'instant t :

$$\chi_{i,t} = \{g_t, A_t, \{P_{j,t}\}_{j=1}^{n}, w_t, z_t\}$$

Les conditions d'optimalité du comportement du ménage i sont dérivées de cette écriture récursive. On imposera les conditions de transversalité :

$$\lim_{\tau \to \infty} E_t \left[\beta^{t+\tau} E_{t+\tau} [\frac{\partial V_i(t+1+\tau)}{\partial K_{i,t+1+\tau}}] K_{i,t+1+\tau} \right] = 0 \qquad (6.55)$$

$$\lim_{\tau \to \infty} E_t \left[\beta^{t+\tau} E_{t+\tau} [\frac{\partial V_i(t+1+\tau)}{\partial M_{i,t+1+\tau}}] M_{i,t+1+\tau} \right] = 0 \qquad (6.56)$$

Comportement de la firme en concurrence monopolistique et existence de coûts d'ajustement de prix La structure de marché retenue dans ce modèle est une structure de concurrence monopolistique identique à celle de Blanchard and Kiyotaki [1987], modèle déjà étudié dans le chapitre deux de cette thèse[20]. L'existence d'une élasticité de substitution finie entre les différents biens entrant dans la fonction d'utilité des ménages met chaque entreprise en situation de monopole sur le marché de son produit. Cette élasticité est cependant strictement positive et chaque entreprise doit se soucier du niveau de son prix relativement au niveau général des prix. On suppose qu'il existe un grand nombre de firmes dans l'économie et que chaque firme a un effet négligeable sur les niveaux agrégés. Chaque firme joue ainsi en Nash sur le marché des biens pour déterminer son prix de vente, sa demande de travail et de services du capital, ainsi que son offre de bien, connaissant la fonction de demande qui lui est adressée et prenant comme donnés le niveau général des prix et le niveau de la demande agrégée. Sans hypothèse supplémentaire, le programme de la firme est ainsi statique.

Nous introduisons cependant l'idée qu'il existe des coûts d'ajustement des prix individuels, coûts qui renvoient à des modèles théoriques différents (modèles à coûts de recherche des consommateurs par exemple) et que l'on qualifie par souci de simplicité de "coûts de réimpression de catalogues" (*menu cost*), comme cela a été étudié dans le chapitre trois. Pour obtenir une solution simple au programme de la firme, nous supposons que ces coûts sont quadratiques. Dans le cas où les coûts d'ajustements de prix comprennent une partie fixe, nous avons montré dans le chapitre quatre que la règle optimale de fixation du prix de l'entreprise prend une forme récursive (de type (s, S)) qu'il est difficile d'agréger simplement. On fait également l'hypothèse que ces coûts d'ajustement sont nuls lorsque l'économie se trouve à l'état stationnaire. Les prix croissent au taux $\overline{g}$ à l'état stationnaire (voir plus loin (équation 6.93)). C'est donc un écart du taux de croissance du prix

20. La résolution en deux temps du programme du ménage nous permet de résoudre le modèle avec une fonction d'utilité assez générale, ce qui n'était pas le cas dans la section précédente.

individuel à sa moyenne $\overline{g}$ qui sera coûteux pour les entreprises. A la période t, le coût d'ajustement réel $\mathcal{CA}_{j,t}$ sera donc donné par :

$$\mathcal{CA}_{j,t} = \frac{\phi}{2}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}} - \overline{g}\right)^2 \tag{6.57}$$

où ϕ est un paramètre d'échelle des coûts d'ajustement.

Dès lors, l'entreprise doit adopter un comportement effectivement dynamique dans le choix de son prix et elle maximise en $t = 0$ l'espérance de la somme actualisée $V_{j,0}$ de ses profits :

$$E_0(V_{j,0}) = E_0\left(\sum_{t=0}^{\infty} \rho_t P_t \Pi_{j,t}\right) \tag{6.58}$$

avec

$$P_t \Pi_{j,t} = P_{j,t} Y_{j,t} - P_t w_t H_{j,t} - P_t z_t K_{j,t} - P_t \mathcal{CA}_{j,t} \tag{6.59}$$

Le facteur d'actualisation est donné par le processus stochastique $\{\rho_t\}$; on suppose que les ménages et les firmes ont accès à des marchés complets, ce qui implique que $\rho_t = \beta^t \Lambda_t$ à l'équilibre symétrique[21].

On suppose que le coût d'ajustement consiste en un panier *CES* des différents biens j, ce qui permet de dériver facilement la demande qui s'adresse à la firme j. La demande de l'entreprise j' en bien j est alors donnée par :

$$\mathcal{CA}_{j',j,t} = P_{j,t}^{-\frac{1+\gamma}{\gamma}} P_t^{\frac{1+\gamma}{\gamma}} \frac{1}{n} \mathcal{CA}_{j',t}$$

En notant $Y^d_{i,t}$ l'indice de demande du ménage i (consommation et investissement), la demande de biens adressée à la firme j à la période t s'écrira :

$$\begin{aligned} Y^d_{j,t} &= \sum_{i=1}^{h} Y^d_{i,j,t} + \sum_{j'=1}^{n} \mathcal{CA}_{j',j,t} \\ &= P_{j,t}^{-\frac{1+\gamma}{\gamma}} P_t^{\frac{1+\gamma}{\gamma}} \frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{h} Y^d_{i,t} + \sum_{j'=1}^{n} \mathcal{CA}_{j',t}\right) \end{aligned} \tag{6.60}$$

En notant $\sum_{i=1}^{h} Y^d_{i,t} + \sum_{j'=1}^{n} \mathcal{CA}_{j',t} = Y^d_t$, nous obtenons l'expression de la demande totale adressée à la firme j en fonction du prix relatif $P_{j,t}/P_t$ et de la demande agrégée Y^d_t :

$$Y^d_{j,t} = P_{j,t}^{-\frac{1+\gamma}{\gamma}} P_t^{\frac{1+\gamma}{\gamma}} \frac{Y^d_t}{n} \tag{6.61}$$

21. Voir Rotemberg and Woodford [1989] et Laffargue, Malgrange, and Pujol [1990] sur ce point.

On affecte le multiplicateur $\nu_{j,t}$ à la contrainte

$$Y_{j,t} \leq Y_{j,t}^{d} \tag{6.62}$$

où $Y_{j,t}^{d}$ est donnée par l'équation (6.61). La fonction de demande adressée à la firme j est explicitement prise en compte par celle-ci lorsqu'elle choisit à la période t son prix de vente, sa demande de travail et de capital. On peut écrire le problème sous forme récursive; sa solution vérifie alors l'équation de Bellman :

$$V_j\left(P_{j,t-1}, \chi_{j,t}\right) = \max_{P_{j,t}, H_{j,t}, K_{j,t}} \left\{ P_t \Pi_{j,t} + E_t \left[\frac{\rho_{t+1}}{\rho_t} V_j\left(P_{j,t}, \chi_{j,t+1}\right) \right] \right\}$$

sous les contraintes (6.46) et (6.62), avec $\chi_{j,t}$ l'ensemble d'information de la firme j à la période t : $\chi_{j,t} = \{g_t, A_t, P_t, z_t, w_t\}$. On impose également la condition de transversalité :

$$\lim_{\tau \to +\infty} E_t \left(\frac{\rho_{t+1+\tau}}{\rho_{t+\tau}} \frac{\partial V_{j,t+1+\tau}}{\partial P_{j,t+\tau}} P_{j,t+\tau} \right) = 0 \tag{6.63}$$

Elasticité intertemporelle de substitution du loisir et indivisibilité du travail La seule hypothèse faite *a priori* sur la fonction $v(L_{i,t})$ est sa concavité et la constance de l'élasticité de l'utilité marginale du loisir par rapport au loisir :

$$\frac{L_{i,t} v''(L_{i,t})}{v'(L_{i,t})} = \zeta \quad \forall L_{i,t}$$

Cette élasticité ζ est l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle du loisir et revêtira une importance toute particulière dans l'étalonnage du modèle. En suivant Hansen [1985] et Rogerson [1988], nous supposerons que le travail est indivisible dans notre économie fictive lors des simulations du modèle. Chaque ménage travaille un nombre d'heures H_0 donné ou ne travaille pas. Cette hypothèse permet de rendre compte du fait que la majeure partie de la variabilité des heures travaillées est due à une variation du nombre d'emplois et non à une variation de la durée moyenne du travail. Sous cette hypothèse, le programme du ménage ne satisfait plus les conditions traditionnelles de convexité, et nous adoptons l'hypothèse de Rogerson [1988] pour convexifier l'économie. On suppose que chaque ménage offre à chaque période un contrat spécifiant qu'il travaillera H_0 avec une probabilité $\pi_{i,t}$ et 0 avec une probabilité $1\text{-}\pi_{i,t}$. Son salaire est donné par le prix de vente de ce contrat. Ainsi, le ménage touchera un salaire qu'il travaille ou non. Les ménages étant identiques, ils choisissent tous le même $\pi_{i,t} = \pi_t$ et seulement une fraction π_t d'entre eux sera employée; $1\text{-}\pi_t$ représentera alors le taux de chômage de l'économie.

Sous ces hypothèses, la fonction $v(H_{i,t})$ est linéaire et l'élasticité de l'utilité marginale du loisir ζ est nulle ce qui correspond à une l'élasticité de substitution intertemporelle du loisir infinie.

Equilibre symétrique de concurrence monopolistique de l'économie Un *équilibre symétrique de concurrence monopolistique de l'économie* sera donné par un ensemble de règles de décisions du ménage i ($C_{i,t}(s_{i,t})$, $M_{i,t+1}(s_{i,t})$), $K_{i,t+1}(s_{i,t})$ et $H_{i,t}(s_{i,t})$ (où $s_{i,t} = (\chi_{i,t}, K_{i,t}, M_{i,t})$ représente le vecteur des variables d'état pour le ménage i), d'une demande de capital $K_{j,t}(s_{j,t})$, de travail $H_{j,t}(s_{j,t})$ et d'un prix $P_{j,t}(s_{j,t})$ de l'entreprise j (où $s_{j,t} = (\chi_{j,t}, P_{j,t-1})$ représente le vecteur des variables d'état pour l'entreprise j), d'un vecteur de prix $(\{P_{j,t}(s_t)\}_{j=1}^n, w(s_t), z(s_t))$ (où $s_t = (\{s_{i,t}\}_{i=1}^h, \{s_{j,t}\}_{j=1}^n)$ représente l'état de l'économie) vérifiant :

- $C_{i,t}(s_{i,t})$, $K_{i,t+1}(s_{i,t})$, $M_{i,t+1}(s_{i,t})$ et $H_{i,t}(s_t)$ maximisent $V_i(K_{i,t}, M_{i,t}, \chi_{i,t})$ sous les contraintes (6.54), (6.55) et (6.56) pour les prix $(\{P_{j,t}\}_{j=1}^n, w(s_t), z(s_t))$,
- $K_{j,t}(s_{j,t})$, $H_{j,t}(s_{j,t})$ et $P_{j,t}(s_{j,t})$ maximisent $V_j(P_{j,t-1}, \chi_{j,t})$ sous les contraintes (6.46), (6.62) et (6.63) à chaque période pour les prix $(P(s_t), w(s_t), z(s_t))$,
- $(\{P_{j,t}(s_t)\}_{j=1}^n, z(s_t), w(s_t))$ assurent l'équilibre des marchés des biens, du capital, du travail et de la monnaie (bien numéraire de l'économie); soit respectivement $Y_j^d(s_t) = Y_j(s_t)\ \forall j \in \{1, n\}$, $\sum_{i=1}^h K_{i,t}(s_{t-1}) = \sum_{j=1}^n K_{j,t}(s_{j,t})$, $\sum_{i=1}^h H_{i,t}(s_{i,t}) = \sum_{j=1}^n H_{j,t}(s_{j,t})$ et $\sum_{i=1}^h M_{i,t+1}(s_{i,t}) = g_t M_t$
- $s_{i,t} = s_t^m\ \forall i \in \{1, h\}$ et $s_{j,t} = s_t^e\ \forall j \in \{1, m\}$ (hypothèse de symétrie de l'équilibre[22]).

6.2.1.2 Résolution du modèle

Il n'est généralement pas possible de donner une solution analytique à un tel problème et seule une méthode de résolution approchée peut être envisagée. Nous procédons à une log-linéarisation au premier ordre des équations définissant l'équilibre de concurrence monopolistique autour de l'équilibre stationnaire de prévisions parfaites de l'économie. Nous obtenons alors un système dynamique linéaire qui décrit l'évolution des écarts relatifs des variables macroéconomiques à leur niveau d'équilibre stationnaire en fonction des chocs affectant le modèle.

En résumé, la stratégie de résolution consiste à :

- écrire les conditions d'optimalité des différents agents et y intégrer les conditions d'équilibre pour obtenir le système (I) définissant l'équilibre de concurrence monopolistique,
- calculer l'équilibre stationnaire de prévisions parfaites,
- log-linéariser le système (I) autour de l'équilibre stationnaire de prévisions parfaites[23] afin d'obtenir un système linéaire récurrent entre

22. Par la suite on adoptera sans perte de généralité la normalisation $n = h = 1$.

23. Les coefficients du système linéaire seront alors donnés par des combinaisons linéaires des valeurs des élasticités prises à l'équilibre stationnaire de prévisions parfaites entre les

des variables d'écarts relatifs à l'équilibre stationnaire (système (II)), variables représentatives du cycle,
— résoudre le système linéaire (II) pour déterminer les règles de décisions optimales.

Définition extensive de l'équilibre concurrentiel L'équilibre symétrique de concurrence monopolistique est donné par le système (I) suivant, qui comporte les conditions nécessaires d'optimalité des comportements des ménages et des entreprises, ainsi que les conditions d'équilibre sur les marchés et certaines équations de définition.

Les conditions d'optimalité du ménage i sont données par :

$$\frac{\partial u}{\partial c_{i,t}} - P_t \Lambda_{i,t} = 0 \quad (6.64)$$

$$\frac{\partial u}{\partial H_{i,t}} + P_t w_t \Lambda_{i,t} = 0 \quad (6.65)$$

$$\beta E_t \left[\frac{\partial V_i(t+1)}{\partial K_{i,t+1}} \right] - P_t \Lambda_{i,t} = 0 \quad (6.66)$$

$$\beta E_t \left[\frac{\partial V_i(t+1)}{\partial M_{i,t+1}} \right] - \Lambda_{i,t} = 0 \quad (6.67)$$

$$\frac{\partial V_i(t)}{\partial K_{i,t}} - P_t(1 - \delta + z_t)\Lambda_{i,t} = 0 \quad (6.68)$$

$$\frac{\partial V_i(t)}{\partial M_{i,t}} - \frac{\partial u}{\partial M_{i,t}} - \Lambda_{i,t} = 0 \quad (6.69)$$

$$M_{i,t+1} = P_t(1-\delta)K_{i,t} + M_{i,t} + N_{i,t} + P_t z_t K_{i,t} \quad (6.70)$$
$$+ P_t w_t H_{i,t} + P_t \sum_{j=1}^{n} (v_{i,j} \Pi_{j,t}) - P_t C_{i,t} - P_t K_{i,t+1}$$

$$\lim_{\tau \to \infty} E_t \left[\beta^{t+\tau} E_{t+\tau} [\frac{\partial V_i(t+1+\tau)}{\partial K_{i,t+1+\tau}}] K_{i,t+1+\tau} \right] = 0 \quad (6.71)$$

$$\lim_{\tau \to \infty} E_t \left[\beta^{t+\tau} E_{t+\tau} [\frac{\partial V_i(t+1+\tau)}{\partial M_{i,t+1+\tau}}] M_{i,t+1+\tau} \right] = 0 \quad (6.72)$$

On note $\lambda_{i,t} = P_t \Lambda_{i,t}$ l'utilité marginale de la richesse réelle. En notant $u_{C,i,t}, u_{m,i,t}$ et $u_{H,i,t}$ les dérivées de la fonction d'utilité par rapport à $C_{i,t}$,

variables du modèle.

$M_{i,t}/P_{i,t}$ et $H_{i,t}$), les conditions d'optimalité du ménage i s'écrivent :

$$u_{C,i,t} = \lambda_{i,t} \tag{6.73}$$

$$u_{H,i,t} = -\lambda_{i,t} w_t \tag{6.74}$$

$$0 = E_t\left[\frac{P_t}{P_{t+1}}\left(\lambda_{t+1}\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}(1+z_{t+1}-\delta)-1\right) - u_{m,i,t+1}\right)\right] \tag{6.75}$$

$$1 = \beta E_t\left[(1+z_{t+1}-\delta)\frac{\lambda_{i,t+1}}{\lambda_{i,t}}\right] \tag{6.76}$$

$$P_t K_{i,t+1} + M_{i,t+1} = P_t(1-\delta)K_{i,t} + M_{i,t} + N_{i,t} + P_t z_t K_{i,t} + P_t w_t H_{i,t} + P_t \sum_{j=1}^{n}(v_{i,j}\Pi_{j,t}) - P_t C_{i,t} \tag{6.77}$$

$$\lim_{\tau \to +\infty} E_t\left[\beta^{t+\tau}\lambda_{i,t+\tau}K_{i,t+1+\tau}\right] = 0 \tag{6.78}$$

$$\lim_{\tau \to +\infty} E_t\left[\beta^{t+\tau}\lambda_{i,t+\tau}\frac{M_{i,t+1+\tau}}{P_{t+\tau}}\right] = 0 \tag{6.79}$$

L'équation (6.73) représente l'égalisation de l'utilité marginale de la consommation et du prix de la consommation, l'équation (6.74) l'égalisation de la désutilité marginale et du revenu du travail. L'équation (6.75) représente l'égalisation de l'utilité marginale anticipée de la monnaie et de son prix anticipé, ce dernier étant égal au taux d'intérêt nominal anticipé[24]. L'équation (6.76) correspond à l'allocation intertemporelle optimale de la richesse.

Les conditions d'optimalité du comportement de l'entreprise j sont données

24. Le taux d'intérêt nominal est en effet défini à partir de taux d'intérêt réel ($z_{t+1} - \delta$) et du taux d'inflation ($\frac{P_{t+1}}{P_t} - 1$).

par :

$$
\begin{aligned}
P_t w_t &= (1-\alpha)\frac{Y_{j,t}}{H_{j,t}}(P_{j,t}-\nu_{j,t}) \\
P_t z_t &= \alpha\frac{Y_{j,t}}{K_{j,t}}(P_{j,t}-\nu_{j,t}) \\
Y_{j,t} &- \frac{1+\gamma}{\gamma}\nu_{j,t}P_{j,t}^{-\frac{1+\gamma}{\gamma}-1}P_t^{\frac{1+\gamma}{\gamma}}\frac{Y_t^d}{n} \\
&- \phi\frac{P_t}{P_{j,t-1}}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}}-\overline{g}\right) \\
&+ E_t\left[\frac{\rho_{t+1}}{\rho_t}\frac{\partial V_j(t+1)}{\partial P_{j,t}}\right]=0 \\
\frac{\partial V_j(t)}{\partial P_{j,t-1}} &= \phi\left(\frac{P_{j,t}P_t}{P_{j,t-1}^2}\right)\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}}-\overline{g}\right) \\
\nu_{j,t} &\geq 0 \\
\nu_{j,t}(Y_{j,t}-Y_{j,t}^d) &= 0 \\
Y_{j,t} &= A_t(K_{j,t})^{\alpha}(H_{j,t})^{1-\alpha} \\
P_t\Pi_{j,t} &= P_{j,t}Y_{j,t} - P_t w_t H_{j,t} - P_t z_t K_{j,t} \\
&- P_t\frac{\phi}{2}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}}-\overline{g}\right)^2 \\
\lim_{\tau\to+\infty} E_t &\left(\frac{\rho_{t+1+\tau}}{\rho_{t+\tau}}\frac{\partial V_{j,t+1+\tau}}{\partial P_{j,t+\tau}}P_{j,t+\tau}\right)=0
\end{aligned}
$$

On peut réécrire ces conditions d'optimalité sous la forme suivante :

$$P_t w_t = (1-\alpha)\frac{Y_{j,t}}{H_{j,t}}(P_{j,t}-\nu_{j,t}) \tag{6.80}$$

$$P_t z_t = \alpha\frac{Y_{j,t}}{K_{j,t}}(P_{j,t}-\nu_{j,t}) \tag{6.81}$$

$$\begin{aligned} Y_{j,t} = {} & \frac{1+\gamma}{\gamma}\nu_{j,t}P_{j,t}^{-\frac{1+\gamma}{\gamma}-1}P_t^{\frac{1+\gamma}{\gamma}}\frac{Y_t}{n} \\ & + \phi\frac{P_t}{P_{j,t-1}}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}}-\overline{g}\right) \\ & - E_t\left[\phi\frac{\rho_{t+1}}{\rho_t}\left(\frac{P_{j,t+1}}{P_{j,t}}\right)^2\left(\frac{P_{t+1}}{P_{j,t+1}}\right)\right. \\ & \left.\times\left(\frac{P_{j,t+1}}{P_{j,t}}-\overline{g}\right)\right] \end{aligned} \tag{6.82}$$

$$\nu_{j,t} \geq 0 \tag{6.83}$$

$$\nu_{j,t}(Y_{j,t}-Y_{j,t}^d) = 0 \tag{6.84}$$

$$Y_{j,t} = A_t(K_{j,t})^{\alpha}(H_{j,t})^{1-\alpha} \tag{6.85}$$

$$\begin{aligned} P_t\Pi_{j,t} = {} & P_{j,t}Y_{j,t} - P_t w_t H_{j,t} - P_t z_t K_{j,t} \\ & - P_t\frac{\phi}{2}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}}-\overline{g}\right)^2 \end{aligned} \tag{6.86}$$

$$\lim_{\tau\to+\infty} E_t\left(\frac{\rho_{t+1+\tau}}{\rho_{t+\tau}}\frac{\partial V_{j,t+\tau}}{\partial P_{j,t+\tau}}P_{j,t+\tau}\right) = 0 \tag{6.87}$$

Dans ce modèle, le multiplicateur ν est un indicateur de la marge nominale réalisée par les monopoleurs, et permet le calcul du taux de marge μ. En effet, les conditions (6.80) et(6.81) permettent d'obtenir la relation faisant intervenir l'expression du coût marginal $C_{m,j,t}(Y_{j,t})$ de la firme j :

$$C_{m,j,t}(Y_{j,t}) = P_{j,t} - \nu_{j,t}$$

et le taux de marge est alors défini par :

$$P_{j,t} = (1+\mu_{j,t})C_{m,j,t} \iff \mu_{j,t} = \frac{\nu_{j,t}}{P_{j,t}-\nu_{j,t}} \tag{6.88}$$

A prix flexibles, la valeur du taux de marge est constante. La courbe d'offre globale est donc verticale, tandis que la courbe de demande globale est décroissante. A la suite d'un choc technologique, la courbe de coût marginal de l'entreprise se déplace vers le bas, ce qui déplace vers la droite la courbe d'offre : l'entreprise

produit alors relativement plus pour un prix relativement plus faible[25], afin d'assurer l'égalité (6.88). A la suite d'un choc de demande (le choc monétaire dans notre modèle), la courbe de demande se déplace vers le haut, la courbe d'offre restant inchangée puisque le taux de marge n'a pas bougé : l'entreprise ne changera pas son niveau de production ; l'augmentation du niveau de la demande se traduira uniquement par une élévation du niveau des prix. En revanche, si les prix sont rigides, la courbe d'offre globale devient croissante avec les prix ; plus les coûts d'ajustement seront élevés, plus la pente de la courbe d'offre sera faible. L'entreprise diminuera son prix, mais moins que dans le cas de flexibilité complète, ce qui augmentera le taux de marge, à la suite d'un choc technologique : la courbe d'offre s'est déplacée vers la droite le long de la courbe de demande. A la suite d'un choc de demande, la courbe de demande se déplace vers le haut le long d'une courbe d'offre qui n'est plus verticale : il se produit à la fois une hausse des prix et du produit. En effet, l'entreprise augmente moins son prix en présence de coûts d'ajustement, ce qui provoque une baisse du taux de marge. Ainsi, les taux de marge fluctueront de façon pro-cyclique à la suite d'un choc d'offre et de façon contra-cyclique à la suite d'un choc de demande. Nous retrouvons avec une modélisation différente le résultat recherché par Rotemberg and Woodford [1989].

Enfin, les équations d'équilibre et les égalités comptables sont données par :

$$\sum_{i=1}^{h} K_{i,t} = \sum_{j=1}^{n} K_{j,t} \tag{6.89}$$

$$\sum_{i=1}^{h} H_{i,t} = \sum_{j=1}^{n} H_{j,t} \tag{6.90}$$

$$\sum_{i=1}^{h} M_{i,t+1} = g_t M_t \tag{6.91}$$

$$\sum_{i=1}^{h} M_{i,t+1} - M_t = \sum_{i=1}^{h} N_{i,t} \tag{6.92}$$

et la symétrie de l'équilibre impose $X_{i,t} = X_t \ \forall i$ et $Z_{j,t} = Z_t \ \forall j$, ceci pour toutes les variables (X, Z) du modèle, avec la convention de normalisation $n = h = 1$

Calcul de l'équilibre stationnaire de prévisions parfaites La réécriture du système (I) à l'équilibre stationnaire nous donne un nouveau système d'équations qui permet de calculer les valeurs d'état stationnaire nécessaires à

25. Cet effet négatif sur les prix et positif sur le produit est cependant d'une amplitude plus faible que dans le cas concurrentiel, les profits augmentant dans le cas monopolistique.

la linéarisation. En notant $m_t = \frac{M_t}{P_{t-1}}$ la valeur réelle en $t-1$ des encaisses nominales transférées de la période $t-1$ vers la période t, l'équation (6.91) se réécrit :

$$\frac{m_t}{m_{t+1}} = \frac{f_t}{gt} \tag{6.93}$$

avec f_t le taux d'inflation entre la période $t-1$ et la période t. La stationnarité des encaisses m_t implique une croissance au taux $\overline{g}$ des prix à l'équilibre stationnaire. Ainsi, la stationnarité des variables réelles correspondra à une croissance au taux $\overline{g}$ de toutes les variables nominales (M, P, ν).

Nous imposons les valeurs d'état stationnaire des heures travaillées H et de la part des encaisses réelles dans le produit $\frac{M}{PY}$, ce qui revient implicitement à imposer une valeur particulière à γ_1 et de γ_2. Avec ces valeurs de H et $\frac{M}{PY}$ [26], et pour A et P pris arbitrairement, les valeurs d'état stationnaire sont données par :

$$\begin{aligned}
z &= \frac{1-\beta(1-\delta)}{\beta} \\
\frac{\nu}{P} &= \frac{\gamma}{1+\gamma} \\
\frac{K}{Y} &= \left(\frac{\alpha}{1+\gamma}\right)\frac{1}{z} \\
\frac{C}{Y} &= 1-\delta\left(\frac{K}{Y}\right) \\
Y &= A^{1/(1-\alpha)}\left(\frac{K}{Y}\right)^{\alpha/(1-\alpha)} H \\
w &= \left(\frac{1-\alpha}{1+\gamma}\right)\left(\frac{Y}{H}\right) \\
\mu &= \gamma
\end{aligned}$$

Une élasticité de substitution entre les biens de consommation infinie (correspondant à un γ nul) annule la valeur du taux de marge μ. Pour une élasticité de substitution non infinie, μ sera un indicateur du pouvoir de monopole des entreprises.

Linéarisation du système (I) autour de l'équilibre stationnaire On procède à une approximation à l'ordre un des conditions définissant l'équilibre concurrentiel (où $\widehat{x}_t$ représente la déviation en pourcentage de X_t autour de sa valeur stationnaire X) afin d'obtenir le système linéaire (II) :

26. Ces valeurs seront données par la suite.

$$\widehat{\lambda_t} = \left(\frac{\sigma(a-1)+1}{\sigma\left(C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \gamma_2 \left(\frac{m}{\overline{g}}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)} C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} - \frac{1}{\sigma} \right) \widehat{c_t} \tag{6.94}$$

$$+ \left(\frac{\sigma(a-1)+1}{\sigma\left(C^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \gamma_2 (m\overline{g})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)} \gamma_2 \left(\frac{m}{\overline{g}}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right) \left(\widehat{m_t} + \widehat{f_t} \right)$$

$$0 = \left(\frac{1}{\sigma} - \frac{\overline{g}(1+z-\delta)}{\overline{g}(1+z-\delta)-1} \right) E_t \left[\widehat{f_{t+1}} \right] \tag{6.95}$$

$$- \left(\frac{z\overline{g}}{\overline{g}(1+z-\delta)-1} \right) E_t \left[\widehat{z}_{t+1} \right] + \frac{1}{\sigma} E_t \left[\widehat{c}_{t+1} \right] - \frac{1}{\sigma} E_t \left[\widehat{m}_{t+1} \right]$$

$$-\zeta \frac{H}{1-H} \widehat{h_t} = \widehat{\lambda_t} + \widehat{w_t} \tag{6.96}$$

$$\widehat{\lambda_t} - E_t \left[\widehat{\lambda_{t+1}} \right] = \frac{z}{1+z-\delta} E_t \left[\widehat{z_{t+1}} \right] \tag{6.97}$$

$$K\widehat{k}_{t+1} - (1+z-\delta) K \widehat{k}_t = wH\widehat{w}_t + wH\widehat{h}_t - C\widehat{c}_t \tag{6.98}$$

$$\widehat{w}_t + \frac{\gamma}{1+\gamma} \widehat{\mu}_t = \widehat{y}_t - \widehat{h}_t \tag{6.99}$$

$$\widehat{z}_t + \frac{\gamma}{1+\gamma} \widehat{\mu}_t = \widehat{y}_t - \widehat{k}_t \tag{6.100}$$

$$\frac{1+\gamma}{\gamma} \mu y \widehat{\mu}_t = \phi \overline{g}^2 E_t \left[\widehat{f}_{t+1} \right] - \phi \overline{g}^2 \widehat{f}_t \tag{6.101}$$

$$\Pi \widehat{\pi}_t = Y \widehat{y}_t - wH \left(\widehat{w}_t + \widehat{h}_t \right) - zK \left(\widehat{z}_t + \widehat{k}_t \right) \tag{6.102}$$

$$\widehat{m}_{t+1} + \widehat{f_{t+1}} = \widehat{g}_t - \widehat{m}_t \tag{6.103}$$

$$\widehat{y}_t = \widehat{A}_t + \alpha \widehat{k}_t + (1-\alpha) \widehat{h}_t \tag{6.104}$$

$$\widehat{y}_t = \frac{C}{Y} \widehat{c}_t + \frac{I}{Y} \widehat{i}_t \tag{6.105}$$

Résolution du système linéaire (II) : Le système (II) s'écrit de façon très générale sous la forme :

$$M_1 \widehat{\Omega}_t = M_2 \widehat{\Theta}_t + M_3 \widehat{e}_t \tag{6.106}$$

$$E_t M_4(L) \left[\widehat{\Theta}_{t+1} \right] = E_t M_5(L) \left[\widehat{\Omega}_{t+1} \right] + E_t M_6(L) \left[\widehat{e}_t \right] \tag{6.107}$$

où les matrices M_j sont à coefficients réels, les matrices $M_j(L)$ représentent des matrices de polynômes en L de degré inférieur ou égal à un et où :

$$\widehat{\Theta}_t = \begin{pmatrix} \widehat{k}_t \\ \widehat{m}_t \\ \widehat{m}_{t+1} \\ \widehat{\mu}_t \\ \widehat{\lambda}_t \end{pmatrix}, \ \widehat{\Omega}_t = \begin{pmatrix} \widehat{c}_t \\ \widehat{h}_t \\ \widehat{w}_t \\ \widehat{z}_t \\ \widehat{y}_t \\ \widehat{\pi}_t \\ \widehat{i}_t \\ \widehat{f}_t \end{pmatrix}, \ \widehat{e}_t = \begin{pmatrix} \widehat{A}_t \\ \widehat{g}_t \end{pmatrix}$$

Les équations (6.106) et (6.107) permettent d'obtenir une relation dynamique entre $\widehat{\Theta}$ et $\widehat{e}$:

$$E_t\widehat{\Theta}_{t+1} \quad = \quad W\widehat{\Theta}_t + Q\widehat{e}_t + RE_t\widehat{e}_{t+1} \tag{6.108}$$

où les éléments des matrices W, R et Q sont réels. La matrice W possède deux valeurs propres v_1 et v_2 inférieures à un en module, et trois valeurs propres v_3, v_4 et v_5 de module supérieur à un. En notant

$$v = \begin{pmatrix} v_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & v_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & v_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & v_4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & v_5 \end{pmatrix} \text{ et } W = PvP^{-1},$$

le système (6.108) admet alors comme solution générale :

$$\begin{aligned} E_t\widehat{\Theta}_{t+1} = W^t \begin{pmatrix} \widehat{k}_0 \\ \widehat{m}_0 \\ \widehat{\lambda}_0 \\ \widehat{m}_1 \\ \widehat{\mu}_0 \end{pmatrix} + \sum_{j=0}^{t} W^j Q E_t\left(\widehat{e}_{t-j}\right) \\ + \sum_{j=0}^{t} W^j R E_t\left(\widehat{e}_{t-j+1}\right) \end{aligned} \tag{6.109}$$

Comme les valeurs propres v_3, v_4 et v_5 sont de module supérieur à un, le système est sur un sentier explosif pour des conditions initiales $\widehat{\lambda}_0$, $\widehat{m}_1$ et $\widehat{\mu}_0$ arbitraires. Il existe cependant des valeurs particulières des variables non-prédéterminées telles que la solution proposée en (6.109) vérifie les conditions de transversalité (6.78) et (6.79) pour le ménage représentatif, et (6.87) pour l'entreprise j à l'équilibre symétrique. Pour ces valeurs particulières de λ_0, $\widehat{m}_1$ et $\widehat{\mu}_0$, il existe un unique sentier d'évolution $\left(\{\widehat{k}_t\}_{t=0}^{\infty}, \{\widehat{\lambda}_t\}_{t=0}^{\infty}, \{\widehat{m}_t\}_{t=0}^{\infty}, \{\widehat{\mu}\}_{t=0}^{\infty}\right)$, solution du modèle.

Compte tenu de la forme linéaire markovienne du modèle, il est possible d'appliquer les formules de Hansen and Sargent [1980]; étant donnée la loi d'évolution des variables exogènes stochastiques (équation (6.47) et (6.52)), la solution du modèle est donnée par le système :

$$\widehat{s}_{t+1} = M\widehat{s}_t + \varepsilon_{t+1} \tag{6.110}$$

$$\widehat{d}_t = \Pi\widehat{s}_t \tag{6.111}$$

avec $\widehat{s}_t$ le vecteur des variables d'état (prédéterminées et exogènes) et $\widehat{d}_t$ le vecteur des contrôles :

$$\widehat{s}_t = \begin{pmatrix} \widehat{k}_t \\ \widehat{m}_t \\ \widehat{A}_t \\ \widehat{g}_t \end{pmatrix}, \ \widehat{d}_t = \begin{pmatrix} \widehat{c}_t \\ \widehat{h}_t \\ \widehat{w}_t \\ \widehat{r}_t \\ \widehat{y}_t \\ \widehat{\pi}_t \\ \widehat{\mu}_t \\ \widehat{\lambda}_t \\ \widehat{i}_t \\ \widehat{f}_t \\ \widehat{x}_t \end{pmatrix}, \ \varepsilon_t = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{A,t} \\ \varepsilon_{g,t} \end{pmatrix}$$

et

$$M = \begin{pmatrix} \pi_{kk} & \pi_{km} & \pi_{kA} & \pi_{kg} \\ \pi_{mk} & \pi_{mm} & \pi_{mA} & \pi_{mg} \\ 0 & 0 & \rho_A & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_g \end{pmatrix},$$

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{ck} & \pi_{cm} & \pi_{cA} & \pi_{cg} \\ \pi_{hk} & \pi_{hm} & \pi_{hA} & \pi_{hg} \\ \pi_{wk} & \pi_{wm} & \pi_{wA} & \pi_{wg} \\ \pi_{rk} & \pi_{rm} & \pi_{rA} & \pi_{rg} \\ \pi_{yk} & \pi_{ym} & \pi_{yA} & \pi_{yg} \\ \pi_{\Pi k} & \pi_{\Pi m} & \pi_{\Pi A} & \pi_{\Pi g} \\ \pi_{\mu k} & \pi_{\mu m} & \pi_{\mu A} & \pi_{\mu g} \\ \pi_{ik} & \pi_{im} & \pi_{iA} & \pi_{ig} \\ \pi_{fk} & \pi_{fm} & \pi_{fA} & \pi_{fg} \\ \pi_{xk} & \pi_{xm} & \pi_{xA} & \pi_{pg} \end{pmatrix}$$

La matrice Π donne les règles de décision optimales. Ses coefficients Π_{jl} représentent l'élasticité instantanée de la variable j à la variable l. Les équations (6.110) et (6.111) seront utilisées lors des exercices de simulation. En particulier, nous avons calculé les élasticités de la productivité du travail, notées $\pi_{p.}$, qui peuvent différer de celles du salaire réel, lorsque le taux de marge varie. Les élasticités des encaisses réelles ne sont pas en revanche reportées car elles sont exactement l'opposé de celles de l'inflation.

6.2.2 Mécanismes du modèle

Pour des valeurs données des paramètres d'élasticité intertemporelle de la fonction d'utilité, des coefficients décrivant la technologie, des taux de croissance de la masse monétaire et des valeurs de la persistance des chocs (ρ_A et ρ_g), nous étudions les réponses des variables aux chocs technologiques et monétaires. Celles-ci sont paramétrées par l'intensité du pouvoir de monopole (fonction de l'élasticité de substitution entre les biens $\frac{1+\gamma}{\gamma}$) et la taille des coûts d'ajustement de prix (paramètre ϕ). Afin d'étudier la sensibilité de notre modèle à ces paramètres, nous prendrons comme référence[27] les élasticités obtenues pour l'étalonnage présenté dans les tableaux 6.17 et 6.18.

TABLEAU 6.17 : A. Etalonnage de référence

σ	a	ζ	H	α	δ	β
1/9	-1/3	0	.2	.30	.025	.988

TABLEAU 6.18 : B. Etalonnage de référence

ρ_A	σ_{ϵ_A}	ρ_g	σ_{ϵ_g}	γ	$\frac{\Pi}{Y}$	ϕ	$\frac{\mathcal{CA}(1\%)}{Y}$	$\frac{M}{PY}$
.95	.8	.377	.9	.197	16.4%	1	.01%	.1

Le ratio $\frac{\Pi}{Y}$ donne la part des profits dans la distribution des revenus à l'équilibre stationnaire. $\frac{\mathcal{CA}(1\%)}{Y}$ correspond au coût d'ajustement réel d'une augmentation de 1% du taux de croissance des prix en proportion du produit d'état stationnaire. Ce ratio permet de donner une indication sur l'importance des coûts d'ajustement dans le modèle. $\frac{M}{PY}$ donne la part des encaisses réelles dans le produit à l'état stationnaire[28].

27. Le choix des valeurs des paramètres importe peu ici. En effet, il s'agit d'étudier la déformation des élasticités en fonction de deux paramètres. Nous reviendrons sur le choix de ces paramètres lorsque nous procèderons à une validation du modèle par simulation stochastique.

28. Nous reviendrons plus bas sur le choix de ces valeurs.

6.2.2.1 Effets instantanés du choc technologique

L'étalonnage de référence conduit aux valeurs reproduites dans le tableau 6.19.

Tableau 6.19 : Elasticités $\Pi_{.A}$ (Etalonnage de référence)

Π_{cA}	Π_{hA}	Π_{wA}	Π_{rA}	Π_{yA}	$\Pi_{\Pi A}$	$\Pi_{\mu A}$	Π_{iA}	Π_{fA}	Π_{xk}
.499	.369	.664	1.47	1.25	2.40	1.14	5.0	-.55	.88

Un choc technologique positif élève les productivités marginales du travail et du capital. Les entreprises vont donc augmenter leurs demandes de facteurs, leur production et réduire leurs prix. La baisse des prix est cependant relativement plus faible que dans un modèle sans coûts d'ajustement de prix. La concurrence en prix entre les firmes est donc relativement plus faible durant l'ajustement, ce qui accroit les profits et le taux de marge : la réponse du salaire réel est donc différente et plus faible que celle de la productivité du travail.

Les ménages perçoivent un effet-richesse positif lié à l'augmentation des revenus du capital, du travail ainsi que des profits. Cet effet-richesse ne domine cependant pas l'effet de la hausse du salaire réel dans la détermination de l'offre de travail, et les heures travaillées augmentent donc. Parallèlement, la baisse des prix va engendrer une augmentation de la détention d'encaisses réelles.

Tableau 6.20 : Sensibilité des élasticités $\Pi_{.A}$ à ϕ

ϕ	0	.50	1.5	3.5	5
Π_{cA}	.523	.510	.487	.448	.424
Π_{hA}	1.01	.680	.075	-.951	-1.59
Π_{wA}	.696	.679	.649	.597	.564
Π_{rA}	1.41	1.44	1.50	1.59	1.64
Π_{yA}	1.70	1.47	1.05	.333	-.116
$\Pi_{\Pi A}$	1.70	2.06	2.71	3.82	4.52
$\Pi_{\mu A}$	0	.588	1.66	3.49	4.64
Π_{iA}	7.54	6.23	3.83	-.23	-2.78
Π_{fA}	-.583	-.568	-.541	-.494	-.465
Π_{xA}	.696	.795	.977	1.28	1.47

Avec l'augmentation des coûts d'ajustement, le taux de marge et les profits augmentent relativement plus[29], étant donné que chaque entreprise baisse moins son prix. L'effet de hausse des heures travaillées est moins fort dans la mesure où l'effet-richesse (augmentation du profit et des revenus du capital) va réduire l'incitation des ménages à travailler ; en outre, le taux de marge étant plus élevé, la demande de travail augmentera moins. A la limite, les heures travaillées baisseront si ϕ est très élevé. La réponse de l'investissement peut s'interpréter sur la base d'un raisonnement analogue. Ces effets impliquent une augmentation moins forte du produit, de la consommation et des encaisses réelles lorsque ϕ augmente (tableau 6.20).

TABLEAU 6.21 : Sensibilité des élasticités $\Pi_{.A}$ à γ

γ	.0001	.01	.10	.35	.5
Π_{cA}	.479	.480	.492	.501	.495
Π_{hA}	1.20	1.16	.790	-.304	-.947
Π_{wA}	.637	.639	.654	.667	.659
Π_{rA}	1.54	1.54	1.50	1.46	1.46
Π_{yA}	1.84	1.80	1.55	.787	.336
$\Pi_{\Pi A}$	2.84	2.82	2.63	1.99	1.58
$\Pi_{\mu A}$	1.0	1.01	1.08	1.21	1.24
Π_{iA}	7.24	7.16	6.27	2.41	-.683
Π_{fA}	-.530	-.532	-.546	-.557	-.550
Π_{xA}	.637	.649	.762	1.09	1.28

Lorsque le pouvoir de monopole augmente, la réponse des heures travaillées diminue, donc celle du produit aussi, tandis que celle de la productivité augmente (tableau 6.21). En effet, lorsqu'il se produit un choc technologique, l'ajustement sur le marché des biens se produit le long de la courbe de la recette moyenne en concurrence parfaite et le long de la courbe de recette marginale en concurrence monopolistique. Or, cette dernière est moins élastique que la première, ce qui implique que la réponse du produit est plus élevée dans le cas de concurrence parfaite. Bien évidemment, plus le pouvoir de monopole est faible et plus on se rapproche du cas limite de la concurrence parfaite.

29. La réponse du salaire réel varie en sens opposé à celle du taux de marge.

6.2.2.2 Effets instantanés d'un choc monétaire

L'étalonnage de référence conduit aux valeurs reproduites dans le tableau 6.22.

Tableau 6.22 : Elasticités $\Pi_{.g}$ (Etalonnage de référence)

Π_{cg}	Π_{hg}	Π_{wg}	Π_{rg}	Π_{yg}	$\Pi_{\Pi g}$	$\Pi_{\mu g}$	Π_{ig}	Π_{fg}	Π_{xg}
.03	1.54	.08	-.07	1.08	-1.67	-2.76	6.23	1.33	-.46

Un choc monétaire positif augmente la demande qui s'adresse à l'entreprise. En présence de coûts d'ajustement sur les prix, prix et quantités vont répondre positivement. L'augmentation de la demande ne provoque pas uniquement une hausse des prix dans cette économie. En effet, le taux de marge baisse fortement, ce qui explique les réponses positives des heures travaillées et de l'investissement. On doit souligner la réponse négative de la productivité du travail, l'entreprise utilisant plus de facteur travail, tandis que le salaire réel augmente du fait de la baisse du taux de marge. Ce dernier point est particulièrement intéressant, dans la mesure où il indique qu'emploi et salaire réel varient dans le même sens, suite à un choc monétaire : ce résultat est à l'opposé des modèles incorporant des rigidités de salaire nominal précédemment évoqués. La persistance du choc positif sur le taux de croissance de la monnaie induit pour les périodes suivantes l'anticipation d'une taxe inflationniste sur les encaisses transférées, ce qui explique la baisse de la demande d'encaisses réelles. Une part de l'augmentation de l'investissement peut s'expliquer par une volonté de l'agent de se reporter sur le capital, afin d'échapper à cette taxe.

La baisse du taux de marge semble indiquer une dégradation de la situation des entreprises et se traduit par une baisse des profits. Ce résultat contredit dans un cadre dynamique Blanchard and Kiyotaki [1987] qui, comme nous l'avons évoqué dans le chapitre trois, ont montré dans leur modèle statique qu'une hausse de la masse monétaire est pareto-améliorante, en accroissant simultanément le profit de chaque entreprise et l'utilité des ménages si les prix restent constants. Cette *externalité de demande agrégée* ne se retrouve pas *au sens fort* dans ce modèle dynamique à deux facteurs. Dans le modèle statique, le seul facteur de production est le travail. Un choc monétaire positif augmente le produit et l'emploi, réduit la productivité marginale du travail, donc le salaire réel, et accroît le profit. Dans notre modèle, le capital est prédéterminé et un choc monétaire accroît le produit et la productivité marginale du capital, augmentant ainsi le taux d'intérêt ; cette hausse du taux d'intérêt réduit le profit des entreprises. La présence d'une version faible de *l'externalité de demande agrégée* dans le modèle peut être montrée de la façon suivante. Sans coûts d'ajustement de prix, une réduction exogène de 2.7%

du taux de marge implique une baisse de 2.1% du profit. Dans le modèle avec coûts d'ajustement, un choc monétaire de 1% provoque également une baisse du taux de marge de 2.7%, mais avec une réduction des profits de 1.68%.

L'existence de rigidités nominales est donc déterminante dans l'obtention des caractéristiques des réponses des variables au choc monétaire[30]. En particulier, pour le coût d'ajustement de référence, qui correspond à une valeur faible, l'intensité des réponses au choc monétaire est comparable à celle relative au choc technologique. Cette caractéristique tranche très fortement avec celle obtenue dans des modèles de structure néoclassique. L'étude de la sensibilité de ces réponses à la valeur du coût d'ajustement atteste de son importance.

TABLEAU 6.23 : Sensibilité des élasticités $\Pi_{.g}$ à ϕ

ϕ	0	.50	1.5	3.5	5
Π_{cg}	-.023	.006	.062	.158	.218
Π_{hg}	-.006	.791	2.25	4.75	6.33
Π_{wg}	.001	.042	.11	.243	.323
Π_{rg}	-.004	-.04	-.01	-.196	-.244
Π_{yg}	-.004	.554	1.58	3.33	4.43
$\Pi_{\Pi g}$	-.004	-.865	-2.44	-5.15	-6.85
$\Pi_{\mu g}$	0	-1.42	-4.02	-8.48	-11.29
Π_{ig}	.09	3.25	9.05	18.9	25.21
Π_{fg}	1.40	1.37	1.30	1.19	1.12
Π_{xg}	.002	-.237	-.677	-1.42	-1.90

Lorsque les coûts d'ajustement augmentent, le taux de marge diminue plus fortement. L'augmentation de la demande qui s'adresse à l'entreprise provoque une réponse plus (moins) forte des quantités produites (des prix) pour des coûts d'ajustement plus élevés. Les heures travaillées et l'investissement répondent en effet plus fortement ; la productivité du travail diminue naturellement de façon plus intense, tandis que le salaire réel augmente plus. A l'inverse, les encaisses réelles diminuent moins, puisque la taxe inflationniste est moins élevée.

Pour une situation proche de la concurrence parfaite (tableau 6.24), le taux de marge et le profit baissent à la suite du choc et les augmentations du produit et de l'investissement sont faibles. L'augmentation du pouvoir de marché va réduire

30. Nous avons montré dans d'autres travaux que des modèles de contraintes d'encaisses préalables ou des modèles avec monnaie dans la fonction d'utilité ne permettaient pas une appréhension correcte des effets de la monnaie dans le cycle (Hairault and Portier [1992a] et Hairault and Portier [1992b]).

Tableau 6.24 : Sensibilité des élasticités $\Pi_{.g}$ à γ

γ	.0001	.01	.10	.35	.5
Π_{cg}	-.024	-.022	.004	.089	.145
Π_{hg}	-.005	.072	.783	2.70	3.75
Π_{wg}	.001	.005	.039	.151	.226
Π_{rg}	-.003	-.006	-.035	-.142	-.218
Π_{yg}	-.003	.05	.548	1.89	2.62
$\Pi_{\Pi g}$	-2.71	-2.66	-2.19	-.857	-.07
$\Pi_{\mu g}$	-2.70	-2.71	-2.74	-2.75	-2.70
Π_{ig}	.08	.489	2.96	12.14	18.58
Π_{fg}	1.41	1.40	1.37	1.27	1.20
Π_{xg}	.001	-.021	-.235	-.811	-1.12

la baisse du taux de marge mais surtout affaiblir la réponse du profit (qui devient presque positive) et amplifier la réponse de l'investissement. Notons également que la réponse des heures travaillées, et donc celle du produit, augmente avec le pouvoir de marché.

6.2.3 Concurrence monopolistique et rigidités nominales : une explication de l'influence de la monnaie dans le cycle ?

Le modèle théorique considéré dans cette thèse s'avère-t-il pertinent pour expliquer les effets des chocs nominaux et pour reproduire les fluctuations économiques ? Autrement dit, les propriétés cycliques du modèle théorique sont-elles modifiées sensiblement par la prise en compte des chocs nominaux, ce qui expliquerait leur effet dans l'activité économique ? Et dans l'affirmative, cette modification permet-elle d'expliquer de façon plus satisfaisante les fluctuations économiques observées en France et aux Etats-Unis, ce qui accréditerait l'idée que le cadre théorique considéré incorpore les mécanismes de propagation essentiels des chocs monétaires ?

Dans une première étape, nous proposons ainsi six exercices mettant à contribution une spécification différente du modèle pour analyser l'apport spécifique de la concurrence monopolistique, des rigidités nominales et des chocs monétaires. Il s'agira de procéder à des simulations stochastiques de différentes spécifications du modèle afin d'obtenir les moments d'ordre deux présentés dans la tradition des cycles réels :

- un modèle néoclassique (sans pouvoir de monopole) analogue au modèle de King, Plosser, and Rebelo [1988a] (modèle $M1$).
- un modèle avec pouvoir de monopole, sans coûts d'ajustement de prix, sans choc monétaire et avec le résidu de Solow comme mesure du choc technologique (modèle $M2$),
- un modèle avec concurrence monopolistique, sans coûts d'ajustement de prix, avec choc monétaire et avec le résidu de Solow comme mesure du choc technologique (modèle $M3$),
- un modèle avec concurrence monopolistique, avec coûts d'ajustement de prix, sans choc monétaire et avec le résidu de Solow comme mesure du choc technologique (modèle $M4$),
- un modèle avec concurrence monopolistique, avec coûts d'ajustement de prix, avec choc monétaire et avec le résidu de Solow comme mesure du choc technologique (modèle $M5$),
- un modèle avec concurrence monopolistique, avec coûts d'ajustement de prix, avec choc monétaire, mais sans choc technologique (modèle $M6$).

Nous analyserons ensuite l'adéquation aux caractéristiques empiriques des fluctuations économiques du modèle avec concurrence monopolistique, coûts d'ajustement de prix, chocs monétaires et le résidu de Solow purgé du choc monétaire comme mesure du choc technologique[31]. Nous procéderons pour cela à une validation sur la base des moments d'ordre deux et des fonctions de réponse.

L'ensemble de ces exercices suppose cependant un étalonnage du modèle : on présente donc préalablement le choix des paramètres libres du modèle.

6.2.3.1 Méthode de simulation et étalonnage

Notre objectif est de simuler le modèle en partant de tirages des innovations affectant le système (choc technologique et choc monétaire) afin de déterminer des vecteurs de séries macoéconomiques brutes, séries que nous filtrerons par le filtre d'Hodrick-Prescott afin de calculer les caractéristiques empiriques du cycle ainsi obtenu. Pour cela, nous tirons pour chaque simulation $124\,\varepsilon_g$ et $124\,\varepsilon_A$ selon une loi normale d'espérance nulle et de variance égale à la variance estimée de ces chocs sur la période. Munis de ces séries de chocs, et en utilisant des règles de décisions optimales, nous pouvons construire une série de 124 déviations relatives aux valeurs stationnaires $\widehat{x}$ pour chaque variable x du système. Les séries brutes x^B sont alors calculées en utilisant l'équation :

$$x_t^B = x(1 + \widehat{x}_t)$$

pour $t = 1, ..., 124$, où x représente la valeur d'équilibre stationnaire. Ces séries brutes sont prises en log ; on leur applique ensuite le filtre de Hodrick-Prescott pour obtenir une tendance x^{HP}. Le cycle filtré (pris en écart relatif à la tendance)

31. Voir l'annexe 6.7 pour le détail statistique de cette correction du résidu de Solow.

est alors donné par :

$$\widehat{x}^{HP} = x_t^B - x_t^{HP}$$

Ces opérations sont répétées pour chaque variable du modèle et pour 100 tirages différents des chocs ε_g et ε_A. Les caractéristiques du cycle filtré (variances, covariances, autocorrélations et corrélations croisées décalées) sont alors données comme moyennes empiriques sur l'ensemble des 100 simulations.

La portée de la validation quantitative est liée au choix des valeurs d'étalonnage. Il s'agit de fixer les valeurs des paramètres du modèle sur la base d'estimations propres à chaque pays.

En ce qui concerne les Etats-Unis, nous reprenons les travaux de King, Plosser, and Rebelo [1988a] concernant un premier groupe de paramètres[32].

TABLEAU 6.25 : Etalonnage $-i-$ (Etats-Unis)

α	H	δ	β	$\frac{M}{PY}$
.3	.2	.025	.988	.1

TABLEAU 6.26 : Etalonnage $-ii-$ (Etats-Unis)

a	σ	ζ	γ	ϕ	$\frac{\mathcal{CA}(1\%)}{Y}$
-1/3	1/9	0	.197	1	.01%

Nous introduisons, à la suite de Hansen [1985] et Rogerson [1988], une indivisibilité sur les heures travaillées, d'où la nullité de ζ. Les élasticités σ et $\frac{1}{1-a}$ et la valeur de γ sont fixées sur la base des estimations proposées dans la littérature. L'élasticité de substitution entre consommation et encaisses réelles σ est faible mais significativement différente de 0 sur données américaines (Koenig [1990]) ; une valeur de 1/9 semble cohérente avec ces estimations[33]. Eichenbaum, Hansen, and Singleton [1988] donnent un intervalle $[1/3, 2]$ dans lequel est comprise la valeur de l'élasticité intertemporelle de substitution de la consommation (du panier consommation-encaisses réelles dans notre modèle). Nous retenons une valeur moyenne dans cet intervalle, soit $3/4$ (d'où $a = -1/3$). L'étalonnage

32. Etant donnée la structure monopolistique du modèle, il faut donner une valeur de .3 à α pour obtenir une part des salaires dans le produit égale à .58.

33. Il faut noter que cette valeur s'interprète aussi comme l'opposé de l'élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt.

du taux de marge repose sur les travaux de Morrison [1990], qui obtient une valeur $\mu = .197$ pour le secteur manufacturier pour la période 1960-1986. Cette mesure repose sur une analyse plus générale (intégrant rendements croissants, quasi-fixité des facteurs et concurrence imparfaite) que celle de Domowitz, Hubbard, and Petersen [1987], qui obtiennent une estimation de .36 sur la période 1958-1981 et sur l'ensemble de l'industrie, ou de Hall [1989] qui obtient des valeurs supérieures à 1. Dans la mesure où notre modèle n'intègre pas de matières premières dans la fonction de production, ce taux de marge correspond à un choix particulièrement faible. Si nous supposons que les matières premières représentent la moitié des coûts de production (ce qui correspond aux mesures de Domowitz, Hubbard, and Petersen [1987]), l'estimation de Morrisson correspond alors à une valeur du taux de marge de l'ordre de $\mu = .5$. Nous ne choisissons cependant pas une valeur aussi importante dans la mesure où la part des profits dans notre économie artificielle est déjà de 17%, ce qui semble supérieur aux valeurs communément admises pour l'économie américaine. La seule manière d'augmenter le taux de marge sans augmenter la part des profits est d'introduire des rendements croissants dans le modèle par l'intermédiaire de coûts fixes, comme le font Rotemberg and Woodford [1989]. Les résultats obtenus avec un tel modèle sont présentés dans l'annexe 6.8 de ce chapitre. Notons qu'il serait nécessaire de supposer une niveau irréaliste des coûts fixes (42% du produit net) pour réduire la part des profits à 5% avec un taux de marge de $\mu = .5$.

Nous ne disposons pas d'une mesure du niveau des coûts d'ajustement de prix ϕ et nous le fixons à un niveau très faible de façon arbitraire. Une valeur faible sera suffisante pour obtenir des effets significatifs, ce qui accrédite le message de la littérature sur les *menu costs*. Nous évaluons l'importance de ce coût d'ajustement en calculant le coût réel d'une augmentation de 1% du taux de croissance des prix en pourcentage du produit à l'état stationnaire : ce coût est noté $\frac{\mathcal{CA}(1\%)}{Y}$ dans les tableaux [34] .

Nous avons estimé, sur données américaines trimestrielles et sur la période 1959-1990 (124 points), les processus suivis par le choc technologique et le choc monétaire. Nous estimons ainsi un $AR(1)$ sur l'écart relatif à sa valeur moyenne sur la période du taux de croissance de $M1$. Il est clair que la mesure de la productivité totale des facteurs n'est pas ici une bonne mesure du choc technologique dans le sens où celle-ci est contaminée par les chocs monétaires [35]. Nous avons donc "purgé" le résidu de Solow des chocs monétaires : nous avons estimé un *VAR* comprenant l'écart relatif du taux de croissance de $M1$ à sa valeur moyenne et l'écart relatif du résidu de Solow à sa moyenne ; nous identifions l'innovation technologique comme la composante de l'innovation relative au résidu de Solow inexpliquée par l'innovation monétaire. Nous reconstituons le choc technolo-

34. Nous avons déjà évalué les effets du paramètre ϕ sur la matrice Π des réponses instantanées. L'annexe 6.9 montre les effets de différentes valeurs des coûts d'ajustement de prix sur les propriétés cycliques du modèle après simulation.

35. Voir Hall [1989] pour une analyse du résidu de Solow dans un cadre de concurrence imparfaite.

gique $\widehat{A}$ comme la série générée uniquement par l'innovation technologique. Ce résidu sera appelé *résidu de Solow purgé* par opposition au *résidu de Solow naïf*. Nous obtenons les valeurs présentées[36] dans le tableau 6.27.

Tableau 6.27 : Etalonnage $-iii-$ (Etats-Unis)

$\overline{g}$	ρ_g	ε_g	ρ_A naïf	ε_A naïf	ρ_A purgé	ε_A purgé
1.014	.377	.9	.95	.9	.95	.8

Nous avons procédé à un étalonnage sur l'économie française respectant la même logique. Les processus des chocs sont assez différents entre les deux pays; en outre, la correction du résidu de Solow apparaît plus significative en France. La part des salaires est égale à 54%, valeur obtenue sur la base des Comptes Nationaux Trimestriels en Base 80 (voir Laffargue, Malgrange, and Pujol [1990]). Ces auteurs retiennent un taux de marge implicite de .41, valeur qui semble trop élevée par rapport à la valeur américaine pour être retenue dans notre modèle. Nous prenons arbitrairement un taux de .225, supérieur au taux américain. Nous retenons des valeurs de σ et de $\frac{1}{1-a}$ identiques à celles des Etats-Unis, valeurs considérées comme admissibles dans l'étude de Charpin [1989]. Le niveau des coûts d'ajustement sur les prix est également identique à celui choisi pour les Etats-Unis. Nous avons retenu l'agrégat monétaire $M2$ en France, ce dernier étant considéré comme l'agrégat monétaire ayant le plus de contenu informationnel sur le produit pour l'ensemble de la période : il représente 25% du produit nominal.

Tableau 6.28 : Etalonnage $-i-$ (France)

α	H	δ	β	$\frac{M}{PY}$
.335	.2	.0125	.99	.25

6.2.3.2 Implications spécifiques des chocs monétaires, de la concurrence imparfaite et des rigidités de prix

Le modèle $M1$ correspond au modèle *RBC* classique de King, Plosser, and Rebelo [1988a], avec néanmoins une élasticité de substitution intertemporelle de

36. Voir l'annexe 6.7 de ce chapitre pour une présentation détaillée.

TABLEAU 6.29 : Etalonnage $-ii-$ (France)

a	σ	ζ	γ	ϕ	$\frac{\mathcal{CA}(1\%)}{Y}$
-1/3	1/9	0	.225	1	.007%

TABLEAU 6.30 : Etalonnage $-iii-$ (France)

$\overline{g}$	ρ_g	ε_g	ρ_A naïf	ε_A naïf	ρ_A purgé	ε_A purgé
1.028	.50	.98	.98	.9	.99	.58

la consommation plus faible[37]. En notant $\widehat{inf}$ l'écart relatif au taux d'inflation, les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 6.31[38].

TABLEAU 6.31 : Modèle $M1$

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.86	.50	5.56	1.29	.67	.36
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.26	2.98	.69	.35	.19
Autocor. ordre 1	.67	.75	.66	.66	.75	-.02
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.89	.99	.97	.89	-.57
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	.77	-

Nous vérifions l'existence d'un différentiel de variance entre la consommation et l'investissement, ce dernier étant beaucoup plus volatile. L'hypothèse d'indivisibilité du travail induit une variance des heures travaillées supérieure à celle de la

37. King, Plosser, and Rebelo [1988a] utilisent une fonction d'utilité log dont l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation vaut -1.

38. Ces résultats étant obtenus comme moyenne sur 100 simulations de 124 périodes, nous avons calculé les écarts-types empiriques de chacun de ces moments. L'ordre de grandeur de ceux-ci étant constant d'un modèle à l'autre, ces écarts-types seront donnés uniquement pour les modèles étalonnés sur la France et les Etats-Unis afin d'alléger la présentation des tableaux.

productivité[39]. Les autocorrélations sont relativement élevées. Les corrélations sont toutes positives et élevées. La corrélation emploi-productivité est également positive et élevée, puisque les chocs technologiques provoquent un ajustement sur le marché du travail par glissement de la courbe de demande le long de la courbe d'offre de travail. Les comportements cycliques du salaire réel et de la productivité du travail sont identiques dans ce modèle. La corrélation inflation-produit est négative, puisque le cycle est induit par les chocs technologiques qui augmentent le produit et réduisent les prix.

Le modèle $M2$ donne un pouvoir de monopole aux firmes.

Tableau 6.32 : Modèle $M2$

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{inf}$
E.T.	2.06	.71	9.36	1.25	.94	.51
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.34	4.52	.60	.45	.25
Autocor. ordre 1	.70	.77	.68	.68	.77	.00
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.92	.98	.95	.92	-.54
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	.76	-

Le taux de marge est constant, étant donné que les prix sont parfaitement flexibles : les comportements cycliques du salaire réel et de la productivité du travail sont donc toujours identiques[40], bien que le niveau du salaire réel diffère de celui de la productivité à l'état stationnaire, puisqu'il existe un taux de marge. Malgré la présence d'une indivisibilité sur les heures travaillées, la concurrence imparfaite réduit la variance des heures travaillées. A l'inverse, la variance de l'inflation est plus élevée. Toutefois, c'est la variance de l'investissement qui est la plus affectée (à la hausse).

En revanche, les autres variances relatives, les autocorrélations et les corrélations sont du même ordre. Ainsi, un modèle de concurrence imparfaite avec un grand nombre de firmes génère des moments d'ordre deux très proches du modèle $M1$. Ce résultat avait déjà été obtenu dans la section précédente de ce chapitre.

Le modèle $M3$ correspond à une introduction de la monnaie en concurrence monopolistique sans coûts d'ajustement de prix. En l'absence de coûts d'ajustement, les taux de marge demeurent constants, ce qui a la même conséquence en

39. En effet, dans un modèle sans indivisibilité des heures travaillées et pour une valeur réaliste de l'élasticité intertemporelle du loisir, le différentiel de variance est inversé (Voir Hairault [1992b] pour une présentation détaillée).

40. On considère en effet les déviations par rapport à l'état stationnaire.

terme de corrélation productivité-salaire réel que dans le modèle précédent.

TABLEAU 6.33 : Modèle $M3$

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	2.05	.71	9.31	1.24	.94	1.65	1.31
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.34	4.54	.60	.45	.81	.64
Autocor. ordre 1	.69	.77	.67	.68	.77	.83	.01
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.92	.98	.95	.92	.00	-.22
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	.76	-	-

On retrouve le résultat obtenu dans le cadre du modèle néoclassique par Hairault and Portier [1992b] : la prise en compte de chocs monétaires ne modifie pas les caractéristiques cycliques des variables réelles du modèle. En ce qui concerne la dimension nominale du modèle, on note une corrélation nulle entre monnaie et produit, négative entre inflation et produit.

Le modèle $M4$ ne comporte pas de chocs monétaires mais introduit des coûts d'ajustements de prix dans le modèle en concurrence imparfaite.

TABLEAU 6.34 : Modèle $M4$

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{w}$	$\widehat{\mu}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.78	.65	7.86	.99	.93	.86	.98	.47
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.36	4.40	.55	.52	.48	.55	.26
Autocor. ordre 1	.77	.75	.78	.80	.60	.75	-.11	-.06
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.92	.98	.92	.91	.93	.30	-.39
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	.70	.74	-	-

Le taux de marge $\widehat{\mu}$ est fortement pro-cyclique, puisque le cycle est généré par des chocs d'offre : la composante cyclique du salaire réel n'est plus égale à celle de la productivité du travail. Cependant, la corrélation entre ces deux variables est encore très élevée et leurs autres moments sont extrêmement proches.

Les niveaux de variance absolus sont plus faibles dans la mesure où les coûts d'ajustement sur les prix diminuent la sensibilité des variables au choc technologique. Pour le reste, on retrouve des moments d'ordre deux très proches du

modèle en concurrence imparfaite sans coûts d'ajustement, à l'exception du différentiel de variance entre les heures travaillées et la productivité qui se réduit considérablement.

Le modèle $M5$ correspond au modèle en concurrence imparfaite avec des coûts d'ajustement soumis à une double source de perturbation, technologique et monétaire. On constate que les chocs monétaires, contrairement aux modèles sans rigidités nominales présentés dans la littérature, modifient sensiblement les propriétés cycliques générées par le modèle.

Tableau 6.35 : Modèle $M5$

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{w}$	$\widehat{\mu}$	$\widehat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	2.05	.65	9.93	1.71	1.05	.87	2.62	1.67	1.27
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.32	4.85	.84	.51	.42	1.29	.82	.62
Autocor. ordre 1	.61	.75	.51	.27	.49	75	-.01	.83	.01
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.82	.97	.85	.53	.84	-.32	.09	.29
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	.03	.47	-	-	-

La variance absolue du produit augmente significativement. Le différentiel de variance entre la consommation et l'investissement se creuse, tandis que la variance des heures travaillées redevient beaucoup plus élevée que celle de la productivité. L'examen des autocorrélations des variables réelles révèle des valeurs plus faibles, en particulier pour les heures travaillées[41]. Le caractère contra-cyclique du taux de marge traduit l'importance des chocs monétaires à l'horizon du cycle. En effet, nous avons montré plus haut que le taux de marge et le produit répondaient positivement à un choc technologique, alors que le taux de marge répondait négativement et le produit positivement à un choc monétaire. La forte corrélation négative entre taux de marge et produit peut donc s'interpréter comme une prédominance des chocs monétaires dans le cycle (défini comme les mouvements de hautes fréquences des séries économiques).

Le modèle présente désormais une corrélation emploi-productivité négative, résultat totalement opposé à celui de la littérature des cycles réels. Là encore, cette corrélation traduit l'importance des chocs monétaires dans le cycle. En outre, la corrélation salaire réel-productivité du travail est plus faible, ce qui se matérialise par des moments relativement différents. En particulier, la corrélation emploi-salaire réel est positive.

L'importance des chocs monétaires dans le fonctionnement du modèle se traduit également par une modification de la dimension nominale du modèle :

41. Ceci tient essentiellement au niveau d'autocorrélation des chocs monétaires qui est faible. En effet, dans ces modèles, l'autocorrélation des variables provient de celle des chocs exogènes.

la corrélation monnaie-produit est significativement positive, ce qui est également le cas de la corrélation inflation-produit : le modèle présente clairement un "arbitrage" inflation-produit à court-terme.

Nous nous livrons enfin à un exercice particulier qui se situe d'une certaine façon à l'opposé du projet des cycles réels : le modèle $M6$ correspond au modèle précédent sans chocs technologiques.

TABLEAU 6.36 : Modèle $M6$

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{w}$	$\widehat{\mu}$	$\widehat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	.94	.06	5.51	1.36	.43	.09	2.38	1.58	1.15
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.06	5.86	1.45	.46	.1	2.54	1.68	1.23
Autocor. ordre 1	-.03	.83	-.04	-.04	-.03	.70	-.03	.83	-.00
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.20	.99	.99	-.98	.46	-.99	.14	.99
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	-.99	.41	-	-	-

Premièrement, nous retrouvons le fait que les chocs monétaires influent sur les propriétés cycliques du modèle. Les différentiels de variance sont sensiblement modifiés : en particulier, les heures travaillées sont plus beaucoup plus variables que la productivité, et même que le produit. Le niveau des autocorrélations est plus faible, ce qui est imputable au niveau plutôt faible de la persistance du choc exogène. Les corrélations croisées sont particulièrement intéressantes à étudier : puisque seuls des chocs monétaires affectent le modèle, la productivité apparaît contra-cyclique, ainsi que le taux de marge, à l'inverse de l'inflation, tandis que la corrélation heures travaillées-productivité est fortement négative. Un point mérite d'être souligné : les chocs monétaires génèrent une corrélation emploi-salaire réel positive. En effet, la baisse du taux de marge fait plus que compenser la décroissance de la productivité marginale du travail. Cette caractéristique tranche avec les modèles qui tentent d'expliquer les fluctuations économiques en ne faisant intervenir que des chocs de demande[42], et permet de montrer que la pro-cyclicité du salaire réel n'implique pas forcément la prédominance des chocs d'offre.

Un modèle en concurrence imparfaite avec rigidités nominales génère donc des séries dont les moments d'ordre deux dépendent de la prise en compte ou non des chocs monétaires. Cependant, si le modèle proposé permet une influence des chocs monétaires, il est nécessaire d'évaluer son adéquation aux fluctuations observées pour juger de la pertinence empirique des mécanismes de propagation des chocs monétaires considérés ici.

42. Comme, par exemple, la théorie des contrats de type Fisher-Taylor reprise par King [1990] et déjà évoquée dans la section précédente de ce chapitre.

6.2.3.3 Une explication plus complète des fluctuations économiques

Nous procédons ici à une double validation, quantitative et qualitative, du modèle étalonné pour chaque pays.

Validation quantitative Nous comparons ici les moments d'ordre deux générés par le modèle, avec les moments calculés sur séries observées. Nous prenons pour cela en compte deux pays, les Etats-Unis et la France, qui présentent des caractéristiques sensiblement différentes, ce qui renforcera la portée de nos conclusions.

Tableau 6.37 : Propriétés cycliques des séries (données américaines)

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{w}$	$\widehat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.76	1.28	8.47	1.42	.89	.93	1.27	.39
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.72	4.81	.80	.50	.52	.72	.22
Autocor. ordre 1	.85	.86	.81	.84	.52	.83	.72	.24
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.81	.90	.86	.59	.34	.36	.18
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	.10	.20	-	-

Aux Etats-Unis, la variabilité de la consommation apparaît plus faible que celle du produit, et plus encore que celle de l'investissement. La variabilité des heures travaillées est similaire à celle du produit et supérieure à celle de la productivité. Le caractère pro-cyclique de l'ensemble des variables est incontestable, le salaire réel et la productivité du travail possédant les corrélations les moins élevées. Par ailleurs, la corrélation de la productivité et de l'emploi est proche de 0, tandis que celle du salaire réel et de l'emploi est plus forte. La persistance mesurée par les autocorrélations apparaît assez élevée, sauf pour la productivité du travail.

Nous retrouvons sur l'économie française la variabilité relative typique des composantes de la demande globale. Nous constatons cependant que la variance relative de la consommation est plus élevée que pour l'économie américaine. Les composantes cycliques des séries considérées apparaissent autocorrélées et corrélées avec les mouvements du PNB réel (moins fortement qu'aux Etats-Unis). Conformément aux résultats obtenus sur l'économie américaine, les heures travaillées possèdent une variance proche de celle du produit réel, tandis que celle de la productivité horaire est plus faible. La corrélation entre la productivité et les heures travaillées est en revanche fortement négative en France, ainsi que celle du salaire réel avec les heures travaillées. La dimension nominale des fluctuations économiques est proche dans les deux pays. La corrélation de la monnaie et de l'inflation avec le produit est positive. Il faut noter que l'écart-type du PNB réel,

TABLEAU 6.38 : Propriétés cycliques des séries (données françaises)

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{w}$	$\widehat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	.91	.81	3.64	.83	.65	.72	1.35	.52
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.9	4.01	.92	.72	.79	1.50	.57
Autocor. ordre 1	.76	.67	.82	.89	.63	.70	.63	.20
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.63	.80	.71	.45	.02	.18	.15
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	-.35	-.37	-	-

de l'ordre de .91%, est beaucoup plus faible qu'aux Etats-Unis. Comme les écarts-types relatifs sont proches de ceux observés aux Etats-Unis, c'est l'ensemble des écarts-types absolus qui apparaît moins important.

Le modèle en concurrence imparfaite avec coûts d'ajustement, perturbé à la fois par des chocs monétaires et technologiques, permet-il de reproduire de façon plus complète les fluctuations économiques en France et aux Etats-Unis[43] ?

Nous simulons[44] pour chaque pays le modèle correspondant à l'étalonnage présenté plus haut. En particulier, le choc technologique correspond au résidu de Solow "purgé"[45].

— Un premier élément de réponse réside dans la capacité du modèle en concurrence imparfaite avec rigidités nominales, soumis à la fois à des chocs monétaires et technologiques, à reproduire le niveau de la variance du produit. Ce point est d'autant plus remarquable qu'ils sont très différents dans les deux pays. Or, le modèle néoclassique réel génère pour les deux pays une variance trop élevée, tandis que le modèle en concurrence imparfaite et coût d'ajustement uniquement perturbé par des chocs technologiques sous-estime la variance observée. On doit remarquer qu'une spécification du processus du choc technologique identique à celui du résidu de Solow naïf conduit à un niveau de variance trop élevé dans les deux pays.

— En ce qui concerne la dimension nominale du cycle, seul notre modèle prenant en compte des chocs monétaires permet de reproduire la corrélation positive entre, d'une part la monnaie et le produit, et d'autre part l'inflation et le produit. Ce point constitue en effet un clivage net entre notre modèle et les modèles sans chocs monétaires ($M1$, $M2$,

43. Le modèle est étalonné différemment pour la France et les Etats-Unis. En particulier, les processus des chocs, monétaires et technologiques sont différents.

44. Les résultats présentés sont obtenus avec 100 simulations de 124 points.

45. Les résultats avec un résidu de Solow naïf sont obtenus avec le modèle $M5$ pour les Etats-unis et $M5'$ pour la France.

TABLEAU 6.39 : Modèle étalonné sur les Etats-Unis

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{w}$	$\widehat{\mu}$	$\widehat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.86	.58	9.06	1.63	.94	.77	2.53	1.60	1.22
	(.0017)	(.0008)	(.0088)	(.0012)	(.0011)	(.0010)	(.0019)	(.0024)	(.001)
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.31	4.88	.88	.50	.41	1.37	.86	.66
	(0)	(.0232)	(.181)	(.0666)	(.046)	(.026)	(.169)	(.159)	(.0835)
Autocor. ordre 1	.56	.76	.46	.21	.48	.76	-.03	.82	-.00
	(.0758)	(.065)	(.0812)	(.0881)	(.0766)	(.062)	(.0870)	(.0419)	(.0872)
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.80	.97	.86	.46	.82	-.38	.1	.36
	(0)	(.024)	(.0045)	(.0328)	(.0948)	(.027)	(.106)	(.17)	(.09)
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	-.03	.45	-	-	-
					(.12)	(.06)			

TABLEAU 6.40 : Modèle étalonné sur la France

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{w}$	$\widehat{\mu}$	$\widehat{M}$	$\widehat{f}$
E.T.	1.16	.47	6.70	1.09	.76	.58	1.75	1.86	1.31
	(.001)	(.0006)	(.0057)	(.006)	(.0007)	(.0009)	(.001)	(.0027)	(.001)
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.40	5.80	.94	.65	.51	1.52	1.62	1.14
	(0)	(.037)	(.36)	(.087)	(.0714)	(.0315)	(.149)	(.285)	(.164)
Autocor. ordre 1	.54	.70	.34	.1	.44	.69	.00	.85	.06
	(.073)	(.069)	(.073)	(.071)	(.084)	(.064)	(.073)	(.034)	(.088)
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.70	.94	.77	.40	.80	-.47	.09	.48
	(0)	(.051)	(.014)	(.054)	(.11)	(.049)	(.081)	(.15)	(.070)
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	-.25	.27	-	-	-
					(.10)	(.11)			

TABLEAU 6.41 : Modèle étalonné sur la France avec résidu de Solow naïf ($M5'$)

Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{w}$	$\widehat{\mu}$	$\widehat{M}$	$\widehat{f}$
E.T.	1.85	.68	10.4	1.35	1.02	.89	1.84	1.86	1.37
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.36	5.63	.73	.55	.48	1.0	1.01	.74
Autocor. ordre 1	.67	.73	.57	.31	.54	.73	-.02	.85	.03
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.86	.97	.84	.69	.91	-.24	.05	.23
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	.20	.56	-	-	-

$M4$) ou sans rigidités nominales ($M3$) : l'existence d'un "arbitrage" inflation-produit dans le cycle.

— Une différence essentielle entre notre modèle et les modèles de cycles réels traditionnels, ou notre modèle uniquement perturbé par des chocs technologiques, réside dans la corrélation entre les heures travaillées et la productivité du travail. Là encore, seule la prise en compte des chocs monétaires dans un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales permet de reproduire l'ordre de grandeur de la corrélation observée ; ce point est d'autant plus remarquable que cette corrélation est différente selon le pays considéré. En effet, le modèle $M1$ représentatif des modèles *RBC* traditionnels échoue sur ce point, comme un modèle de concurrence monopolistique avec chocs monétaires sans rigidités nominales ($M3$), mais aussi comme un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales sans chocs monétaires ($M4$).

— Un quatrième élément vient confirmer la nécessité de prendre en compte les chocs monétaires pour expliquer les caractéristiques des fluctuations économiques : la variance des heures travaillées devient plus élevée que celle de la productivité du travail. Il faut noter qu'il y a amélioration ici par rapport à un modèle en concurrence imparfaite uniquement perturbé par des chocs technologiques, puisque le modèle néoclassique purement réel génère cette caractéristique[46].

— Un autre point discriminant tient au caractère contra-cyclique du taux de marge. Ce fait stylisé est étudié par la littérature empirique qui montre explicitement (Bils [1987] et Morrison [1990] sur données américaines, Morrison [1989] sur données canadiennes) ou implicitement (Hall [1988] sur données américaines) le caractère contra-cyclique du taux de marge. Seuls Domowitz, Hubbard, and Petersen [1987] obtiennent une corrélation positive. Dans un modèle avec quasi-fixité des facteurs,

46. Cependant, il est clair que les trois premiers points, auxquels il faut ajouter l'existence du taux de marge, tendent à rejeter ce cadre théorique.

> Morrison [1990] détermine une corrélation de -.419 entre les taux de marge et une mesure du taux d'utilisation des capacités. Notre modèle ne prenant pas en compte l'existence de capacités inutilisées, la corrélation taux de marge-produit, qui vaut -.36 dans nos simulations sur l'économie américaine, revêt une signification proche de celle du calcul de Morrisson. Seul un modèle de concurrence monopolistique avec des rigidités nominales prenant en compte des chocs monétaires permet de reproduire cette caractéristique.

En outre, la prise en compte des chocs monétaires ne détériore pas la capacité d'un modèle réel de reproduire certains faits stylisés[47]. Les niveaux relatifs des variances de la consommation et de l'investissement sont correctement ordonnés. La variance de la consommation est d'ailleurs toujours inférieure à la variance empirique.

Il s'avère que la prise en compte des chocs monétaires est cruciale pour obtenir une adéquation satisfaisante des moments générés par le modèle, de concurrence imparfaite avec coûts d'ajustement sur les prix, aux moments observés. Ce résultat indique clairement que les fluctuations économiques ne peuvent être considérées comme un phénomène purement réel. En outre, il souligne la pertinence empirique des mécanismes de propagation internes au modèle de concurrence monopolistique avec rigidités de prix.

Ce cadre théorique permet en outre une avancée intéressante que nous n'avons pas encore mise en avant : la possibilité de dissocier les mouvements cycliques de la productivité du travail et du salaire réel. En effet, le niveau des corrélations sont de l'ordre .80, ce qui permet de "casser" la corrélation unitaire des modèles $M1$, $M2$, et $M3$. Le modèle étalonné sur les Etats-Unis réussit assez bien à reproduire la corrélation heures travaillées-salaire réel, ce qui tranche considérablement avec les modèles des cycles réels traditionnels. Il faut noter que les chocs monétaires permettent simplement une amélioration à la marge de cette caractéristique. Dans le cas de l'économie française, le modèle considéré conduit uniquement à se rapprocher de l'observation.

Finalement, un modèle de concurrence monopolistique avec des rigidités de prix soumis à une double source de perturbations, monétaires et technologiques, permet une explication relativement complète des fluctuations économiques, et ce en France et aux Etats-Unis qui présentent pourtant des caractéristiques différentes.

Validation qualitative du modèle L'écriture sous forme état-mesure du modèle permet un calcul simple des fonctions de réponses à un choc technologique et à un choc monétaire[48].

Les réponses à un choc technologique sont sensiblement identiques à celles d'un modèle purement réel, et conformes aux mécanismes économiques présentés

47. Il faut cependant remarquer que les autocorrélations des variables réelles sont plus faibles.

48. Voir l'annexe A.

précédemment (graphiques 6.9 et 6.10). Un choc technologique positif induit un accroissement, puis une convergence en cloche, qui reste au-dessus du niveau stationnaire, de la consommation, du salaire réel, du capital et des encaisses réelles. Le produit, l'investissement, les profits et le taux de marge réagissent positivement durablement au choc, en demeurant toujours au dessus de leur valeur stationnaire.

Les réponses à un choc monétaire permettent une validation qualitative de notre modèle. Ces réponses sont présentées sur les graphiques 6.11 à 6.16. A la différence des modèles préexistants et incluant une dimension nominale, nous obtenons une réponse positive du produit à un choc monétaire, fait stylisé caractéristique des études multivariées[49]. A la suite d'un choc de 1% sur le taux de croissance de la masse monétaire, le produit augmente instantanément, environ de 1.5%. La consommation, les heures travaillées et l'investissement répondent également positivement. En revanche, les encaisses réelles et le taux de marge sautent instantanément sous leur valeur d'état stationnaire, et y restent durant tout l'ajustement. Comme nous l'avons déjà souligné, cette augmentation du produit est la conséquence de la baisse du taux de marge. On peut remarquer la hausse du salaire réel suite à un choc sur l'offre de monnaie : le modèle ne génère donc pas une corrélation négative entre salaire réel et produit, qui serait contraire à l'observation (positive aux Etats-Unis, nulle en France). Il faut noter qu'un modèle avec des rigidités sur le salaire nominal impliquerait une corrélation négative.

Ces réponses aux chocs monétaires, dans un modèle d'équilibre général de concurrence monopolistique avec coûts d'ajustement de prix et monnaie dans la fonction d'utilité, sont en accord avec les travaux keynésiens récents et avec les études empiriques; ils nous semblent constituer un apport à l'analyse du cycle dans un travail qui emprunte sa méthodologie au courant des cycles réels.

49. Voir à ce titre le premier chapitre de cette thèse.

FIGURE 6.9 : Choc technologique (1%)

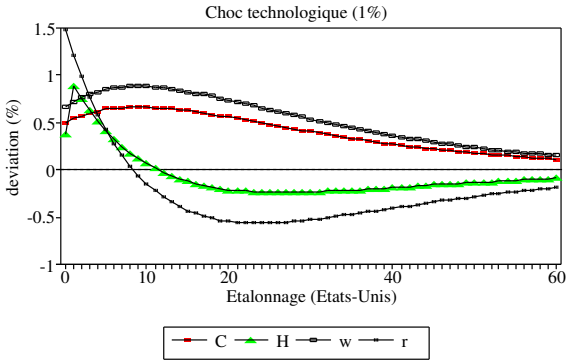


FIGURE 6.10 : Choc technologique (1%)

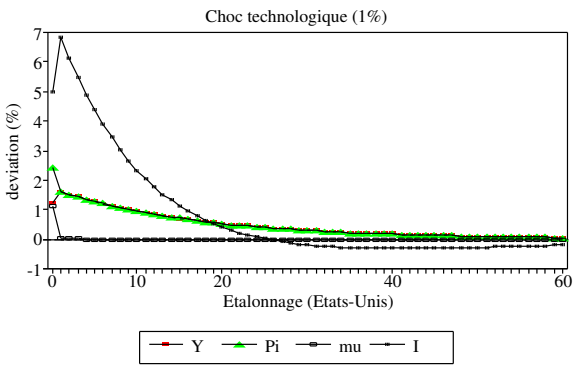


FIGURE 6.11 : Choc monétaire (1%)

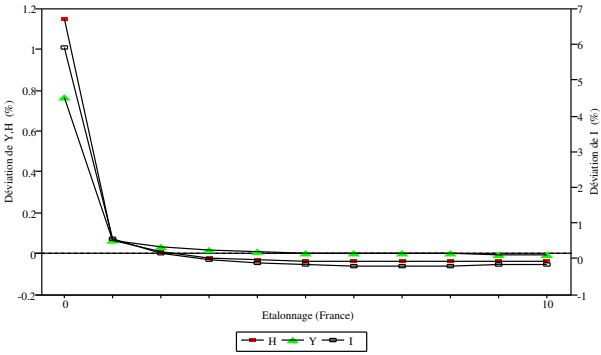


FIGURE 6.12 : Choc monétaire (1%)

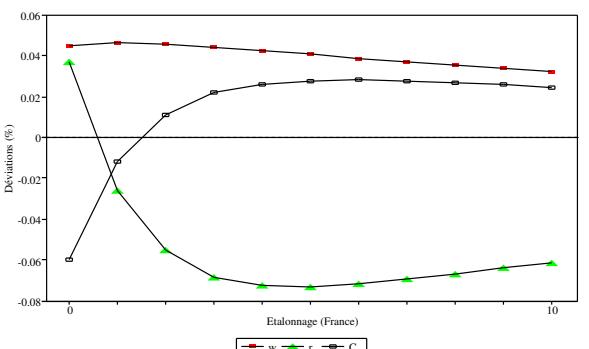


FIGURE 6.13 : Choc monétaire (1%)

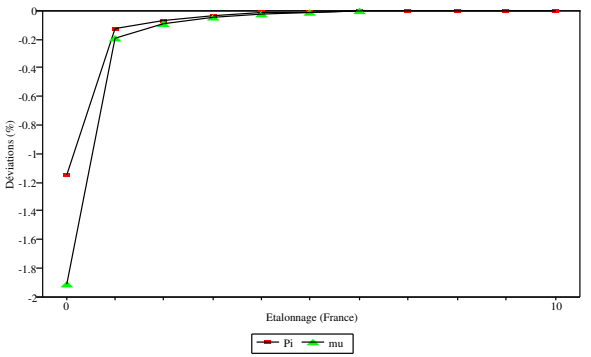


FIGURE 6.14 : Choc monétaire (1%)

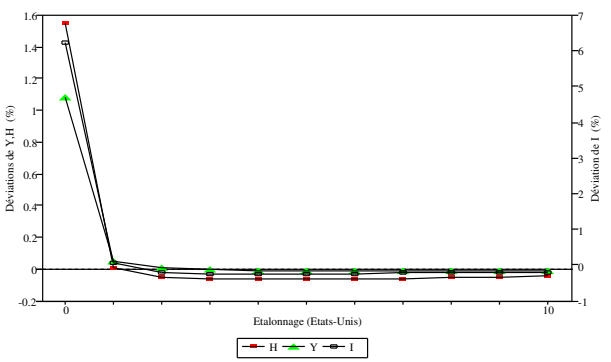


FIGURE 6.15 : Choc monétaire (1%)

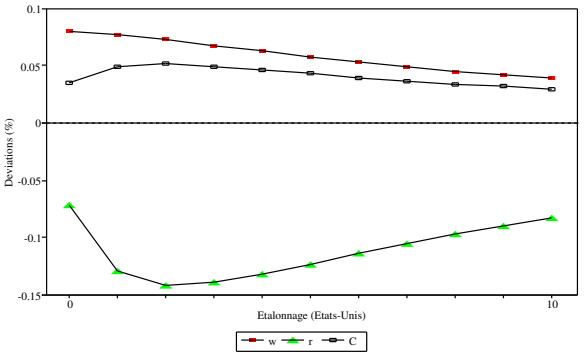
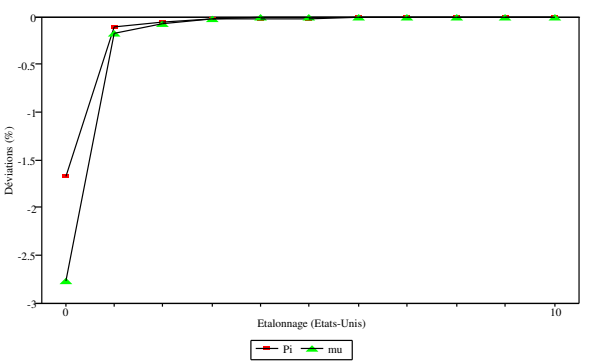


FIGURE 6.16 : Choc monétaire (1%)



6.3 Conclusion

Notre ambition n'est pas d'affirmer que l'essentiel des fluctuations économiques est imputable aux chocs monétaires [50]. Il s'agissait de proposer un modèle théorique qui donnait un rôle à la monnaie *via* un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales, et de vérifier qu'alors un nombre important d'énigmes empiriques se trouvait résolu par la prise en compte de chocs monétaires conjointement avec des chocs technologiques. Ainsi, plusieurs faits stylisés sont maintenant correctement reproduits :

- le niveau de la variance du produit,
- la corrélation monnaie-produit et inflation-produit,
- la corrélation productivité-emploi,
- la variance relative productivité-emploi,
- la corrélation taux de marge-produit,
- la corrélation non-unitaire entre la productivité du tra¬vail et le salaire réel,
- la corrélation entre l'emploi et le salaire réel aux Etats-Unis.

En ce sens, nous pouvons affirmer que la monnaie est nécessaire pour expliquer les fluctuations économiques aux Etats-Unis et en France, ce qui vient remettre en cause le message des théoriciens des cycles réels et ainsi l'opposé renforcer les thèses néo-keynésiennes. En effet, c'est la prise en compte à la fois de chocs monétaires et technologiques en présence de rigidités nominales dans un cadre de concurrence monopolistique qui a permis de reproduire de façon satisfaisante les caractéristiques des fluctuations économiques en France et aux Etats-Unis.

50. Le modèle M6, qui ne prend en compte que des chocs monétaires comme source d'impulsion, se révèle en effet incapable de reproduire correctement les faits stylisés des fluctuations économiques.

6.4 Annexe au chapitre six

6.5 Une présentation de la méthode de résolution du modèle canonique de King, Plosser et Rebelo

Nous présentons dans cette annexe la résolution du modèle canonique des cycles réels, le modèle de King, Plosser, and Rebelo [1988a]. Les méthodes décrites dans cette annexe sont celles utilisées dans l'ensemble du chapitre 5 pour linéariser et simuler les modèles que nous proposons. Cette annexe reprend certains résultats démontrés par Fairise, Hairault, Langot, and Portier [1991].

6.5.1 Le modèle

Nous exposons brièvement le modèle de King, Plosser et Rebelo avant d'en dériver les conditions d'optimalité. Le modèle initial est présenté avec un progrès technique exogène augmentant de travail (neutre au sens de Harrod). Néanmoins, cette composante est inessentielle à la résolution et aux résultats du modèle, dans la mesure où la résolution est réalisée sur une version stationnarisée du modèle initial. Afin de ne pas allonger inutilement cette annexe, nous nous plaçons directement dans une économie sans progrès technique. L'examen du modèle avec progrès technique et les restrictions qu'il impose à la technologie et aux préférences est développé dans Fairise, Hairault, Langot, and Portier [1991].

6.5.1.1 Exposé du modèle

On considère une économie concurrentielle composée d'un grand nombre de ménages et de firmes [51]. Les préférences du ménage représentatif sont décrites par la fonction d'utilité :

$$u = u(c_t, l_t)$$

c_t représente la consommation et L_t le loisir du ménage à la date t. Cette fonction satisfait les hypothèses (H_1) :

(H_1) : *La fonction d'utilité u est une fonction bornée, deux fois continûment différentiable, strictement concave, strictement croissante et satisfaisant les conditions d'Inada.*

A chaque période, le ménage est confronté à deux types de contraintes : la première concerne l'allocation du temps total dont il dispose (normalisé à 1), entre loisir et travail et la seconde traduit le partage du produit entre l'investissement et la consommation.

$$l_t + h_t \leq 1$$
$$c_t + i_t \leq y_t$$

51. Par la suite, nous normalisons à un le nombre de firmes et de ménages.

En outre, il accumule du capital qu'il loue à l'entreprise représentative [52]. Le stock de capital évolue de la façon suivante :

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t$$

où i_t représente l'investissement brut et δ le taux de dépréciation du capital à chaque période.

A chaque période, l'entreprise représentative assure la production du bien unique de l'économie, en quantité y_t, et suivant une technologie décrite par la fonction de production F vérifiant les hypothèses (H_2) :

(H_2) : *la fonction de production F est une fonction deux fois continûment différentiable, strictement croissante, homogène de degré un (à rendements constants), strictement quasi-concave et satisfaisant les conditions d'Inada.*

$$y_t = A_t F(k_t, h_t)$$

où k_t représente le stock de capital déterminé à la date $t-1$ et h_t la quantité de travail nécessaire à la date t. A_t représente un choc aléatoire de productivité globale des facteurs et est supposée suivre un processus stochastique stationnaire [53]. Dans la seconde partie de l'annexe, nous nous placerons dans le cas particulier généralement considéré dans la littérature *RBC* : la productivité globale des facteurs A_t, exprimée en logarithme, sera supposée suivre un processus autorégressif d'ordre un stationnaire :

$$\log(A_t) = \rho \log(A_{t-1}) - (1-\rho)\log(A) + \epsilon_t$$

où $\log(A)$ est la moyenne du processus, $|\rho| < 1$ et ϵ_t l'innovation de variance σ_ϵ^2.

En présence de marchés complets, les deux théorèmes de l'économie du Bien-Etre sont vérifiés dans cette économie et il existe toujours un vecteur de prix décentralisant l'optimum obtenu en résolvant le programme du planificateur. Ce programme s'écrit de la façon suivante :

$$\max_{c_t, L_t} \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t)$$

$$\text{s.c.} \quad \begin{cases} c_t + i_t \leq A_t F(k_t, h_t) \\ i_t = k_{t+1} - (1-\delta)k_t \end{cases}$$

β représente le taux d'escompte psychologique, E_0 l'espérance mathématique conditionnelle à l'information disponible à la date 0. Cette information est donnée par k_0 et le vecteur χ_0 réduit dans ce modèle simple à (A_0). A la période t, les variables d'état sont k_t et χ_t et les variables de contrôles sont c_t et h_t.

52. Une telle hypothèse permet de simplifier l'analyse en évitant une prise en compte explicite du marché des titres.

53. Dans le cadre de cette économie à rendements constants et de concurrence parfaite, la productivité globale des facteurs correspond à l'intégrale du résidu de Solow [1957].

6.5.1.2 Ecriture des conditions d'Euler

Notre objectif est de résoudre ce problème pour obtenir des règles de décisions stationnaires. Dans ce but, nous résolvons le problème en boucle fermée en l'écrivant sous une forme récursive. Comme le démontrent Stokey and Lucas [1989] (chapitre IX), le problème admet une représentation sous forme d'équation fonctionnelle et sa solution optimale vérifie l'équation de Bellman :

$$\begin{aligned} V(k_t, \chi_t) = \max_{c_t, h_t} \{u(c_t, 1 - h_t) + \beta E_t [V(k_{t+1}, \chi_{t+1})]\} \\ \text{s.c.} \quad k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + A_t F(k_t, h_t) - c_t \end{aligned}$$

Les conditions d'Euler du problème sont données par les deux conditions du premier ordre, la condition de l'enveloppe et l'équation d'évolution du capital. On y adjoint une condition de transversalité sur la valeur du stock de capital à l'infini pour obtenir les conditions d'optimalité du problème :

$$\begin{aligned} \frac{\partial u}{\partial c_t} + \beta E_t \left[\frac{\partial V(k_{t+1}, \chi_{t+1})}{\partial k_{t+1}} \frac{\partial k_{t+1}}{\partial c_t} \right] = 0 \\ \frac{\partial u}{\partial h_t} + \beta E_t \left[\frac{\partial V(k_{t+1}, \chi_{t+1})}{\partial k_{t+1}} \frac{\partial k_{t+1}}{\partial h_t} \right] = 0 \\ \frac{\partial V(k_t, \chi_t)}{\partial k_t} - \beta \Bigg[\left(1 - \delta + \frac{\partial F_t(k_t, h_t)}{\partial k_t} \right) \\ \times E_t \left(\frac{\partial V(k_{t+1}, \chi_{t+1})}{\partial k_{t+1}} \right) \Bigg] = 0 \\ k_{t+1} - (1 - \delta) k_t - A_t F(k_t, h_t) + c_t = 0 \\ \lim_{t \to \infty} E_0 \left(\beta^t \frac{\partial V(k_t, \chi_t)}{\partial k_t} k_t \right) = 0 \end{aligned}$$

Avec la notation :

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\frac{\partial V(k_{t+1}, A_{t+1})}{\partial k_{t+1}} \right].$$

et en reprenant la spécification des préférences et de la technologie de King, Plosser et Rebelo :

$$y_t = A_t k_t^{\alpha} h_t^{1-\alpha}$$

et

$$u(c_t, l_t) = \frac{c^{1-\sigma}}{1 - \sigma} v(l_t)$$

les conditions d'Euler se réécrivent :

$$c_t^{-\sigma} v(1-H_t) - \lambda_t = 0 \quad (6.112)$$

$$\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} v'(1-H_t) - (1-\alpha) A_t k_t^{\alpha} H_t^{-\alpha} \lambda_t = 0 \quad (6.113)$$

$$\beta E_t \left[\left(1 - \delta + \alpha A_{t+1} k_{t+1}^{\alpha-1} H_{t+1}^{1-\alpha} \right) \lambda_{t+1} \right] - \lambda_t = 0 \quad (6.114)$$

$$k_{t+1} - (1-\delta) k_t - A_t k_t^{\alpha} H_t^{1-\alpha} + c_t = 0 \quad (6.115)$$

$$\lim_{\tau \to \infty} E_t \left[\beta^{t+\tau} \lambda_{t+\tau} k_{t+1+\tau} \right] = 0 \quad (6.116)$$

6.5.2 Méthodes de résolution approchée

La résolution des équations d'Euler permet de déterminer les trajectoires suivies par les variables du modèle (c, h, k, λ), étant donné le processus stochastique exogène de (A). Une telle résolution analytique n'est cependant pas possible, sauf à prendre le cas irréaliste d'une dépréciation totale du capital (Long and Plosser [1983] et McCallum [1989]).

Plusieurs méthodes de résolution approchée sont alors envisagées dans la littérature, comme le montre Rebelo [1988]. Dans tous les cas, ces techniques que nous décrirons succinctement ont pour objectif de déterminer le comportement cyclique du modèle –*i.e.* son évolution autour de l'équilibre stationnarisé lorsqu'il est soumis à des chocs aléatoires.

Un premier groupe de méthodes consiste à choisir un ensemble discret de valeurs pour l'espace des variables d'état (en l'occurrence k et A) et à résoudre le problème par itérations sur une écriture en termes de programmation dynamique du modèle (Danthine, Donaldson, and Mehra [1989]) ou sur les conditions d'Euler définissant l'équilibre concurrentiel (Baxter [1988]). Ces méthodes sont en général assez coûteuses en temps de calcul.

Un second groupe de méthodes utilise une approximation linéaire quadratique du problème. Ces méthodes s'avèrent nettement plus parcimonieuses en temps de calcul. Il s'agit dans ce cas de remplacer le problème initial par un problème où la fonction objectif est quadratique et les contraintes linéaires. Comme le souligne Rebelo [1988], cette approche demeure valide tant que la variance des chocs affectant le système est faible. Dans un tel cas, l'économie n'est en effet jamais trop éloignée de l'équilibre stationnaire et une approximation de Taylor reste valable.

Pour ces méthodes d'approximation linéaire quadratique, la première étape consiste à calculer l'équilibre stationnarisé du modèle. Dans une seconde étape, il existe plusieurs manières de prendre une approximation linéaire quadratique. Une première stratégie consiste à substituer les contraintes non linéaires dans la fonction objectif, puis à prendre une approximation linéaire quadratique de cette fonction. L'écriture de la forme récursive du modèle (où la fonction valeur est désormais également linéaire quadratique) permet alors une détermination de

la fonction valeur et des règles de décisions par itérations sur la fonction valeur (Kydland and Prescott [1982] ou Cooley and Hansen [1989] par exemple) ou par discrétisation de l'espace des variables d'état (Danthine and Donaldson [1991]). Une seconde stratégie consiste à linéariser directement les conditions d'Euler. On obtient alors une système linéaire d'équations aux différences qu'il est relativement facile de résoudre, comme l'ont illustré King, Plosser, and Rebelo [1987].

6.5.3 Linéarisation des conditions d'optimalité

Nous log-linéarisons les conditions d'optimalité au voisinage de l'état stationnaire. Nous noterons $\widehat{x}_{it}$ l'écart relatif de la variable x_{it} à son niveau stationnaire x_i.

La log-linéarisation des deux premières conditions d'optimalité donne :

$$\zeta_{cc}\widehat{c}_t - \zeta_{cl}\frac{H}{1-H}\widehat{H}_t - \widehat{\lambda}_t = 0 \tag{6.117}$$

$$\zeta_{lc}\widehat{c}_t - \zeta_{ll}\frac{H}{1-H}\widehat{H}_t - \widehat{\lambda}_t - \widehat{A}_t - \alpha\widehat{k}_t + \alpha\widehat{H}_t = 0 \tag{6.118}$$

avec $\zeta_{cc} = -\sigma, \zeta_{cl} = \frac{LDv(L)}{v(L)}, \zeta_{lc} = 1-\sigma$ et $\zeta_{ll} = \frac{LD^2v(L)}{Dv(L)}$, et où $D_x^n f(x)$ représente la dérivée $n^{\text{ième}}$ de f par rapport à x.

En approximant la troisième condition d'optimalité, nous obtenons :

$$E_t\widehat{\lambda}_{t+1} + \eta_A E_t\widehat{A}_{t+1} + \eta_k\widehat{k}_{t+1} + \eta_H E_t\widehat{H}_{t+1} = \widehat{\lambda}_t \tag{6.119}$$

Les paramètres η représentent les élasticités de la productivité marginale du capital (nette de la dépréciation) par rapport aux différentes variables $(\widehat{A}_t, \widehat{k}_t, \widehat{H}_t)$, évaluées à l'équilibre stationnaire :

$$\begin{aligned}\eta_A &= 1-\beta(1-\delta)\\ \eta_k &= (\alpha-1)-\beta(1-\delta)\\ \eta_H &= (1-\alpha)-\beta(1-\delta)\end{aligned}$$

La log-linéarisation de la fonction de production et de la contrainte de ressources donne :

$$\widehat{y}_t = \widehat{A}_t + \alpha\widehat{k}_t + (1-\alpha)\widehat{H}_t \tag{6.120}$$

$$\widehat{y}_t = s_c\widehat{c}_t + \phi s_i\widehat{k}_{t+1} - (\phi-1)s_i\widehat{k}_t \tag{6.121}$$

où s_c et s_i représentent les parts respectives de la consommation et de l'investissement dans le produit :

$$\begin{aligned}s_i &= \frac{(1-(1-\delta))\beta\alpha}{1-\beta(1-\delta)}\\ s_c &= 1-s_i\end{aligned}$$

et $\phi = 1/\delta > 1$. Il est alors aisé d'obtenir la productivité du travail $\widehat{x}$, l'investissement $\widehat{i}$ et le taux d'intérêt $\widehat{r}$:

$$\widehat{x}_t = \widehat{y}_t - \widehat{H}_t = \widehat{A}_t + \alpha\widehat{k}_t - \alpha\widehat{H}_t \tag{6.122}$$

$$\widehat{i}_t = \frac{1}{s_i}\widehat{y}_t - \frac{s_c}{s_i}\widehat{c}_t \tag{6.123}$$

Soit z_t la productivité marginale du capital :

$$\widehat{z}_t = \widehat{y}_t - \widehat{k}_t = \widehat{A}_t + (\alpha - 1)\widehat{k}_t + (1-\alpha)\widehat{H}_t \tag{6.124}$$

d'où

$$\widehat{r}_t = \frac{z}{z-\delta}\widehat{z}_t \tag{6.125}$$

Ces équations définissent alors un système linéaire récurrent du premier ordre.

6.5.4 Résolution du système linéaire

Les équations (6.117) et (6.118) relient les variables de contrôle $\widehat{c}_t$ et $\widehat{H}_t$ aux variables d'état endogène $\widehat{k}_t$ et exogène $\widehat{A}_t$, et de co-état $\widehat{\lambda}_t$. Sous forme matricielle, ce sous-système se réécrit de la façon suivante :

$$M_1 \begin{pmatrix} \widehat{c}_t \\ \widehat{H}_t \end{pmatrix} = M_2 \begin{pmatrix} \widehat{k}_t \\ \widehat{\lambda}_t \end{pmatrix} + M_3 \widehat{A}_t \tag{6.126}$$

Les équations (6.119) et (6.121) décrivent l'évolution des variables d'état $\widehat{k}_t$ et de co-état $\widehat{\lambda}_t$ en fonction des variables de contrôle et des états exogènes $\widehat{A}_t$ (après élimination de $\widehat{y}_t$ par substitution de (6.120) dans (6.121)) :

$$\begin{aligned} E_t M_4(L) \begin{pmatrix} \widehat{k}_{t+1} \\ \widehat{\lambda}_{t+1} \end{pmatrix} &= E_t M_5(L) \begin{pmatrix} \widehat{c}_{t+1} \\ \widehat{H}_{t+1} \end{pmatrix} \\ &\quad + E_t M_6(L)\widehat{A}_{t+1} \end{aligned} \tag{6.127}$$

où les matrices M_1, M_2, M_3 sont à coefficients réels, et $M_4(L)$, $M_5(L)$, $M_6(L)$ des matrices polynomiales d'ordre maximum égal à un et à coefficients réels.

Sous l'hypothèse d'inversibilité de M_1, il est possible de réécrire l'évolution des variables d'état et de co-état en fonction uniquement d'elles-mêmes et de la variable d'état exogène, en substituant (6.126) dans (6.127). Cette propriété d'inversibilité est liée à certaines conditions de régularité des fonctions d'utilité et de production[54]. Ces conditions sont vérifiées dans ce modèle. Le système

54. Voir Fairise, Hairault, Langot, and Portier [1991].

log-linéarisé se réécrit alors sous la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} \widehat{c}_{t+1} \\ \widehat{H}_{t+1} \end{pmatrix} = M_1^{-1} M_2 \begin{pmatrix} \widehat{k}_{t+1} \\ \widehat{\lambda}_{t+1} \end{pmatrix} + M_1^{-1} M_3 \quad \widehat{A}_{t+1}$$

et

$$\begin{pmatrix} \widehat{k}_{t+1} \\ E_t \widehat{\lambda}_{t+1} \end{pmatrix} = W \begin{pmatrix} \widehat{k}_t \\ \widehat{\lambda}_t \end{pmatrix} + R E_t \widehat{A}_{t+1} + Q \widehat{A}_t \qquad (6.128)$$

où

$$W = [M_4(0) - M_5(0) M_1^{-1} M_2]^{-1} [M_5(1) M_1^{-1} M_2 - M_4(1)]$$

$$R = [M_4(0) - M_5(0) M_1^{-1} M_2]^{-1} [M_5(0) M_1^{-1} M_3 + M_6(0)]$$

$$Q = [M_4(0) - M_5(0) M_1^{-1} M_2]^{-1} [M_5(1) M_1^{-1} M_3 + M_6(1)]$$

Les matrices polynomiales sont décomposées en deux : $M(0)$ correspond au terme instantané et $M(1)$ au terme en L. La méthode de résolution de ce système dynamique linéaire est alors analogue à celle de Blanchard and Kahn [1980]. L'existence et l'unicité de la trajectoire solution du modèle au voisinage de l'état stationnaire sont liées à une condition sur la position des valeurs propres relativement au cercle unité. Le modèle comporte une variable prédéterminée k et une variable tournée vers l'avant λ : il doit donc posséder une valeur propre de module inférieur à un et une de module supérieur à un. La résolution repose sur la diagonalisation de W et l'on note μ_1 et μ_2 les deux valeurs propres associées à W, avec $|\mu_1| < |\mu_2|$, et P la matrice de vecteurs propres associés. Un premier résultat montre que le produit des valeurs propres est constant. Les valeurs propres μ_1 et μ_2 de la matrice W vérifient en effet la propriété[55] :

$$\mu_1 \mu_2 = \frac{1}{\beta}$$

En outre, les deux valeurs propres, réelles et positives, vérifient[56] :

$$\mu_1 < 1 \text{ et } \mu_2 > 1$$

Il existe donc une unique trajectoire selle $\{\widehat{k}_t\}_{t=0}^{\infty}$, $\{\widehat{\lambda}_t\}_{t=0}^{\infty}$ solution du problème. Il existe en effet une valeur unique de $\widehat{\lambda}_0$ pour laquelle la solution $\{\widehat{k}_t\}_{t=0}^{\infty}$ et $\{\widehat{\lambda}_t\}_{t=0}^{\infty}$ est compatible avec la condition de transversalité. Afin de déterminer cette condition initiale, on effectue un changement de base qui

55. Voir Fairise, Hairault, Langot, and Portier [1991].

56. Voir Fairise, Hairault, Langot, and Portier [1991] pour une démonstration de cette proposition.

permet de réécrire le système sous une forme diagonale, et l'on définit les variables $\widetilde{k}$ et $\widetilde{\lambda}$ par :

$$\begin{pmatrix} \widetilde{k}_t \\ \widetilde{\lambda}_t \end{pmatrix} = P^{-1} \begin{pmatrix} \widehat{k}_t \\ \widehat{\lambda}_t \end{pmatrix} \tag{6.129}$$

En notant

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix}, \; P^{-1} = \begin{pmatrix} P^{\star}_{11} & P^{\star}_{12} \\ P^{\star}_{21} & P^{\star}_{22} \end{pmatrix},$$
$$R = \begin{pmatrix} R_{ka} \\ R_{\lambda a} \end{pmatrix}, \; Q = \begin{pmatrix} Q_{ka} \\ Q_{\lambda a} \end{pmatrix}$$

l'évolution de $\widetilde{k}$ et $\widetilde{\lambda}$ est alors donnée par :

$$\widetilde{k}_{t+1} = \mu_1 \widetilde{k}_t + [P^{\star}_{11} R_{ka} + P^{\star}_{12} R_{\lambda a}] E_t \widehat{A}_{t+1} + [P^{\star}_{11} Q_{ka} + P^{\star}_{12} Q_{\lambda a}] \widehat{A}_t \tag{6.130}$$

$$\begin{aligned} E_t \widetilde{\lambda}_{t+1} = \mu_2 \widetilde{\lambda}_t &+ [P^{\star}_{21} R_{ka} + P^{\star}_{22} R_{\lambda a}] E_t \widehat{A}_{t+1} \\ &+ [P^{\star}_{21} Q_{ka} + P^{\star}_{22} Q_{\lambda a}] \widehat{A}_t \end{aligned} \tag{6.131}$$

Cette dernière équation doit être résolue vers l'avant pour en déterminer la solution, dans la mesure où $\mu_2 > 1$. On exprime donc $\widetilde{\lambda}_t$ en fonction de son futur :

$$\begin{aligned} \widetilde{\lambda}_t = \mu_2^{-1} E_t \widetilde{\lambda}_{t+1} &- \mu_2^{-1} [P^{\star}_{21} R_{ka} + P^{\star}_{22} R_{\lambda a}] E_t \widehat{A}_{t+1} \\ &- \mu_2^{-1} [P^{\star}_{21} Q_{ka} + P^{\star}_{22} Q_{\lambda a}] \widehat{A}_t \end{aligned}$$

soit par substitutions successives :

$$\begin{aligned} \widetilde{\lambda}_t \quad = \quad & \lim_{\tau \to +\infty} \Bigg(- \sum_{j=0}^{\tau} \mu_2^{-j-1} [P^{\star}_{21} R_{ka} + P^{\star}_{22} R_{\lambda a}] E_t \widehat{A}_{t+j+1} \\ - \quad & \sum_{j=0}^{\tau} \mu_2^{-j-1} [P^{\star}_{21} Q_{ka} + P^{\star}_{22} Q_{\lambda a}] E_t \widehat{A}_{t+j} + \mu_2^{-\tau} E_t \widetilde{\lambda}_{t+\tau} \Bigg) \end{aligned} \tag{6.132}$$

$$\widetilde{\lambda}_t = \lim_{\tau \to \infty} \left(h_{t+\tau} + \mu_2^{-\tau} E_t \widetilde{\lambda}_{t+\tau} \right) \tag{6.133}$$

avec

$$\begin{aligned} h_{t+\tau} \quad = \quad & - \sum_{j=0}^{\tau} \mu_2^{-j-1} [P^{\star}_{21} R_{ka} + P^{\star}_{22} R_{\lambda a}] E_t \widehat{A}_{t+j+1} \\ - \quad & \sum_{j=0}^{\tau} \mu_2^{-j-1} [P^{\star}_{21} Q_{ka} + P^{\star}_{22} Q_{\lambda a}] E_t \widehat{A}_{t+j} \end{aligned}$$

μ_2 étant de module supérieur à un, les coefficients des matrices P, P^{-1}, R et Q réels et le processus suivi par A_t stationnaire, $h_{t+\tau}$ converge vers une limite finie lorsque τ tend vers l'infini. En effet, pour des processus de $\{\widehat{A}\}_{t=0}^{\infty}$ correspondant à des modèles ARMA, le calcul de $\lim_{\tau\to\infty} h_{t+\tau}$ est donné par Hansen and Sargent [1980]. Comme l'on considère un $AR(1)$, ce calcul est particulièrement simple :

$$\lim_{\tau\to\infty} h_{t+\tau} = (Z_1\rho_A + Z_0)(1-\mu_2^{-1}\rho_A)^{-1}\widehat{A}_t$$

avec $Z_0 = \mu_2^{-1}(P_{21}^{\star}Q_{ka} + P_{22}^{\star}Q_{\lambda a})$ et $Z_1 = \mu_2^{-1}(P_{21}^{\star}R_{ka} + P_{22}^{\star}R_{\lambda a})$.

$\widetilde{\lambda}_t$ prendra donc une valeur finie si la limite de $\mu_2^{-\tau}E_t\widetilde{\lambda}_{t+\tau}$ est finie lorsque τ tend vers l'infini. Or, sous la condition de transversalité (6.116), on a l'égalité [57] :

$$\lim_{\tau\to\infty} \mu_2^{-\tau}\widetilde{\lambda}_{t+\tau} = 0$$

On peut donc réécrire l'équation (6.132) sous la forme suivante :

$$\widetilde{\lambda}_t \quad = \quad (Z_1\rho_A + Z_0)(1-\mu_2^{-1}\rho_A)^{-1}\widehat{A}_t \tag{6.134}$$

Les équations (6.130) et (6.131) se réécrivent sous la forme du système suivant :

$$\begin{aligned}\begin{pmatrix} \widetilde{k}_{t+1} \\ E_t\widetilde{\lambda}_{t+1}\end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \mu_1 & 0 \\ 0 & 0\end{pmatrix}\begin{pmatrix} \widetilde{k}_t \\ \widetilde{\lambda}_t\end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} P_{11}^{\star}R_{ka} + P_{12}^{\star}R_{\lambda a} \\ 0\end{pmatrix} E_t\widehat{A}_{t+1} \\ &+ \begin{pmatrix} P_{11}^{\star}Q_{ka} + P_{12}^{\star}Q_{\lambda a} \\ 0\end{pmatrix}\widehat{A}_t + \begin{pmatrix} 0 \\ 1\end{pmatrix} E_t\widetilde{\lambda}_{t+1}\end{aligned} \tag{6.135}$$

En prémultipliant ce système par P, on récupère les déviations à l'état stationnaire :

$$\begin{aligned}\begin{pmatrix} \widehat{k}_{t+1} \\ E_t\widehat{\lambda}_{t+1}\end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} P_{11}\mu_1 P_{11}^{\star} & P_{11}\mu_1 P_{12}^{\star} \\ P_{21}\mu_1 P_{11}^{\star} & P_{21}\mu_1 P_{12}^{\star}\end{pmatrix}\begin{pmatrix} \widehat{k}_t \\ \widehat{\lambda}_t\end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} P_{11}(P_{11}^{\star}R_{ka} + P_{12}^{\star}R_{\lambda a}) \\ P_{21}(P_{11}^{\star}R_{ka} + P_{12}^{\star}R_{\lambda a})\end{pmatrix} E_t\widehat{A}_{t+1} \\ &+ \begin{pmatrix} P_{11}(P_{11}^{\star}Q_{ka} + P_{12}^{\star}Q_{\lambda a}) \\ P_{21}(P_{11}^{\star}Q_{ka} + P_{12}^{\star}Q_{\lambda a})\end{pmatrix}\widehat{A}_t \\ &+ \begin{pmatrix} P_{12} \\ P_{22}\end{pmatrix} E_t\widetilde{\lambda}_{t+1}\end{aligned} \tag{6.136}$$

57. Voir Fairise, Hairault, Langot, and Portier [1991] pour une démonstration.

En introduisant les équations (6.129) et (6.131) dans ce système, nous obtenons l'équation d'évolution de $\widehat{k}_t$:

$$\begin{aligned}\widehat{k}_{t+1} = {} & P_{11}\mu_1 P_{11}^{-1}\widehat{k}_t + (P_{11}\mu_1 P_{12}^{\star} + P_{12}\mu_2 P_{22}^{\star})P_{22}^{\star -1}\widetilde{\lambda}_t \\ & + R_{ka}E_t\widehat{A}_{t+1} + Q_{ka}\widehat{A}_t\end{aligned}$$

En utilisant cette dernière équation et en remplaçant $\widetilde{\lambda}_t$ par sa valeur donnée par l'équation (6.134), il est alors possible d'exprimer l'évolution du capital en fonction de son passé immédiat et du choc exogène. On obtient alors la loi d'évolution des variables d'état :

$$\begin{pmatrix} \widehat{k}_{t+1} \\ \widehat{A}_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 & \pi_{kA} \\ 0 & \rho_A \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \widehat{k}_t \\ \widehat{A}_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ \epsilon_{A,t+1} \end{pmatrix}$$

que l'on peut noter de la façon suivante :

$$\widehat{s}_{t+1} = M\widehat{s}_t + \epsilon_{t+1} \tag{6.137}$$

$\widehat{d}_t$ étant le vecteur regroupant les déviations par rapport à leur valeur d'état stationnaire de la consommation, des heures travaillées, du produit, de l'investissement, de la productivité du travail et du taux d'intérêt réel, on peut écrire l'évolution de ces dernières sous la forme suivante, à partir des équations (6.117), (6.118), (6.120), (6.122), (6.123) et (6.125) :

$$\widehat{d}_t = \Pi\widehat{s}_t \tag{6.138}$$

avec

$$\Pi = \begin{pmatrix} \Pi_{ck} & \Pi_{cA} \\ \Pi_{Hk} & \Pi_{HA} \\ \Pi_{yk} & \Pi_{yA} \\ \Pi_{ik} & \Pi_{iA} \\ \Pi_{px} & \Pi_{xA} \\ \Pi_{rk} & \Pi_{rA} \end{pmatrix}$$

Les équations (6.137) et (6.138) représentent la solution sous forme état-mesure du modèle. Les matrices Π et M dépendent de façon complexe des paramètres entrant dans les fonctions d'utilité et de production. Ce sont ces deux équations qui permettront le calcul des propriétés cycliques du modèle.

6.5.5 Réponses aux chocs et simulations stochastiques du modèle

6.5.5.1 Réponses aux chocs et moments "théoriques"

L'écriture sous forme état-mesure du modèle permet un calcul simple des fonctions de réponses à un choc technologique.

En notant C_T le vecteur correspondant à un choc technologique à la période t,

$$C_T = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

la réponse des états à la période $t+j$ est donnée par :

$$\widehat{s}_{t+j} = M^j C_T$$

Les réponses des variables d'intérêt à la période $t+j$ seront alors données par :

$$\widehat{d}_{t+j} = \Pi M^j C_T$$

6.5.5.2 Détermination par simulation stochastique des moments filtrés

Il s'agit de filtrer les séries obtenues par simulation des règles de décision afin d'en extraire la composante correspondant au cycle économique. On peut en effet simuler le modèle en tirant de façon aléatoire les innovations affectant le système (choc technologique dans ce modèle simple), afin de déterminer des vecteurs de séries macroéconomiques brutes, séries qui seront ensuite traitées avec le filtre d'Hodrick-Prescott [58] pour calculer les caractéristiques empiriques du cycle ainsi obtenu.

Pour cela, T étant la longueur moyenne des séries, on tire pour chaque simulation T ϵ_A selon une loi normale, d'espérance nulle, et de variance, la variance estimée de ces chocs sur la période. Munis de ces séries de chocs, on génère une série de T déviations relatives à l'équilibre stationnaire $\widehat{x}$ pour chaque variable x du système. Les séries brutes x^B sont alors obtenues de la façon suivante :

$$x_t^B = x(1+\widehat{x}_t)$$

pour $t = 1, ..., T$. Ces séries brutes sont prises en logarithme et filtrées par Hodrick-Prescott pour obtenir la partie cyclique $\widehat{x}^{HP}$.

Ces opérations sont répétées pour chaque variable du modèle et pour n tirages différents de la série de choc ϵ_A. Les caractéristiques du cycle filtré (variances, covariances, autocorrélations) sont alors données comme moyennes empiriques sur l'ensemble des n simulations. Il est alors souhaitable de donner également les écarts-types empiriques de ces différents moments.

6.6 Simulation des modèles d'oligopoles à α constant

Nous présentons dans les tableaux 6.42, 6.43 et 6.44 les résultats, obtenus pour 25 simulations, des modèles de concurrence oligopolistique pour lesquels le paramètre α de la fonction de production n'a pas été corrigé afin de conserver une part constante aux salaires dans la valeur ajoutée. Ces modèles correspondent à ceux simulés par Cho [1990a].

58. Voir l'annexe du premier chapitre pour une présentation du filtre.

TABLEAU 6.42 : Propriétés cycliques du modèle de duopole à α constant

sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.70	1.10	5.39	1.05	.26	1.02
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.6496	3.1593	.6154	.1542	.6085
Autocorr.ordre 1	.6832	.6918	.6810	.6830	.6827	.6827
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.9939	.9952	.9999	.9996 & .9996	
Cor. avec $\widehat{H}$					.9999	.9999
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.64	1.08	5.29	1.01	.25	1.07
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.6558	3.2235	.6147	.1538	.6490
Autocorr.ordre 1	.6728	.6843	.6794	.6722	.6714	.6714
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.9901	.9862	.9999	.9995	.9995
Cor. avec $\widehat{H}$					.9999	.9999

TABLEAU 6.43 : Propriétés cycliques du modèle d'oligopole à α constant ($m = 5$)

sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.80	1.32	5.30	1.30	.32	.62
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.7323	2.9294	.7223	.1792	.3489
Autocorr.ordre 1	.6572	.6623	.6564	.6568	.6558	.6407
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.9972	.9960	.9999	.9995	.9995
Cor. avec $\widehat{H}$					.9998	.9998
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.91	1.41	5.68	1.38	.34	.67
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.7373	2.9675	.7233	.1800	.3530
Autocorr.ordre 1	.7004	.7069	.6996	.7001	.6995	.7154
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.9940	.9876	.9999	.9994	.9994
Cor. avec $\widehat{H}$					.9997	.9997

TABLEAU 6.44 : Propriétés cycliques du modèle d'oligopole à α constant ($m = 20$)

sans chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	2.03	1.58	5.71	1.57	.39	.46
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.7781	2.8067	.7771	.1920	.2255
Autocorr.ordre 1	.6792	.6824	.6792	.6791	.6785	.8905
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.9979	.9960	.9999	.9993	.9772
Cor. avec $\widehat{H}$					.9775	.9996
avec chocs de dépenses publiques						
Série	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{wr}$	$\widehat{x}$
E.T.	1.94	1.52	5.40	1.51	.38	.44
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1.00	.7804	2.7800	.7793	.1940	.2269
Autocorr.ordre 1	.6685	.6707	.6626	.6688	.6695	.6831
Cor. avec $\widehat{y}$	1.00	.9953	.9879	1.00	.9995	.9800
Cor. avec $\widehat{H}$					.9803	.9997

6.7 Construction du résidu de Solow purgé

Comme il existe un pouvoir de marché dans notre modèle de concurrence imparfaite, le résidu de Solow est contaminé par le choc monétaire. L'objectif de cette annexe est de présenter la méthode retenue pour purger le résidu de Solow, afin de récupérer le choc technologique pur –*i.e.* non contaminé par les chocs monétaires.

6.7.1 Décomposition du résidu de Solow

Soit ϵ le vecteur des chocs structurels, ϵ_A et ϵ_g. Le processus joint du taux de croissance de la masse monétaire (g) et du résidu de Solow naïf (RS), considérés tous les deux en déviation relativement à leur niveau moyen, est donné par la représentation moyenne mobile suivante :

$$\begin{pmatrix} \widehat{g}_t \\ \widehat{RS}_t \end{pmatrix} = A(L) \begin{pmatrix} \epsilon_{g,t} \\ \epsilon_{A,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11}(L)A_{12}(L) \\ A_{21}(L)A_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{g,t} \\ \epsilon_{A,t} \end{pmatrix} \tag{6.139}$$

On définit le résidu de Solow purgé $\widehat{A}$ comme la composante du résidu de Solow générée uniquement par ϵ_A.

$$\widehat{A} = A_{(2,2)}(L)\epsilon_{A,t} \tag{6.140}$$

Pour obtenir $A_{22}(L)$ et ϵ_A, on estime une représentation vectorielle autorégressive bi-variée comprenant $\widehat{RS}$ et $\widehat{g}$. La représentation VAR est alors inversée pour obtenir la représentation de Wold du processus bi-varié :

$$\begin{pmatrix} \widehat{g}_t \\ \widehat{RS}_t \end{pmatrix} = C(L) \begin{pmatrix} u_{g,t} \\ u_{A,t} \end{pmatrix} \tag{6.141}$$

où $u = (u_g, u_{RS})'$ est le vecteur des résidus du VAR.

En considérant (6.139), il existe une matrice carrée (2,2) A_0 telle que $u_t = A_0\epsilon_t$ et $A(L) = C(L)A_0$. Une fois A_0 identifiée, $A(L)$ est connue et ϵ peut être obtenu à partir de u. On suppose que les deux chocs structurels ϵ_g et ϵ_A sont indépendants. On doit avoir :

$$A_0 A_0' = V$$

avec V la matrice variance-covariance des innovations ϵ. Cette équation implique trois restrictions sur les coefficients de A_0, car V est symétrique. Il faut donc imposer une autre restriction pour identifier A_0. On fait l'hypothèse que $A_{0(1,2)} = 0$, c'est-à-dire que le choc technologique n'a aucun effet instantané sur le taux de croissance de la masse monétaire. Avec cette restriction, on peut obtenir la représentation vectorielle-moyenne mobile (6.139) et récupérer le résidu de Solow purgé $\widehat{A}$ selon (6.140).

6.7.2 Résultats de l'estimation du VAR

Les résultats de l'estimation des modèles VAR sur données américaines et françaises sont donnés dans les tableaux 6.45 et 6.46[59] :

TABLEAU 6.45 : Estimation du modèle VAR (données américaines)

Variable	$\widehat{g}_{t-1}$	$\widehat{g}_{t-2}$	$\widehat{g}_{t-3}$	$\widehat{g}_{t-4}$	F-stat	$\widehat{RS}_{t-1}$	$\widehat{RS}_{t-2}$	$\widehat{RS}_{t-3}$	$\widehat{RS}_{t-4}$	F-stat
$\widehat{g}_t$	.27	.04	-.06	.13	2.6	-.04	.14	-.14	.83	.94
	(2.76)	(.43)	(.59)	(1.26)	(.04)	(.40)	(.91)	(.95)	(.82)	(.44)
$\widehat{RS}_t$	.09	.22	-.09	-.008	2.24	1.0	.12	-.24	.03	342
	(1.07)	(2.4)	(1.02)	(.087)	(.07)	(9.82)	(.90)	(1.79)	(.35)	(.00)

TABLEAU 6.46 : Estimation du modèle VAR (données françaises)

Variable	$\widehat{g}_{t-1}$	$\widehat{g}_{t-2}$	$\widehat{g}_{t-3}$	$\widehat{g}_{t-4}$	F-stat	$\widehat{RS}_{t-1}$	$\widehat{RS}_{t-2}$	$\widehat{RS}_{t-3}$	$\widehat{RS}_{t-4}$	F-stat
$\widehat{g}_t$	.006	-.04	-.14	-.01	.34	-.07	-.03	-.05	.05	3.69
	(.05)	(.35)	(1.1)	(.08)	(.84)	(.51)	(.13)	(.23)	(.42)	(.01)
$\widehat{RS}_t$	.01	-.01	.25	-.20	2.84	1.22	.01	-.001	-.22	624
	(1.02)	(.18)	(2.49)	(2.01)	(.03)	(10.3)	(.07)	(.01)	(2.05)	(.00)

Dans les deux pays, $\widehat{g}_t$ cause au sens de Granger $\widehat{RS}_t$: on retrouve donc à un niveau empirique, cette fois, la contamination du résidu de Solow[60]. Rien dans le modèle théorique ne permet de justifier la causalité en sens inverse qui apparaît en France, et donc de purger $\widehat{g}_t$.

6.8 Un modèle avec coûts fixes et rendements croissants

Le modèle de référence de la deuxième section de ce chapitre nous conduit à retenir pour l'économie américaine un taux de marge $\mu = .197$, ce qui corres-

59. Le modèle comprend quatre retards sur chaque variable : la première ligne indique le coefficient estimé, tandis que le t de Student est reporté sur la ligne en dessous entre parenthèses. La colonne F-stat concerne le test d'exclusion des retards d'une variable située à gauche de cette colonne : la première ligne indique la statistique, la seconde le seuil de significativité.

60. Voir Evans [1992] et Hairault [1992b] pour une étude empirique de la contamination du résidu de Solow.

pond à une part des profits de 17%. Ce taux de marge représente pourtant la borne inférieure des choix possibles, et une augmentation de celui-ci conduirait à un niveau irréaliste de la part des profits dans la valeur ajoutée. Il est donc impossible avec la spécification retenue d'obtenir simultanément une baisse de la part des profits et une hausse du taux de marge d'équilibre stationnaire.

Une solution pour résoudre ce problème consiste à introduire des rendements croissant *via* la présence de coûts fixes dans la fonction de production.

$$Y_{j,t} = A_t K_{j,t}^{\alpha} H_{j,t}^{1-\alpha} - F$$

où F représente un coût fixe panier *CES* de l'ensemble des biens produits dans l'économie.

La résolution de ce modèle ne présente alors aucune difficulté particulière, et nous simulons le modèle sur l'économie américaine en posant $\mu = .5$, et en calibrant F afin d'obtenir une part des profits de 5% à l'équilibre stationnaire. Le comportement du modèle n'est pas fondamentalement modifié et les résultats sur 20 simulations sont donnés dans le tableau 6.47.

Tableau 6.47 : Propriétés cycliques d'un modèle avec coûts fixes

Variable	$\widehat{y}$	$\widehat{c}$	$\widehat{i}$	$\widehat{h}$	$\widehat{x}$	$\widehat{\mu}$	$\widehat{M}$	$\widehat{f}$
E.T..	1.54	.41	5.45	1.91	1.23	2.32	1.59	1.19
E.T./E.T.($\widehat{y}$)	1	.27	3.5	1.2	.82	1.51	1.04	.78
Autocor. ordre 1	.34	.73	.23	-.05	.33	-.05	.82	-.03
Cor. avec $\widehat{y}$	1	.65	.98	.76	.05	-.66	.15	.65
Cor. avec $\widehat{h}$	-	-	-	-	-.59	-	-	-

Les écart-types relatifs sont similaires à ceux obtenus avec une spécification à rendements constants, mais les niveaux absolus des écart-types sont plus faibles. Ce phénomène est lié au fait que le paramètre α est fixé à .3 dans la spécification à rendements constants et à .3895 dans la spécification à rendements croissants, afin de conserver une part constante aux salaires dans le partage de la valeur ajoutée. Dans la configuration "coûts fixes", l'économie est moins volatile dans la mesure où un poids plus important est mis sur le facteur capital, qui est moins volatile que le travail. En outre, l'obtention d'une part des profits de 5% nécessite un niveau irréaliste des coûts fixes. Ceux-ci représentent en effet 29.82% de la production brute ($AK^{\alpha}H^{1-\alpha}$) et 42.5% de la production nette (Y).

6.9 Les effets de la taille des coûts d'ajustement sur le modèle simulé

La taille des coûts d'ajustement de prix est un paramètre sensible dans le modèle, d'autant plus que nous ne disposons d'aucune estimation de celui-ci. Plus il est élevé et plus sont importants les effets des chocs monétaires : les taux de marge sont plus contra-cycliques, la corrélation heures-productivité est plus négative, *etc*... L'étude de Rotemberg [1982] sur l'économie américaine estime le rapport $\frac{D}{c}$, où D représente l'effet des encaisses réelles sur la demande et c le paramètre d'échelle des coûts d'ajustement des prix (notre paramètre ϕ), mais ne propose aucune estimation séparée de c et D.

Nous donnons dans le tableau 6.48 l'évolution des écart-types des principales variables du modèle lorsque ϕ varie. Ces écart-types sont obtenus sur 20 simulations pour chaque valeur de ϕ, et pour l'étalonnage américain.

TABLEAU 6.48 : Simulation du modèle de référence pour différentes valeurs des coûts d'ajustement de prix (étalonnage américain)

ϕ	0	1/100	1/10	1	5
$\frac{CA(.01)}{Y}$	0%	.0001%	.001%	.01%	.05%
$\widehat{c}$	.58	.59	.66	.58	.60
$\widehat{h}$	1.02	1.04	1.13	1.63	5.8
$\widehat{x}$	.77	.78	.88	.94	2.10
$\widehat{y}$	1.69	1.72	1.89	1.86	4.13
$\widehat{i}$	7.64	7.80	8.52	9.06	25.5
$\widehat{f}$	1.27	1.30	1.29	1.22	1.02

La consommation est peu sensible aux coûts d'ajustement[61]. Les écart-types des heures, de l'investissement, du produit et de la productivité augmentent avec ϕ. En revanche, l'inflation est moins variable lorsque les coûts d'ajustement de prix augmentent.

61. Ces écart-types sont des moyennes sur 20 simulations et non des valeurs exactes. Il ne faut donc pas chercher une signification à de petits écarts de valeur.

Chapitre 7

Conclusion générale

Notre travail s'est délibérément placé dans une perspective théorique et empirique. Préalablement à une analyse théorique, nous avons souhaité nous interroger sur la pertinence empirique des rigidités nominales dans les fluctuations conjoncturelles françaises. Ce constat établi dans un chapitre préliminaire, nous avons développé dans les deux parties de cette thèse un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales de prix. Nous avons montré que ce modèle s'inscrivait dans une problématique initiée par la théorie des équilibres non- walrasiens, et qu'il intégrait explicitement des phénomènes de défauts de coordination propres à la macroéconomie keynésienne.

La première partie de cette thèse nous a permis de conclure sur la fécondité d'une approche macroéconomique d'inspiration keynésienne intégrant concurrence monopolistique et rigidités nominales. Il nous est cependant apparu que l'extension dynamique de ces résultat était nécessaire, afin de proposer une véritable analyse des fluctuations conjoncturelles dans leur dimension temporelle. Cette intégration dynamique dans un modèle intertemporel d'équilibre général est réalisée en deux temps dans une seconde partie. Un premier temps étudie plus spécifiquement la dynamique des prix en présence de coûts d'ajustement de prix non-convexes (coûts de catalogues). Un second temps généralise le modèle en y intégrant les décision d'épargne et d'investissement et en utilisant cependant une spécification convexe (quadratique) de ces coûts d'ajustement. Ce modèle est alors soumis à une validation empirique qui reprend la méthodologie de la théorie des cycles réels.

Au terme de ce travail, il nous semble nécessaire de rappeler plus précisément les résultats obtenus dans les cinq chapitres de la thèse. Nous en soulignons dans un premier temps la fécondité avant d'en examiner les limites et les nécessaires extensions dans un seond temps.

7.1 Concurrence monopolistique et rigidités de prix : une approche féconde de la macroéconomie keynésienne

Le chapitre préliminaire de cette thèse avait pour objet l'étude du partage des variations du produit nominal entre variations de l'activité réelle et variations de prix. Si toutes les variations du revenu nominal ne se transmettent pas instantanément dans les variables de prix, c'est que ceux-ci ne sont pas déterminés selon le schéma walrasien traditionnel. Pour une trajectoire donnée du produit nominal, la variabilité du produit réel sera d'autant plus grande que les rigidités nominales sont importantes. La mise en évidence de rigidités nominales est ainsi à la base de la compréhension des mouvements conjoncturels de l'activité économique.

Deux questions différentes appelant chacune une réponse spécifique nous étaient posées. Dans quelle mesure les fluctuations du produit nominal sont-elles ventilées entre variations de prix et fluctuations réelles ? Quelles sont les impulsions à la source de ces fluctuations du produit nominal ? Les deux sections de ce chapitre ont proposé des éléments de réponse à ces deux questions.

La première section a décrit les évolutions des prix et des quantités en France depuis 1950, et en a dégagé des preuves de l'existence de rigidités nominales. Dans un premier temps, en procédant à une analyse univariée des séries de prix, de salaires nominaux, de salaires réels et de produit, nous avons trouvé des éléments en faveur de la présence de rigidités nominales, sans pour autant que cette analyse procède d'un véritable test de rigidités. Devant la nécessité de considérer les fluctuations conjoncturelles comme un ensemble de variations jointes des prix et des quantités (phénomènes dits de *co-variations*), des études de corrélation et de causalité nous ont permis dans un second temps de tirer des enseignements plus directement interprétables en termes de rigidités nominales de prix et de salaires. Dans un troisième temps, l'estimation d'une équation simple à la Gordon [1990b] a identifié et mesuré une triple dimension dans la rigidité nominale des prix. Dans l'ensemble de cette section, l'examen des propriétés cycliques du salaire réel a permis d'évaluer la rigidité nominale relative des prix et des salaires. En effet, l'absence de contra-cyclicité du salaire réel généralement observée remet en cause l'interprétation traditionnelle du schéma keynésien de la *Théorie générale* selon laquelle les salaires nominaux sont rigides et les prix flexibles, donc les salaires réels contra-cycliques lorsque la source principale d'impulsion est du côté de la demande.

La seconde section de ce chapitre a proposé une étude semi-structurelle des fluctuations macroéconomiques *via* l'estimation de deux modèles *V*ectoriels *A*uto-*R*égressifs (modèles *VAR*) sur données trimestrielles françaises. Nous nous sommes interrogés sur la validité du schéma keynésien "traditionnel" (dans sa version "synthèse néoclassique") de type *Offre globale-Demande globale*, dont les rigidités nominales de prix constituent l'un des fondements, à fournir une grille de lecture des fluctuations macroéconomiques françaises. Sans rechercher dans ce chapitre préliminaire des fondements à cette imparfaite flexibilité des prix,

nous avons utilisé les enseignements des modèles de la synthèse pour dériver un ensemble de restrictions à imposer au modèle estimé. Dans un premier modèle *VAR*, en introduisant un ensemble de restrictions de long terme dans une boucle prix-salaires complétée d'une équation interprétable en terme de demande globale, nous avons mis en évidence des comportements conjoncturels typiques d'une économie où les prix sont rigides et où il existe des chocs de demande. Nous avons également identifié la présence de chocs salariaux dans la dynamique de la boucle prix-salaires. Un second modèle *VAR* a plus directement utilisé les enseignements de l'analyse keynésienne traditionnelle *Offre globale-Demande globale* pour proposer une schéma d'identification de court terme du système estimé. Les résultats de l'estimation et les propriétés dynamiques du système nous ont alors permis d'envisager un modèle de concurrence imparfaite avec rigidités nominales comme un cadre approprié à une approche keynésienne des fluctuations macroéconomiques.

Une première partie, *équilibres de concurrence monopolistique et rigidités nominales de prix*, s'est proposée de montrer que le modèle de concurrence monopolistique constitue un cadre de référence de la macroéconomie keynésienne, et qu'il permet une introduction satisfaisante des rigidités nominales de prix sous l'hypothèse de faibles coûts d'ajustement.

Nous avons proposé dans le chapitre deux un examen détaillé du modèle de concurrence monopolistique et de ses liens avec la théorie des équilibres à prix fixes. Nous reprenons à ce titre les travaux fondateurs de Benassy, dans la mesure où ils établissent la continuité entre la théorie des équilibres à prix fixes et l'approche de la *nouvelle économie keynésienne* utilisant comme point d'ancrage le modèle de concurrence monopolistique : les enseignements macroéconomiques des modèles à prix fixes, plus particulièrement en régime de chômage keynésien, sont *potentiellement* présents dans un modèle de concurrence monopolistique, mais il convient d'adjoindre au modèle de concurrence monopolistique une théorie de la rigidité nominale des prix pour retrouver des résultats véritablement keynésiens.

Dans une première section, nous avons rappelé les principaux résultats du modèle canonique des équilibres non-walrasiens, et l'illustrons à l'aide du modèle à trois biens proposé par Benassy [1975], Benassy [1976c] et repris par d'Autume [1985]. La résolution d'un modèle de concurrence monopolistique avec courbes de demande objective, telle que l'a développée Benassy [1987] a permis alors de considérer le régime de chômage keynésien comme le lieu des équilibres de concurrence monopolistique. Nous avons vérifié cette coïncidence pour une forme spécifiée du modèle. Ce résultat a suffit à révéler l'intérêt et les limites du modèle de concurrence monopolistique : c'est un modèle dichotomique aux propriétés néoclassiques parce que les prix y sont flexibles, mais il possède potentiellement les propriétés de statique comparative du chômage keynésien si on lui adjoint une théorie de la rigidité des prix. En effet, la résolution d'un modèle

à prix fixes, où les prix seraient arbitrairement fixés à leur niveau d'équilibre de concurrence monopolistique, conduit à un régime de chômage keynésien.

Ce point de vue est exposé dans la deuxième section, à l'aide d'un modèle de référence reprenant Blanchard and Kiyotaki [1987]. Nous avons également montré qu'une partie de la littérature (Hart [1982], Startz [1989], Mankiw [1988]) a proposé une interprétation discutable, sinon fallacieuse, des mécanismes "multiplicateurs" dans ce modèle.

Au terme de l'analyse théorique de ces deux sections, il est apparu que le modèle de concurrence monopolistique était un modèle utile à la macroéconomie keynésienne parce qu'il permettait de donner un fondement microéconomique aux comportements de fixation de prix. C'est cependant un modèle insuffisant à rendre compte des effets réels de la demande agrégée en l'absence de rigidités nominales. Nous avons alors utilisé ce modèle pour donner un fondement théorique plus rigoureux aux tests empiriques du premier chapitre concernant la présence de rigidités nominales, en estimant la forme réduite d'un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales. Dans le cadre du modèle de référence, nous avons établi que l'introduction d'une boucle prix-salaires avec anticipations rationnelles remettait en cause l'équivalence impôts directs-impôts indirects. En suivant Poterba, Rotemberg, and Summers [1986], nous avons testé la présence de rigidités nominales *via* la non équivalence fiscale à court terme. Ce test a complété les résultats du chapitre précédent et confirmé la pertinence empirique des rigidités nominales.

Il est apparu au terme de ce chapitre que c'est bien une combinaison de ces deux approches, concurrence monopolistique *et* rigidités nominales qui peut renouveler la macroéconomie keynésienne sur une base microéconomique totalement explicite, y compris dans sa théorie des rigidités nominales si l'on adjoint par exemple des coûts d'ajustement de prix. Le projet d'adjoindre à la concurrence monopolistique les fondements microéconomiques de la rigidité nominale des prix a fait l'objet des trois derniers chapitres de cette thèse.

La prise en compte de l'importance de la demande dans les fluctuations de l'activité économique est un des points d'ancrage traditionnels de la macroéconomie d'inspiration keynésienne. L'absence (ou les défauts) de coordination dans les économies décentralisées et l'imparfaite flexibilité des prix ou des salaires constituent à ce titre deux voies de recherche privilégiées. Notre ambition dans le chapitre trois était de montrer que si les défauts de coordination sont clairement un des éléments constitutifs de la macroéconomie keynésienne, l'introduction de rigidités nominales microéconomiquement fondées, dans un cadre explicite de concurrence monopolistique, autorise une meilleure compréhension de la nature de ces défauts de coordination et des effets de la politique économique conjoncturelle. Le modèle de concurrence monopolistique développé dans le chapitre précédent s'est révélé pertinent dans la mesure où l'imparfaite rigidité des prix y est le résultat de la présence de coûts d'ajustement de prix. Cette hypothèse, qui peut apparaître comme *ad hoc*, a toutefois le mérite de rendre compte de

variations importantes de l'activité économique. C'est à ce titre l'écart existant entre coût privé et coût social d'un non-ajustement de prix qui permet de rendre compte des effets de la demande sur l'activité. Dans ce modèle, les prix ne jouent pas leur rôle de coordination, et nous retrouvons alors les deux éléments essentiels d'un modèle keynésien évoqués par Clower et Leijonhufvud : l'imparfaite rigidité des prix et la présence de défauts de coordination.

Dans une première section, nous avons montré que la présence de défauts de coordination dans un modèle macroéconomique repose sur les propriétés du jeu joué par les agents dans ce modèle, et tout particulièrement sur la présence de complémentarités stratégiques, pour reprendre une expression utilisée par Cooper and John [1988]. Après avoir évalué la portée des modèles de défauts de coordination reposant sur la présence d'une externalité de taille de marché, dans la lignée des travaux de Diamond [1982] et Howitt [1985], nous avons établi que le modèle de concurrence monopolistique de référence s'interprètait comme un jeu de coordination.

Dans une seconde section, nous avons intégré de faibles coûts d'ajustement de prix (coûts de catalogues) dans le problème de détermination du prix optimal de la firme en concurrence monopolistique. En reprenant une analyse de Akerlof and Yellen [1985b] reposant sur une réinterprétation du théorème de l'enveloppe, nous avons montré que des coûts faibles (du second ordre par rapport au choc) peuvent avoir des conséquences macroéconomiques importantes (du même ordre que les chocs). Ces coûts d'ajustement apparaissent alors, à la suite d'un choc de demande agrégée positif, comme un mécanisme permettant une coordination Pareto-améliorante des agents. Nous avons également souligné la possibilité d'une indétermination de l'équilibre à la suite d'un choc monétaire, indétermination qui trouve sa source dans la présence de complémentarités stratégiques, ainsi que l'importance des élasticités prix des offres de travail et de biens dans la magnitude des effets macroéconomiques d'un tel choc. Nous avons alors évalué la portée de cette approche et avons conclu sur la nécessité d'une extension dynamique pour véritablement juger de son intérêt.

Une troisième section a proposé un réexamen du phénomène de défauts de coordination dans le modèle de concurrence monopolistique et du rôle des rigidités nominales dans la coordination des agents dans l'économie. Nous avons proposé à ce titre un modèle d'équilibre général simple de concurrence monopolistique où l'existence de deux technologies alternatives (dont l'une comporte un coût fixe), conjuguée à la présence de défauts de coordination entre les entreprises, permet de rendre compte d'une multiplicité d'équilibres macroéconomiques. Dans ce modèle à salaire réel constant (salaire d'efficience), nous avons distingué en particulier un équilibre localement stable à bas niveau d'emploi et un équilibre localement stable à haut niveau d'emploi qui Pareto-domine le premier. L'équilibre à faible niveau d'emploi est qualifié de piège de sous-emploi dans la mesure où, lorsque l'économie s'y trouve, une politique monétaire trop faiblement expansionniste augmente le niveau général des prix sans accroître l'emploi et se révèle localement inefficace. Néanmoins, en présence de coûts d'ajustement quadra-

tiques de prix, une politique de relance de la demande suffisamment importante peut permettre une coordination des agents sur l'équilibre haut de l'économie.

Il nous est apparu que l'extension dynamique des résultats de la première partie de la thèse était nécessaire, afin de proposer une véritable analyse des fluctuations conjoncturelles dans leur dimension temporelle. Cette intégration dynamique dans un modèle intertemporel d'équilibre général est réalisée en deux temps dans la seconde partie de cette thèse.

Le chapitre quatre repose sur la spécification dynamique du seul comportement de prix de l'entreprise en concurrence monopolistique et dégage ainsi les effets spécifiques de la présence de coûts non-convexes d'ajustement de prix sur la dynamique du niveau général des prix et du produit. Il reprend l'intuition *PAYM*" [1] développée dans le chapitre précédent, et qui permettait de rendre compte de la rigidité des prix nominaux dans un cadre statique. De faibles coûts fixes d'ajustement de prix (coûts de catalogues) suffisaient à expliquer la rigidité nominale des prix et peuvent causer des fluctuations importantes des variables macroéconomiques.

Une première section a examiné l'optimalité des règles de prix discontinues en présence de coûts d'ajustement non-convexes. Les règles de prix (s, S) sont apparues comme les règles optimales (ou comme bonne approximation des règles optimales) de fixation de prix en présence d'inflation monotone croissante déterministe ou stochastique. Une seconde section a proposé alors un modèle synthétique permettant une mise en perspective des travaux récents consacrés à l'agrégation de ces règles optimales de prix dans un modèle d'équilibre général de concurrence imparfaite. Afin de centrer l'analyse sur les effets d'agrégation de ces règles de prix, le modèle envisagé est la réplication du modèle statique de concurrence monopolistique de référence à chaque période, sans comportements d'épargne et d'investissement. La seule dynamique est la conséquence d'une offre de monnaie stochastique et d'un comportement intertemporel de fixation de prix des entreprises. Le résultat de référence est la complète neutralité de la monnaie démontrée par Caplin and Spulber [1987] dans un modèle ou les prix individuels sont rigides pour une durée aléatoire (règle (s, S)) mais où la rigidité individuelle disparaît par agrégation, le niveau général des prix étant parfaitement indexé sur le niveau de la masse monétaire. Ce résultat a été discuté et partiellement remis en cause en présence d'hétérogénéité des agents, d'évolution non monotone de la masse monétaire et de complémentarités stratégiques entre les entreprises.

Nous avons proposé dans la troisième section de ce chapitre l'introduction de la concurrence imparfaite et de coûts de catalogues dans un modèle d'information imparfaite *à la* Lucas [1973] et en présence de complémentarités stratégiques. Chaque entreprise observe un choc composite constitué d'un choc monétaire agrégé et d'un choc de demande local. Nous avons montré que cette spécification

1. Pour reprendre l'expression de Fischer [1988] (*PAYM* pour Parkin [1986], Akerlof and Yellen [1985a] et Mankiw [1985]).

en information imparfaite détruit le résultat de neutralité de la monnaie de Caplin et Spulber. La composante *mal-perçue* de la monnaie a un effet systématique sur le produit, cet effet étant d'autant plus important que les complémentarités stratégiques sont importantes.

Le chapitre quatre a montré que la littérature sur l'équilibre général dynamique avec coûts de catalogues, bien qu'à l'état embryonnaire, permettait d'enrichir les résultats obtenus dans les modèles statiques que nous avions présentés dans le chapitre précédent. Il convient de bien séparer les résultat de ces modèles entre résultats de court terme et résultats de long terme. A long terme, la présence de *menu costs* ne remet pas en cause la neutralité de la monnaie, mais la politique monétaire peut localement jouer sur le niveau du produit, si les autorités connaissent la distribution des prix. En effet, à la différence des modèles de *staggered contracts* où les chocs nominaux persistent pour un nombre limité de périodes, les chocs nominaux sont ici permanents. Ainsi, à court terme, il est possible de jouer sur la "courbe de Phillips" empirique de ces modèles pour arbitrer entre niveau du produit et inflation. La sensibilité des résultats aux conditions initiales n'est qu'un défaut apparent de ces modèles dans la mesure où l'on peut trouver un état stationnaire vers lequel le modèle converge. Au cours de la dynamique transitionnelle, la présence de complémentarités stratégiques joue un rôle important dans la forme des fluctuations du produit.

Enfin, l'enrichissement de la structure informationnelle a fait ressortir le rôle des complémentarités stratégiques dans l'existence d'une réponse positive de l'activité à un choc monétaire. Néanmoins, à l'état stationnaire où la distribution des prix est uniforme, les effets des chocs monétaires sont purement transitoires.

Les années quatre-vingt ont vu l'émergence de deux approches concurrentes de l'analyse macroéconomique du cycle; la théorie des cycles réels (*Real Business Cycle theory*) et la nouvelle macroéconomie keynésienne. Le chapitre cinq permet d'apporter des éléments de réponse keynésiens à la théorie des cycles réels.

L'approche des cycles réels, impulsée par les travaux fondateurs de Kydland and Prescott [1982], Long and Plosser [1983] et King, Plosser, and Rebelo [1988a] rend compte des fluctuations économiques comme des réponses optimales des agents à des chocs exogènes. Dans un cadre théorique où l'équivalence équilibre-optimum est vérifiée, toute tentative de régulation de l'activité économique est donc sous-optimale. Ces premiers modèles, purement réels, expliquent alors les évolutions macroéconomiques cycliques par l'unique présence de chocs technologiques. Les chocs de demande n'ont pas de pouvoir explicatif dans le cycle et les chocs nominaux sont absents *par nature* de l'analyse. Le modèle de référence est une version du modèle de croissance néoclassique de Solow [1956] avec fondements microéconomiques explicites, agent représentatif vivant une infinité de périodes et en univers aléatoire, tel qu'il a été présenté par Brock and Mirman [1972].

En même temps que cette rupture de nature théorique, le courant des cycles réels inaugure une méthode de validation reposant sur la comparaison des mo-

ments empiriques des séries observées (variances, autocorrélations, corrélations croisées) et des moments des séries simulées par le modèle afin de tester de son aptitude à reproduire un certain nombre de *faits stylisés*.

Nous avons établi dans les chapitres précédents comment la *nouvelle macroéconomie keynésienne* s'assignait comme objectif la construction de modèles microéconomiquement fondés qui possèdent une série de caractéristiques dites *keynésiennes*, telles que l'existence d'équilibres sur niveau déprimé, la présence de défauts de coordination, de pouvoir de marché des agents économiques et l'importance des chocs nominaux dans l'analyse du cycle. A ce titre, le modèle de concurrence monopolistique s'est avéré représenter un cadre d'analyse approprié à ce projet de recherche. Dans ce cadre, la présence de rigidités nominales (contrats de salaire emboîtés ou coûts d'ajustement sur les prix nominaux) redonne une importance aux chocs de demande (et plus particulièrement aux chocs monétaires dans l'explication des variations de l'activité). La prise en compte effective des chocs de demande semble alors passer par la modélisation de rigidités nominales de prix et de salaires ou par l'introduction d'imperfections de marchés.

Nous avons examiné, dans le premier temps de ce chapitre cinq, les tentatives d'introduction de rigidités nominales *via* l'existence de contrats fixant à l'avance les prix ou les salaires. Il résulte de cette littérature que les contrats de salaires apportent certaines réponses aux énigmes empiriques non résolues par la théorie des cycles réels, comme par exemple la faible corrélation entre la productivité du travail et les heures travaillées. Ils ne proposent cependant pas une description véritablement complète et satisfaisante de la dimension nominale de l'économie (corrélations monnaie-produit, prix-produit, *etc*...). L'introduction de contrats de prix s'est avèrée encore plus décevante et n' a pas permis de proposer une alternative valable aux modèles purement réels. A ce niveau de l'analyse, aucun des modèles théoriques présentés ne remet valablement en cause la proposition de Nelson and Plosser [1982], reprise par les théoriciens des cycles réels, selon laquelle la prise en compte des chocs monétaires, et des chocs de demande en général, n'est pas nécessaire pour expliquer l'essentiel des fluctuations économiques.

Un des points faibles de ces modèle résidait dans la prise en compte de comportements explicites de fixation de prix ou de salaires sans la modélisation explicite des structures de marché. En particulier, l'existence de contrats de prix ne s'accompagne pas d'une modélisation adéquate du marché des biens en concurrence imparfaite. Nous avons proposé, dans un second temps, un examen de l'effet des structures de marché sur le comportement d'un modèle simple d'équilibre général dynamique de l'économie française, en reprenant et en complétant un travail de Cho [1990b] . Comme nous l'avions montré théoriquement dans le second chapitre de cette thèse, nous avons obtenu un résultat globalement négatif : la concurrence imparfaite ne permet pas en soi de rendre compte de phénomènes keynésiens dans le cycle économique. Nous avons alors rappelé que seul le modèle de Rotemberg and Woodford [1989] de concurrence oligopolistique parvient à rétablir l'importance des chocs de demande dans le cycle *via* un comportement contra-cyclique des taux de marge, comportement obtenu comme équilibre d'un

jeu dynamique de collusion.

Nous avons alors proposé dans la seconde section de ce chapitre un modèle de concurrence monopolistique avec rigidités nominales et monnaie dans la fonction d'utilité qui rend compte des effets de la monnaie dans un cadre théorique et suivant une méthodologie qui demeure jusqu'à présent celle des modèles du courant des cycles réels. En effet, seul un modèle où les chocs monétaires modifient sensiblement les propriétés dynamiques du modèle par rapport à celles générées uniquement par des chocs technologiques permettait de juger de la nécessité ou non de prendre en compte des chocs monétaires pour expliquer les fluctuations économiques. En outre, une caractéristique fondamentale des modèles de concurrence imparfaite est la *contamination* (pour reprendre l'expression de Hall [1989]) du résidu de Solow par les chocs de demande. Dès lors, la mesure traditionnelle du choc technologique (le résidu de Solow) utilisé par les modélisateurs du courant des cycles réels est remise en cause, la variance de celle-ci étant pour partie due à des chocs de demande.

Il s'est avéré que la prise en compte des chocs monétaires conjointement à une hypothèse de coûts d'ajustement de prix en concurrence monopolistique a considérablement augmenté la capacité du modèle à reproduire les caractéristiques des fluctuations économiques aux Etats-Unis et en France sur plusieurs points : le niveau de la variance du produit, la corrélation monnaie-produit et inflation-produit, la corrélation productivité-emploi, la variance relative productivité-emploi, la corrélation taux de marge-produit.

Le modèle de concurrence monopolistique et rigidités nominales de prix que nous avons proposé, perturbé par un choc technologique et un choc monétaire, est alors apparu comme une réelle alternative à l'approche des cycles réels, et comme un premier pas dans la prise en compte des effets de la demande agrégée dans un modèle d'équilibre général intertemporel.

7.2 Des limites certaines et des extensions nécessaires

Un certain nombre de points d'insatisfaction nous apparaissent au terme de cette recherche, points qui constituent sans aucun doute des limites à notre travail, mais qui permettent également d'envisager de fructueuses pistes de recherche. Parmi ceux-ci, nous distinguons trois problèmes non expliqués ou soulevés par les développements envisagés dans cette thèse. Le premier concerne la nature du chômage dans ce type de modélisation. Le second a trait au problème de sélection d'un équilibre dans un modèle à équilibres multiples et, plus généralement, au problème de sélection des trajectoires dans les modèles dynamiques à équilibres multiples. Le troisième concerne le traitement simplifié de la concurrence auquel conduit l'hypothèse de concurrence monopolistique,

La question du statut du chômage dans un modèle de concurrence monopolistique a déjà été évoquée dans le second chapitre de cette thèse. Il nous semble cependant nécessaire d'y revenir dans la mesure où cette question est centrale à

notre approche macroéconomique qui revendique une inspiration keynésienne.

Dans la mesure où aucun rationnement quantitatif n'a lieu sur le marché du travail ou le marché des biens, il n'existe pas à proprement parler de chômage involontaire dans le modèle de concurrence monopolistique : les salariés sont en effet toujours sur leur courbe d'offre de travail. Si l'équilibre s'établit à des niveaux de produit et d'emploi inférieurs aux niveaux walrasiens, c'est uniquement par l'effet des pouvoirs de monopole sur les marchés. En ce sens, et comme c'est le cas dans les modèles de négociations salariales où les syndicats ou les firmes ont un pouvoir de marché, il n'y a pas de chômage dans le modèle. Nous avons donc souligné dans le chapitre deux qu'il fallait parler de *sous-emploi* (*under employment*) ou *d'emploi insuffisant* plutôt que de *chômage* (*unemployment*) si l'on veut mettre en avant l'effet indiscutablement dépressif de la concurrence imparfaite sur le niveau de l'emploi.

S'il manque donc effectivement une dimension de véritable rationnement sur le marché du travail, il est injuste de considérer l'approche en concurrence monopolistique comme un modèle sans chômage.

Les travaux de Sneessens [1987] et Sneessens [1991] constituent à ce titre des voies de recherche prometteuses. En effet, il est clair que la controverse sur l'origine des fluctuations macroéconomiques conjoncturelles entre *théorie des cycles réels* et *nouvelle macroéconomie keynésienne*, si elle a permis de mieux comprendre la rationalité des rigidités de prix et de salaires, a laissé à l'arrière plan la prise en compte de contraintes quantitatives. Sneessens propose justement dans ses travaux une intégration dans un même modèle des développements récents sur la formation des prix et des salaires d'une part, et des apports de la théorie du déséquilibre d'autre part. La concurrence monopolistique entre firmes permet de distinguer un grand nombre de "micromarchés". La présence de situation de déséquilibre avec rationnement sur chaque micromarché sera alors prise en compte, et une agrégation explicité rendra compte du chômage involontaire.

Une seconde limite à nos travaux concerne le problème de sélection des équilibres en présence d'une multiplicité de solutions. Nous nous sommes en effet heurté dans la troisième section du chapitre à un problème d'indétermination de la trajectoire d'équilibre en présence de plusieurs équilibres stationnaires. Plusieurs auteurs (par exemple Blanchard and Summers [1986]) ont suggéré que de tels modèles permettaient de rendre compte de la persistance de niveaux anormalement élevés de chômage en Europe, ou de la non-stationnarité des séries macroéconomiques. Plus généralement, il a été suggéré que la multiplicité d'équilibres pouvait expliquer le fait que le produit et le chômage étaient plus volatiles que ce que suggéraient les modèles de concurrence parfaite sans externalités. A cet titre, Durlauf [1991b] (voir également Durlauf [1990] et Durlauf [1991a]) étudie les effets d'une incomplétude des marchés et de la présence de complémentarités stratégiques sur les propriétés en termes de séries temporelles du produite agrégé. En modélisant ces problèmes de coordination dans un cadre explicitement stochastique, Durlauf spécifie l'économie en terme d'ensemble de mesures

de probabilité conditionnelles décrivant comment les agents agissent pour une histoire donnée de l'économie. Un équilibre macroéconomique est défini comme une mesure de probabilité jointe sur l'ensemble des agents compatible avec ces mesures conditionnelles ; une multiplicité d'équilibres est possibles si plusieurs de ces mesures existent. Ces équilibres se distinguent par des différences dans la moyenne et la variance du produit. En outre, les fluctuations du produit sont persistantes dans la mesure où des chocs de productivité affectent indéfiniment l'activité réelle en déplaçant l'économie d'un équilibre à l'autre. Le modèle peut alors présenter des périodes d'expansion et de récession.

Il est cependant clair que cette multiplicité réduit sérieusement la capacité de ces modèles à fournir une description satisfaisante de la réalité, dans la mesure où ils ne permettent pas de préciser sur quelle trajectoire l'économie se situe. En l'absence d'un réel mécanisme de sélection, le contenu prédictif de ces modèles reste faible.

Comme nous l'avons noté dans le chapitre trois en reprenant une analyse de Howitt [1988], une première approche consiste à poser un principe *a priori* de sélection tel que l'existence de points focaux sur lesquels les agents se coordonnent ou la sélection de l'équilibre appartenant au voisinage dans lequel se trouvait l'économie avant le choc. Une seconde approche consiste à introduire un processus d'ajustement en temps réel, ce qui permet de faire dépendre l'équilibre finalement atteint de la nature du processus d'ajustement, des conditions initiales et de l'histoire des chocs. Cette seconde approche est plus satisfaisante pour le macroéconomiste car elle permet de mettre en valeur toute la structure du modèle, plutôt que de se limiter à des analyses de statique comparative entre les équilibres. Elle permet alors de faire des prévisions de court terme et de faire explicitement ou implicitement référence à des comportements d'apprentissage lors du déroulement de la dynamique.

Ce type d'analyse est développé par Evans and Honkapohja [1992a], Evans and Honkapohja [1992b] et Evans and Honkapohja [1992c]. L'étude de la dynamique d'apprentissage d'un modèle à équilibres multiples permet de montrer que les anticipations rationnelles constituent la limite d'un mécanisme adaptatif d'apprentissage, et que le principe de stabilité sous la règle d'apprentissage conduit à une sélection des équilibres. Un modèle à équilibre multiples devient alors une modèle "dépendant de son histoire" (*path dependant*) dans lequel la trajectoire de l'économie et l'équilibre à anticipations rationnelles atteint en limite, sont déterminés *via* le mécanisme d'apprentissage, par les prévisions initiales et par la séquence des chocs exogènes.

Cette voie de recherche nous paraît particulièrement fructueuse dans la mesure où elle permet d'intégrer explicitement des défauts de coordination portant sur les anticipations, ce qui constitue l'une des idées esentielles développée par Keynes. Elle permet en outre une validation empirique du modèle, par exemple par simulations stochastiques. Il nous semble à ce titre intéressant de construire une série de faits stylisés concernant directement les anticipations (comme par exemple des corrélations investissement contemporain-produit futur) et d'en

proposer la réplication avec un modèle construit sur ces bases. Ce travail fera pour nous l'objet de recherches futures.

Enfin, une troisième limite de notre travail se trouve dans la modélisation choisie de la concurrence imparfaite. Nous avons souligné que la concurrence monopolistique permettait la prise en compte d'un grand nombre de firmes, et qu'elle consistait à ce titre un cadre privilégié pour une analyse macroéconomique. Un second argument en faveur d'une modélisation en concurrence monopolistique est plus prosaïque : la concurrence à la Cournot en concurrence monopolistique est particulièrement simple à étudier.

Il existe néanmoins des modèles alternatifs de concurrence oligopolistique à vocation macroéconomique. A ce titre, nous avons rappelé dans le chapitre cinq le travail de Rotemberg and Woodford [1989]. Ces auteurs envisagent une structure de concurrence oligopolistique qui reprend pour modéliser les interactions entre les entreprises un jeu dynamique développé par Rotemberg and Saloner [1986].

Un petit nombre de firmes s'entend pour maintenir un taux de marge positif. Cette entente est viable dans la mesure où les firmes menacent d'une concurrence en prix dans le futur tout membre du cartel qui réduirait son taux de marge aujourd'hui. Néanmoins, une augmentation de la demande aujourd'hui relativement à celle de demain augmente les gains liés à une tricherie d'un des membres du cartel relativement aux pertes futures consécutives à la punition *via* une guerre en prix. Pour éviter une telle rupture du cartel en cas de choc de demande, l'accord optimal collusif soutenable comme équilibre implique une réduction du taux de marge aujourd'hui. Ce comportement contra-cyclique du taux de marge est alors conforme aux études empiriques (voir à ce titre Rotemberg and Woodford [1991] et Lebow [1992]), et permet un comportement pro-cyclique du salaire réel.

Le comportement cyclique des taux de marge nous semble en effet un enjeu important dans l'explication des effets de la demande agrégée sur l'activité. Le modèle du chapitre cinq avec concurrence monopolistique et rigidités nominales de prix permettait une évolution contra-cyclique du taux de marge. Rotemberg and Woodford [1992] examinent plusieurs modèles permettant d'obtenir le même phénomène. Les variations du taux de marge sont expliquées successivement par des chocs exogènes sur le degré de substituabilité entre les biens en concurrence monopolistique, puis sont endogénéisées successivement dans un modèle de marchés de clientèle et dans un modèle intégrant des effets de composition en présence d'hétérogénéité des préférences.

Une alternative non proposée par ces auteurs relie les mouvements des taux de marge aux entrées et sorties de firmes dans le cycle économique. On imagine en effet que la réduction des taux de marge en période d'expansion peut être liée à l'entrée de nouveaux concurrents sur le marché, ou encore à la volonté des firmes installées de dresser des barrières à l'entrée. Un modèle spécifié et soumis à validation empirique permettant de représenter ces phénomènes reste à construire, et fera l'objet de nos recherches futures.

Bibliographie

Abraham-Frois, G. (1991) : *Dynamique Economique*. Dalloz, Paris, septième edn.

Agell, J., and M. Dillén (1991) : "Macroeconomic Externalities : Are Pigouvian Taxes the Answer ?," Document de travail 91-10, Uppsala University.

Akerlof, G. (1982) : "Labour Contracts as Partial Gift Exchange," *Quarterly Journal of Economics*, 97, 543–589.

Akerlof, G., and J. Yellen (1985a) : "Can Small Deviations from Rationality Make Significant Differences to Economic Equilibria," *American Economic Review*, 75, 709–720.

——— (1985b) : "A Near Rational Model of the Business Cycles," *Quarterly Journal of Economics*, 100, 529–537.

——— (1986) : *Efficiency Wage Models of the Labor Market*. Cambridge University Press, Cambridge.

Alexiou, D., and J. Bénard (1990) : "Revue théorique sur l'incidence fiscale," Document de travail, CEPREMAP.

Allen, S. (1989) : "Changes in the Cyclical Sensibility of Wages in the United States, 1891-1987," Document de travail 151, North Carolina State University.

Ambler, S., E. Cardia, and L. Phaneuf (1991) : "Contrats de salaire, croissance endogène et fluctua-tions," Document de travail, Université du Québec à Montréal.

Ambler, S., and L. Phaneuf (1991) : "Wage Contracts and Business Cycles Models," Document de travail, Université du Québec à Montréal, A paraître in European Economic Review.

Andersen, L., and J. Jordan (1968) : "Monetary and Fiscal Actions : A Test of their Relative Importance in Economic Stabilization," *Federal Reserve Bank of Saint-Louis Review*, pp. 11–24.

Ando, A., and F. Modigliani (1963) : "The Life Cycle Hypothesis of Saving," *American Economic Review*.

ARCHIBALD, G. (1987) : "Monopolistic Competition," in *The New Palgrave Dictionnary Of Economics*, pp. 531–534. Stockton Press, New-York.

ASILIS, C., AND L. PHANEUF (1989) : "Monopolistic Competition and the Neutrality of Money When Prices and Output are Costly to Change," Document de travail, CERPE, Université du Québec à Montréal.

AVOUYI-DOVI, S., AND J. LAFFARGUE (1991) : "Dynamique des taux de change dans un système de serpent monétaire : théorie et application au système monétaire européen," Document de travail 1991-40/T, Caisse des Dépôts et Consignations.

AZARIADIS, C. (1975) : "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria," *Journal of Political Economy*, pp. 1183–1202.

BALL, L., G. MANKIW, AND D. ROMER (1988) : "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1–82.

BALL, L., AND D. ROMER (1989) : "Are Prices Too Sticky," *Quarterly Journal of Economics*, 104, 507–524.

BALL, L., AND S. ROMER (1990) : "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money," *Review of Economic Studies*, 57, 183–203.

BARRO, R. (1972) : "A theory of Monopolistic Price Adjustment," *Review of Economic Studies*, 39, 17–26.

——— (1978) : "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States," *Journal of Political Economy*, 86(4), 549–580.

——— (1981) : *Money, Expectations and Business Cycles*. Academic Press, New-York.

——— (1989) : "New Classical and the Keynesian, or the Good Guys and the Bad Guys," Document de travail, Harvard University, Communication au 125ième anniversaire de la Swiss Economic Association.

BARRO, R., AND H. GROSSMAN (1971) : "A General Disequilibrium Model of Income and Employment," *American Economic Review*, 61(1), 82–93.

——— (1976) : *Money, Employment and Inflation*. Cambridge University Press, Cambridge.

BARRÈRE, A. (1967) : "Préface à *Introduction à la pensée keynésienne* de A. Hansen," Dunod, Paris.

BAUMOL, W. (1952) : "The Transactions Demand for Cash," *Quarterly Journal of Economics*, 66, 545–556.

BAXTER, M. (1988) : "Approximating Suboptimal Dynamic Equilibria : An Euler Equation Approach," Document de travail, University of Rochester.

BEC, F., AND P. HÉNIN (1990) : "Labor Productivity in the Business Cycle : Comparative Evidences on Competing Paradigms," Document de travail 163, M.A.D..Université de Paris I, Présenté à la conférence : Instabilité et Persistance.

Benabou, R. (1988) : "Search, Price Setting and Inflation," *Review of Economic Studies*, 55, 353–376.

Benabou, R., and J. Konieczny (1991) : "On Inflation and Output with Costly Price Changes : A Simple Unifying Result," Document de travail MIT 586, MIT and Wilfrid Laurier University.

Benassy, J. (1975) : "Neo-Keynesian Disiquilibrium Theory in a Monetary Economy," *Review of Economic Studies*, 42, 502–523.

——— (1976a) : "The Disequilibrium Approach to the Monopolistic Price Setting and General Monopolistic Equilibrium," *Review of Economic Studies*, 43, 69–81.

——— (1976b) : "Théorie du déséquilibre et fondements microéconomiques de la macroéconomie," *Revue Economique*, 27, 755–804.

——— (1976c) : "Théorie néo-keynésienne du déséquilibre dans une économie monétaire," *Cahiers du Séminaire d'Econométrie*, 17, 81–113.

——— (1977) : "A Neo-Keynesian Model of Price and Quantity Determination in Disiquilibrium," in *Equilibrium and Disiquilibrium Theory*, ed. by R. P. Company, pp. 511–544. Schwödiauer, G., Dordrecht, Pays-Bas.

——— (1987) : "Imperfect Competition, Unemployment and Policy," *European Economic Review*, 31(1/2), 417–426.

——— (1988) : "The Objective Demand Curve in General Equilibrium with Price Makers," *Economic Journal*, 98, 37–49, Conférence.

——— (1989a) : "Microeconomic Foundations and Properties of a Macroeconomic Model with Imperfect Competition," Document de travail 8927, CEPREMAP.

——— (1989b) : "Monopolistic Competition," Document de travail 9006, CEPREMAP, à paraître in *Handbook of Mathematical Economics*.

——— (1991) : "Un modèle macroéconomique de chômage avec concurrence imparfaite et anticipations rationelles," Document de travail 9118, CEPREMAP, révisé Juin 91.

Benassy, J.-P. (1989c) : "Market Size and Substitutability in Imperfect Competition : a Bertrand–Edgeworth Chamberlin Model," *Review of Economics Studies*, 56.

Bernanke, B. (1986) : "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie Rochester Conference Paper*, 25, 49–100.

Bertola, G., and R. Caballero (1990) : "Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics," Discussion Paper 465, Columbia University, Paru *in* National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual, 1991.

Bertrand, J. (1883) : "Note sur la *Théorie mathématique de la richesse* et sur les *Recherches sur les principes mathématiques de la théorie des richesses*," *Journal des Savants*, pp. 499–508.

BEVERIDGE, S., AND C. NELSON (1981) : "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 151–174.

BILS, M. (1987) : "The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price," *American Economic Review*, 77(5), 838–854.

BLANCHARD, O. (1983) : "Price Asynchronization and Price Level Inertia," in *Inflation, Debt and Indexation*, ed. by R. Dornbush, and M. Simonsen. MIT Press, Cambridge, Mass.

——— (1986) : "The Wage-Price Spiral," *Quarterly Journal of Economics*, 101, 543–565.

——— (1987) : "Neoclassical Synthesis," in *The New Palgrave Dictionnary Of Economics*, pp. 634–636. Stockton Press, New-York.

——— (1989) : "A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations," *American Economic Review*, 79(5), 1146–1164.

——— (1990) : "Why does Money Affect Output ? A Survey," in *Handbook of Monetary Economics*, ed. by B. Friedman, and F. Hahn, chap. 15. North-Holland, Amsterdam.

BLANCHARD, O., AND P. DIAMOND (1989) : "The Beveridge Curve," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1–76.

BLANCHARD, O., AND S. FISCHER (1989) : *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press, Cambridge Mass.

BLANCHARD, O., AND C. KAHN (1980) : "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations," *Econometrica*, 48(5), 1305–1311.

BLANCHARD, O., AND N. KIYOTAKI (1987) : "Monopolistic Competition and the Effect of Aggregate Demand," *American Economic Review*, 77(4), 647–666.

BLANCHARD, O., AND D. QUAH (1989) : "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, 79(4), 655–673.

BLANCHARD, O., AND L. SUMMERS (1986) : *Hysteresis ant the European Unemployment Problem*, NBER Macroeconomics Annual. M.I.T. Press, Cambridge.

——— (1988) : "Beyond the Natural Rate Hypothesis," *American Economic Review*, 78(2), 182–187.

BLANCHARD, O., AND M. WATSON (1986) : "Are Business Cycles all Alike ?," in *The American Business Cycle : Continuity and Change*, ed. by R. Gordon. University of Chicago Press.

BLINDER, A. (1981) : "Retail Inventories Behavior and Business Fluctuations," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 443–505.

——— (1982) : "Inventories and Sticky Prices : More on the Microfoundations of Macroeconomics," *American Economic Review*, pp. 334–348.

——— (1987) : "Credit Rationing and Effective Supply Failures," *Economic Journal*, 97, 327–352.

——— (1991) : "Why Are Prices Sticky ? Preliminary Results From an Interview Study," Document de travail 3646, National Bureau of Economic Research.

Bratten, A. (1958) : "Optimal Inventories Policy," in *Studies in the Mathematical Theory of Inventory and Production*, ed. by K. Arrow, S. Karlin, and H. Scarf. Stanford University Press, Stanford, Californy.

Brock, W., and L. Mirman (1972) : "Optimal Economic Growth and Uncertainty : the Discounted Case.," *Journal of Economic Theory*, 4, 479–513.

Brumberg, R., and F. Modigliani (1954) : "Utility Analysis and the Consumption Function : An Interpretation of Cross Section Data," in *Post-Keynesian Economics*, ed. by K. Kurihara. Rutgers University Press, New-Brunswick.

Brunner, K., and A. Meltzer (1976) : "An Aggregative Theory for a Closed Economy," in *Studies in Monetarism*, ed. by North-Holland. Stein,J., Amsterdam.

Bryant, J. (1983) : "A Simple Rational-Expectations Keynes-Type Model," *Quarterly Journal of Economics*, 98, 525–528.

Burns, A., and W. Mitchell (1946) : *Measuring Business Cycles*. National Bureau of Economic Research, New-York.

Caballero, R. (1990) : "Expenditure on Durable Goods, A Case for Slow Adjustment," *Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 727–744.

——— (1991) : "Durable Goods, An Explanation for their Slow Adjustment," Document de travail 3748, National Bureau of Economic Research.

——— (1992) : "Near-Rationality, Heterogeneity and Aggregate Consumption," Document de travail 4035, National Bureau of Economic Research.

Caballero, R., and E. Engel (1989) : "Heterogeneity and Output Fluctuations in a Dynamic Menu Cost Economy," Discussion Paper 453, Columbia University.

——— (1990) : "Dynamic (s, S) Economies : Aggregation, Heterogeneity and Coordination," Document de travail 476, Columbia University, New-York.

——— (1991a) : "Dynamic (s, S) Economies," Document de travail 3734, National Bureau of Economic Research, Publié *in* Econometrica, Vol 59(6), p1659-1686, Novembre 1991.

——— (1991b) : "Heterogeneity and Output Fluctuations in a Dynamic Menu-Cost Economy," Document de travail 3729, National Bureau of Economic Research, A paraitre *in* Review of Economic Studies.

——— (1992a) : "Microeconomic Adjustment Hazards and Aggregarte Dynamics," Document de travail 4090, National Bureau of Economic Research.

——— (1992b) : "Microeconomic Rigidities and Aggregate Price Dynamics," Document de travail, Massachussets Institute of Technology, 15ième conférence annuelle de l'International Seminar on Macroeconomics.

CAHUC, P. (1989) : "Le renouvellement des fondements microéconomiques de la macroéconomie," Document de travail 175, M.A.D.. Université de Paris I.

CALVO, G. (1983) : "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.

CAPLIN, A. (1985) : "The Variability of Aggregate Demand with (S,s) Inventory Policies," *Econometrica*, 53, 1395–1409.

CAPLIN, A., AND J. LEAHY (1989) : "State-Dependant Pricing and the Dynamics of Money and Output," Discussion Paper 448, Columbia University.

CAPLIN, A., AND E. SHESHINSKI (1987) : "Optimality of (s, S) Pricing Policies," Document de travail 166, The Hebrew University of Jerusalem.

CAPLIN, A., AND D. SPULBER (1987) : "Menu Costs and the Neutrality of Money," *Quarterly Journal of Economics*, 102, 703–725.

CARLSON, J. (1992) : "Some Evidence on Lump Sum versus Convex Costs of Changing Prices," *Economic Inquiry*, pp. 322–331.

CARLTON, D. (1990) : "The theory and Facts of How Markets Clear : Is Industrial Organization Valuable for Understanding Macroeconomics," in *Handbook of Industrial Organization*, ed. by R. Schmalensee, and R. Willig. North Holland, Amsterdam.

CECCHETTI, S., AND G. KARRAS (1991) : "Sources of Output Fluctuations during the Interwar Period : Further Evidence on the Causes of the Great Depression," Document de travail, Ohio State University, NBER and University of Illinois at Chicago.

CHAMBERLIN, E. (1933) : *The theory of Monopolistic Competition*. Harvard University Press, Cambridge, Mass., (1956) septième edn.

CHARPIN, F. (1989) : "Les effets de l'inflation dans la théorie du cycle de vie," Document de travail 89-02, OFCE.

CHATTERJEE, S. (1988) : "Participation Externality as a Source of Coordination Failure in a Competitive Model with Centralized Markets," Document de travail 88-15, University of Iowa.

CHO, A., AND T. COOLEY (1990) : "The Business Cycle with Nominal Contracts," Mimeo, University of Rochester.

CHO, J. (1990a) : "Nominal Wage Contracts," Document de travail, Western Ontario University.

——— (1990b) : "Real Business Cycle and Market Structure," Document de travail, Western Ontario University.

CLOWER, R. (1965) : "The Keynesian Counter-Revolution : a Theoretical Appraisal," in *The theory of Interest Rates*, ed. by F. Hahn, and F. Brechling. Macmillan.

CLOWER, R., AND A. LEIJONHUFVUD (1975) : "The Coordination of Economic Activities : A Keynesian Perspective," *American Economic Review*, 65(2), 182–188.

Cochrane, J. (1991) : "A critique of the application of unit root tests," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15, 275–284.

Colander, D., K. Koford, and J. Miller (1989) : "Macroeconomic Externalities : New Keynesian Theory and Policy," Document de travail, University of Delaware et Middlebury College.

Collard, F., and P. Hénin (1992) : "Au delà de la courbe de Phillips : l'impact salarial d'un chômage persistant.," Document de travail, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I.

Cooley, T., and G. Hansen (1989) : "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model," *American Economic Review*, 79(4), 733–748.

Cooley, T., and L. Ohanian (1991) : "The Cyclical Behavior of Prices," *Journal of Monetary Economics*, 28(1), 25–60.

Cooper, R. (1991) : "Coordination models," Notes de cours, Université de Paris I.

Cooper, R., D. Dejong, R. Forsythe, and T. Ross (1989) : "Communication in Coordination games," Document de travail 89-07, CIORU, Carleton University, Ottawa.

Cooper, R., and A. John (1988) : "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models," *Quarterly Journal of Economics*, 103(3), 441–463.

Cournot, A. (1838) : *Recherches sur les principes mathématiques de la théorie des richesses*. Hachette, Paris.

Danthine, J. (1988) : "Modélisation des fluctuations conjoncturelles : une approche nouvelle," Cahiers de recherche economique, Université de Lausanne.

——— (1989) : "Modélisation des fluctuations conjoncturelles : Survol de quelques récents développements," *Recherches Economiques de Louvain*, 55(3), 213–244.

Danthine, J., and J. Donaldson (1991) : "Methodological and Empirical Issues in Real Business Cycle Theory," Cahiers de Recherche Economique 9102, Université de Lausanne.

Danthine, J., J. Donaldson, and R. Mehra (1989) : "On some Computational Aspect of Equilibrium Business Cycle Theory," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 13(3), 449–470.

Danziger, L. (1983) : "Price Adjustment With Stochastic Inflation," *International Economic Review*, 24, 699–707.

——— (1984) : "Stochastic Inflation and the Optimal Policy of Price Adjustment," *Economic Inquiry*, 22, 98–108.

——— (1987a) : "Inflation, Fixed Costs of Price Adjustment and the Measurement of Relative Price Variability : Theory and Evidence," *American Economic Review*, 77, 704–713.

——— (1987b) : "On Inflation and Real Price Variability," *Economic Inquiry*, 25, 285–298.

——— (1988) : "Costs of Price Adjustment and the Welfare Economics of Inflation and Desinflation," *American Economic Review*, 78(4), 633–646.

D'AUTUME, A. (1980) : "Equilibres non-walrasiens et macroéconomie," Thèse pour le doctorat d'etat, sciences economiques, Université de Paris II.

——— (1985) : *Monnaie, croissance et déséquilibre*. Economica, Paris, version réduite de d'Autume [1980].

——— (1989) : "La macroéconomie à l'ancienne," Document de travail 89-01, Delta et Université de Paris I.

——— (1992) : "Une place pour la macroéconomie," Document de travail, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Uni-versité de Paris I, Communication au Colloque 'L'économie devient-elle une science dure ?' Paris 29-30 octobre 1992.

DEBREU, G. (1974) : "Excess Demand Functions," *Journal of Mathematical Economics*, 1, 15–21.

DEVEREUX, M., A. GREGORY, AND G. SMITH (1990) : "Realistic Cross-Country Consumption Correlations in a Two-Country Equilibrium Business Cycle Model," Document de travail 774, Department of Economics, Queen's University, Kingston.

DIAMOND, P. (1982) : "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium," *Journal of Political Economy*, pp. 881–894.

DICKEY, D., AND W. FULLER (1979) : "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with an Unit Root," *Journal of the American Statistical Society*, 366, 427–431.

——— (1981) : "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with an Unit Root," *Econometrica*, 49(4), 1057–1072.

DIXIT, A. (1990) : "A Simplified Treatment of the Theory of Optimal Regulation of Brownian Motion," Mimeo, Princeton University, Publié *in* Journal of Economic Dynamics and Control, 1991.

——— (1991) : "Analytical Approximations in Models of Hysteresis," *Review of Economic Studies*, 58, 141–151.

DIXIT, A., AND J. STIGLITZ (1977) : "Monopolistic Competition and Product Diversity," *American Economic Review*, 67(3), 297–308.

DOMOWITZ, I., R. HUBBARD, AND B. PETERSEN (1987) : "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing," *Review of Economics and Statistics*, 70(1), 55–66.

DOZ, C., AND P. MALGRANGE (1992) : "Utilisation des modèles VAR pour la prévision," Document de travail 92-2, Direction de la Prévision.

DP (1989) : "Impôt sur le revenu : taux moyen et taux marginaux d'imposition des différents types de revenus," note D2 166, B.E.F. Direction de la Prévision.

DRUGEON, J. (1990) : "An Equilibrium Model with Endogeneous Cycles and Global Bifurcations in the Long Run," Document de travail, M.A.D.. Université de Paris I.

——— (1992) : "Indéterminations, complexités et croissances," Thèse pour le doctorat en science économique, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I.

Drèze, J. (1975) : "Existence of an Equilibrium under Price Rigidity and Quantity Rationning," *International Economic Review*, 16, 301–320.

Dunlop, J. (1938) : "The Movements of Real and Money Wages Rates," *Economic Journal*, 48, 413–434.

Durlauf, S. (1990) : "Non Ergodic Growth," Document de travail, Stanford University.

——— (1991a) : "Multiple Equilibria and Persistence in Aggregate Fluctuations," Document de travail 3629, National Bureau of Economic Research.

——— (1991b) : "Path Dependance in Aggregate Output," Document de travail, Stanford University.

Edgeworth, F. (1897) : "La theoria pura del monopolio," *Giornale degli Economisti*, 40, 13–31, traduction anglaise *The pure Theory of Monopoly* in *Papers Relating to Political Econmy*, vol.1, Macmillan, Londres, 1925.

Eichenbaum, M., L. Hansen, and K. Singleton (1988) : "A Time Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, 103(1), 51–78.

Engle, R., and C. Granger (1987) : "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55(2), 251–276.

Engle, R., and B. Yoo (1987) : "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems," *Journal of Econometrics*, 35(1), 143–159.

Evans, C. (1992) : "Productivity Shocks and Real Business Cycles," *Journal of Monetary Economics*, 29(2), 191–208.

Evans, G., and S. Honkapohja (1992a) : "Adaptative Learning and Expectational Stability : An Introduction," Document de travail 325, Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen, Helsinki.

——— (1992b) : "Learning and Economic Fluctuations : Using Fiscal Policy to Steer Expectations," Document de travail 325, Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen, Helsinki.

——— (1992c) : "On the Local Stability of Sunspot Equilibria Under Adaptative Learning Rules," Document de travail 326, Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen, Helsinki.

Fair, R. (1992) : "The Cowles Commission Approach, Real Business Cycles Theories, and New Keynesian Economics," Document de travail 3990, National Bureau of Economic Research.

Fairise, X., J. Hairault, F. Langot, and F. Portier (1991) : "Ecriture et résolution du modèle canonique des cycles réels," Document de Travail 92-30, Ecomath. Université de Paris I.

FAIRISE, X., AND F. LANGOT (1991) : "Productivité et cycle : coûts d'ajustement de l'emploi et thésaurisation de main d'oeuvre," Mimeo, Université de Paris I.

FISCHER, S. (1977) : "Long-term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, 85(1), 191–205.

——— (1988) : "Recent Developments in Macroeconomics," *Economic Journal*, 98(3), 294–339.

FISHER, S. (1981) : "Relative Shocks, Relative Price Variability and Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 321–441.

FLUET, C., AND L. PHANEUF (1991) : "Price Adjustment Costs and the Effect of Endogeneous Technique on the Extent of Price Rigidity," Document de travail, Université du Québec à Montréal.

FRIEDMAN, M. (1957) : *A Theory of the Consumption Function*. National Bureau of Economic Research.

——— (1968) : "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, 58, 1–17, Conférence présidentielle, American Economic Association, 29 décembre 1967.

FRIEDMAN, M., AND A. SCHWARTZ (1963) : *A Monetary History of the United States*. Princeton University Press, Princeton.

FULLER, W. (1976) : *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New-York.

GALE, D., AND M. HELLWIG (1985) : "Incentive-Compatible Debt Contracts I : the One-Period Problem," *Review of Economic Studies*, pp. 647–664.

GALI, J. (1989) : "How Well Does the IS-LM Model Fit postwar Data," Document de travail, MIT, à paraître in The Quarterly Journal of Economics.

GEARY, P., AND J. KENNAN (1989) : "Inflation Precedes Recession : an Empirical Re-examination of the Phillips Curve," Document de travail, Maynooth College, University of Iowa.

GORDON, R. (1980) : "A Consistent Characterization of a Near-Century of Price Behaviour," *American Economic Review*, 70(2), 243–249.

——— (1982) : "Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980.," *Journal of Political Economy*, 90(6), 1087–1117.

——— (1983) : "Wage-Price Dynamics and the Natural Rate of Unemployment in Eight Large Industrialized Nations," Document de travail 23378, OCDE, workshop on price dynamics and economic policy.

——— (1989) : "Hysteresis in History : Was There Ever a Phillips Curve ?," *American Economic Review*, 79(2), 220–225.

——— (1990a) : *Macroeconomics*. Scott, Foresman, Glenview, IL, cinquième edn.

——— (1990b) : "What is New Keynesian Economics ?," *Journal of Economic Literature*, 28(3), 1115–1171.

Gourieroux, C., and I. Peaucelle (1991) : "Transitions in Economics : Price Changes in Russia in the Twenties," Document de travail 9127, CEPREMAP.

Gouriéroux, C., and A. Monfort (1983) : *Cours de séries temporelles*. Economica, Paris, Collection 'Economie et Statistiques Avancées'.

Gouriéroux, C., A. Monfort, and E. Renault (1987) : "Kullback Causality Measures," *Annales d'Economie et de Statistiques*, 6/7, 369–410.

Grandmont, J. (1976) : "Théorie de l'équilibre général temporaire," *Revue Economique*, 27, 805–843.

——— (1989) : "Keynesian Issues and Economic Theory," *Scandinavian Journal of Economics*, 91, 265–293.

Grandmont, J., and G. Laroque (1976) : "On Keynesian Temporary Equilibria," *Review of Economic Studies*, 43(1), 53–67.

Granger, C. (1966) : "The Typical Spectral Shape of a Economic Variable," *Econometrica*, 34, 150–161.

Granger, C., and P. Newbold (1986) : *Forecasting Economic Time Series*. Academic Press Inc, deuxième edn.

Gray, J. (1976) : "Wage Indexation : A Macroeconomic Approach," *Journal of Monetary Economics*, 2, 221–236.

Greenwald, B., and J. Stiglitz (1987) : "Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics," *Oxford Economic Papers*, 39, 119–132.

Greenwood, J., Z. Hercowitz, and G. Huffman (1988) : "Investment, Capacity Utilisation, and the Real Business Cycle," *American Economic Review*, 78, 402–417.

Grossman, H. (1971) : "Money, Interest and Price in Market Disequilibrium," *Journal of Political Economy*, 79, 943–961.

Grossman, S., and G. Laroque (1987) : "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods," Document de travail 2369, National Bureau of Economic Research.

Hahn, F. (1978) : "On Non Walrasian Equilibria," *Review of Economic Studies*, 45, 1–17.

Hahn, F., and T. Negishi (1962) : "A Theorem on Non Tâtonnement Stability," *Econometrica*, 30, 463–469.

Hairault, J. (1991a) : "Le modèle RBC canonique de King, Plosser et Rebelo [1988]a : mécanismes et évaluation comparée sur données françaises et américaines," Document de travail 91.27, M.A.D.. Université de Paris I, à paraître *in* Economie et Prévision.

——— (1991b) : "Monnaie et fluctuations économiques : un examen empirique sur données américaines," Document de travail 91.14, M.A.D.. Université de Paris I.

——— (1992a) : "Le rôle de la monnaie dans les fluctuations économiques : évaluation empirique et fondements théoriques," Thèse pour le doctorat en science économique, CEBI et MAD Paris I.

——— (1992b) : "Tests empiriques sur l'exogénéité supposée du résidu de Solow," Document de travail 10, C.E.B.I. Université de Paris I.

HAIRAULT, J., AND F. PORTIER (1992a) : "Contraintes d'encaisses monétaires préalables et fluctuations macroéconomiques.," Document de travail 92.33, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I. Université de Paris I et Crest-Ensae.

——— (1992b) : "Monnaie et inflation dans un modèle de cycles réels," Document de travail 92.31, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I Université de Paris I et Crest-Ensae, à paraître *in* Recherches Economiques de Louvain.

HALL, R. (1978) : "Stochastic Implications ot the Life-Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86, 971–987.

——— (1988) : "Increasing Returns : Theory and Measurement with Industry Data," Document de travail, Hoover Institution and Dpt.of Economics, Stanford University and NBER.

——— (1989) : "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual," Document de travail 3034, National Bureau of Economic Research.

HAMMOUR, M. (1991a) : "Overhead Costs and Economic Fluctuations," Document de travail 547, Columbia University.

——— (1991b) : "Social Increasing Returns in Macro Models with External Effects," Document de travail 461, Columbia University.

HANSEN, A. (1949) : *Introduction à la pensée keynésienne*. Dunod, Paris, Edition française de 1967.

HANSEN, G. (1985) : "Indivisible Labor and the Business Cycles," *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 309–327.

HANSEN, L., AND T. SARGENT (1980) : "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models," *Journal of Economics Dynamics and Control*, 2, 7–46.

HARRISSON, M., T. SELLKE, AND M. TASKAR (1983) : "Impulse Control of Brownian Motion," *Mathematics of Operations Research*, 8(3), 454–466.

HARRISSON, M., AND M. TASKAR (1983) : "Instantaneous Control of Brownian Motion," *Mathematics of Operations Research*, 8(3), 439–453.

HART, O. (1982) : "A Model of Imperfect Competition with Keynesian Features," *Quarterly Journal of Economics*, 97, 109–138.

HELLER, W. (1986) : "Coordination Failure under Complete Markets with Applications to Effective Demand," in *Equilibrium Analysis, Essays in Honnor of Kenneth J. Arrow*, ed. by W. Heller, M. Ross, and D. Starret, chap. 6, pp. 155–180. Cambridge University Press, Cambridge.

Hicks, J. (1937) : "Mr Keynes and the Classics : a Suggested Interpretation.," *Econometrica*, 5(2), 147–159.

——— (1965) : *Capital and Growth*. New York : Oxford University Press.

——— (1973) : *The Crisis in Keynesian Economics*. Basil Blackwell, Oxford, Traduction française Fayard 1988.

——— (1988) : "Postface à l'édition française," La crise de l'économie keynésienne, Fayard, Paris.

Hodrick, R., and E. Prescott (1980) : "Post-war U.S. Business Cycles : an Empirical Investigation," Mimeo, Carnegie-Mellon University.

Howitt, P. (1985) : "Transaction Costs in the Theory of Unemployment," *American Economic Review*, 75(1), 88–100.

——— (1988) : "Determinate Outcome with Multiple Equilibria," Document de travail, University of Western Ontario et MIT.

——— (1990) : *The Keynesian Recovery and Other Essays*. Phillip Allan, New-York.

Howitt, P., and P. McAfee (1988) : "Stability of Equilibria with Externalities," *Quarterly Journal of Economics*, 103, 261–277.

Hume, D. (1752) : *Essays*. George Routledge and Sons, Londres.

Hénin, P. (1980) : *Etudes sur l'économie en déséquilibre*. Economica.

——— (1988) : "Un modèle de référence pour l'analyse macroéconomique," Document de travail 142, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I.

——— (1989) : "Sur la non-stationnarité des séries macroéconomiques : tendances, cycles et persistance," *Revue d'Economie Politique*, 99(5), 661–691.

——— (1991) : "Développements de la théorie des cycles réels," Document de travail 9113, Cepremap, Paris.

Hénin, P., and T. Jobert (1991) : "An Okun's Law Approach to Unemployment Persistence," Document de travail. 9108, CEPREMAP.

Hénin, P., and J. Pollin (1983) : "Préface," Réflexions sur la macroéconomie contemporaine de Tobin, J., Economica, Paris, Traduction française.

Iwai, K. (1974) : "Towards Keynesian Micro-Dynamics of Price, Wage, Sales and Employment," Document de travail 1974, CMRS, University of California, Berkeley, révisé comme document de travail 369 de la Cowles Foundation, 1974.

Jacques, J., and F. Langot (1992) : "Persistance du chômage et marché du travail, la dynamique de la courbe de Beveridge," Document de travail 92-34, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I.

Jobert, T. (1992) : "Test de racine unitaire : une stratégie de mise en oeuvre," Document de travail. Cahiers de Recherche Economie, Mathématiques et Applications 92-44, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I.

JONES, L., AND R. MANUELLI (1992) : "The Coordination Problem and Equilibrium Theories of Recession," *American Economic Review*, 82(3), 451–71.

JORGENSON, D. (1967) : "The theory of Investment Behavior," in *The Determinants of Investment Behavior*, ed. by R. Ferber. National Bureau of Economic Research.

KAHN, R. (1931) : "The Relation between Home Investment and Unemployment," *Economic Journal*.

KARLIN, S. (1958) : "Optimal Inventories Policy," in *Studies in the Mathematical Theory of Inventory and Production*, ed. by S. U. Press. Stanford, Californy, Arrow, K. and Karlin, S. and Scarf, H.

KASHYAP, A. (1987) : "Sticky Prices : New Evidence form Retail Catalogs," Document de travail MIT.

KEMPF, H. (1992a) : "Les rigidités nominales : développements récents I," *Revue d'Economie Politique*.

——— (1992b) : "Les rigidités nominales : développements récents II," *Revue d'Economie Politique*.

KEYNES, J. (1936) : *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London : Macmillan, traduction française 1968, Petite Bibliothèque Payot, Paris.

KEYNES, J. (1939) : "Relative Movements in Real Wages and Output," *Economic Journal*, pp. 34–51.

——— (1940) : *How to Pay for the War*. Harcourt Brace, New-York.

KING, R. (1990) : "Money and Business Cycles," Document de travail, University of Rochester.

KING, R., AND C. PLOSSER (1984) : "Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle," *American Economic Review*, 74(3), 363–380.

KING, R., C. PLOSSER, AND S. REBELO (1987) : "Production Growth and Business Cycles : Technical Appendix," Document de travail, University of Rochester, Version révisée Mai 1990.

——— (1988a) : "Production, Growth and Business Cycles I," *Journal of Monetary Economics*, 21(2/3), 196–232.

——— (1988b) : "Production, Growth and Business Cycles II : New Directions," *Journal of Monetary Economics*, 21(2/3), 309–342.

KING, R., AND S. REBELO (1989) : "Low Frequency Filtering and the Real Business Cycles," Document de travail 205, University of Rochester.

KIRMAN, A. (1992) : "Whom or What Does the Representative Individual Represent?," *Journal of Economic Perspectives*, 6(2), 117–136.

KIYOTAKI, N. (1985) : "Macroeconomics of Monopolistic Competition," thèse de ph.d., Harvard University, Cambridge, Mass.

——— (1988) : "Multiple Expectational Equilibria Under Monopolistic Competition," *Quarterly Journal of Economics*, 103(4), 695–713.

Klein, L. (1947) : *The Keynesian Revolution*. Macmillan, New-York.

Koenig, E. (1990) : "Real Money Balances and the Timing of Consumption : An Empirical Investigation," *Quarterly Journal of Economics*, 105(2), 399–425.

Konieczny, J. (1989a) : "The Optimal Rate Of Inflation With Fixed Costs of Changing Prices," Document de travail, Wilfrid Laurier University, Waterloo, Ontario, Canada.

——— (1989b) : "Variable Price Adjustment Costs," Document de travail, Wilfrid Laurier University, Waterloo, Ontario, Canada.

——— (1990) : "Inflation, Output and Labour Productivity when Prices are Changed Infrequently," *Economica*, 57, 201–218.

Koopmans, T. (1947) : "Measurement without Theory," *Review of Economics and Statistics*, 29(3), 161–172.

Kortum, S. (1988) : "Can Menu Costs Explain Important Fluctuations ?," Document de travail, Yale University.

Krugman, P. (1987) : "Trigger Strategies and Price Dynamics in Equity and Foreign Exchange Markets," Document de travail 2459, National Bureau of Economic Research.

Kuran, T. (1986a) : "Anticipated Inflation and Aggregate Employment : The Case of Costly Price Adjustment," *Economic Inquiry*, 24, 293–311.

——— (1986b) : "Price Adjustment Costs, Anticipated Inflation and Output," *Quarterly Journal of Economics*, 101, 407–418.

Kuznets, S. (1946) : *National Product Since 1869*. National Bureau of Economic Research, New-York.

Kydland, F., and E. Prescott (1982) : "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, 50(6), 1345–1370.

Laffargue, J., and P. Malgrange (1991) : "Une maquette trimestrielle de l'économie française avec anticipations rationnelles et concurrence monopolistique," Document de travail, Cepremap, A paraître *in* Actualité Economique.

Laffargue, J., P. Malgrange, and T. Pujol (1990) : "Une maquette trimestrielle de l'économie française avec anticipations rationnelles et concurrence monopolistique," Document de travail, CEPREMAP, Rapport de contrat pour le Commissariat Général au Plan.

Laroque, G., P. Ralle, B. Salanié, and J. Toujas-Bernate (1990) : "Construction d'une base de données trimestrielles longues," Document de travail, INSEE.

Laurent, T. (1991a) : "Fondements théoriques et évaluation de la rigidité des prix," Thèse pour le doctorat en science économique, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I.

——— (1991b) : "La nouvelle économie keynésienne n'est pas ce que l'on croit.," Document de travail 91-24, M.A.D. Université de Paris I.

LEBOW, D. (1992) : "Imperfect Competition and Business Cycle : an Empirical Investigation," *Economic Inquiry*, 30, 177–193.

LEIJONHUFVUD, A. (1967) : "Keynes and the Keynesian : A Suggested Interpretation," *American Economic Review*, 57(2), 401–410.

——— (1968) : *On Keynesian Economics and the Economics of Keynes*. Oxford University Press.

——— (1981) : *Information and Coordination*. Oxford University Press, New-York.

LINDBECK, A., AND D. SNOWER (1986) : "Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 76(2), 235–239.

LONG, J., AND C. PLOSSER (1983) : "Real Business Cycle," *Journal of Political Economy*, 91(1), 39–69.

LOUÉ, J., AND P. MORIN (1986) : "La boucle prix-salaires des modèles de l'économie française : Structure et robustesse," *Revue Economique*, 37(6), 1067–1092.

LUCAS, R. (1972) : "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103–124.

——— (1973) : "Some International Evidence on Output Inflation Tradeoff," *American Economic Review*, 63(3), 326–334.

——— (1975) : "An Equilibrium Model of the Business Cycle," *Journal of Political Economy*, 83, 1113–44.

——— (1976) : "Econometric Policy Evaluation : a Critique," in *The Phillips Curve and Labor Markets*, ed. by K. Bruner, and A. Meltzer. Carnegie-Rochester Conference Series.

——— (1977) : "Understanding Business Cycles," in *Stabilization of the Domestic and International Economy*, ed. by K. Brunner, and A. Meltzer. Carnegie Rochester Conference Series, North-Holland, Amsterdam.

——— (1989) : "The Effects of Monetary Shoks When Prices Are Set in Advance," Document de travail, University of Chicago.

LUCAS, R., AND T. SARGENT (1978) : "After Keynesian Economics," Document de travail, Federal Reserve Bank of Boston, Conférence 'After the Phillips Curve : Persistence of High Inflation and High Unemployment'.

MALINVAUD, E. (1977) : *The Theory of Unemployment Reconsidered*. Basil Blackwell, traduction française *Réexamen de la théorie du chômage*, Calmann Levy, 1980.

——— (1978) : "Nouveaux développements de la théorie macroéconomique du chômage," *Revue Economique*, 29(1), 9–25.

——— (1991) : "Implications macroéconomiques des théories microéconomiques modernes," Document de travail, Collège de France, Communication aux journées de l'AFSE, Marseille, Mai 1991.

Malinvaud, E., and Y. Younès (1977) : "Une nouvelle formulation générale pour l'étude de certains fondements microéconomiques de la macroéconomie," *Cahiers du Séminaire d'Econométrie*, 18.

Mankiw, G. (1985) : "Small Menu Costs and Large Business Cycle : a Macro Model of Monopoly," *Quarterly Journal of Economics*, 100, 529–537.

——— (1986) : "The Allocation of Credit and Financial Collapse," *American Economic Review*, 101, 455–470.

——— (1988) : "Imperfect Competition and the Keynesian Cross," *Economic Letters*, 26, 7–14.

——— (1990) : "A Quick Refresher Course in Macroeconomics," *Journal of Economic Literature*, 28, 1172–1181.

——— (1991) : "The Reincarnation of Keynesian Economics," Document de travail 3885, National Bureau of Economic Research.

Mankiw, G., and P. Romer (1991) : *New-Keynesian Economics*, vol. 1 and 2. MIT Press, Cambridge, Mass.

Manning, A. (1990) : "Imperfect Competition, Multiple Equilibria and Unemployment Policy," *Economic Journal*, 100, 151–162.

Mantel, R. (1974) : "On the Characterization of Aggregate Excess Demand," *Journal of Economic Theory*, 7, 348–353.

Mathis, A., and L. Reichlin (1992) : "Les effets du taux d'intérêt réel sur l'activité en France," *Observations et Diagnostics Economiques*, 41, 195–216, OFCE.

McCallum, B. (1989) : "Real Business Cycles Models," in *Modern Business Cycle Theories*, ed. by R. Barro. Harvard University Press, Boston.

McDonald, I., and R. Solow (1985) : "Wages and Unemplyment in a Segmented Labor Market," *Quarterly Journal of Economics*, 100, 1115–1141.

Milgrom, P., and J. Roberts (1990) : "Rationalizability, Learning and Equilibrium in Games with Strategic Complementarities," *Econometrica*, 58(6), 1255–1277.

Miller, M., and D. Orr (1966) : "A Model of the Demand for Money by Firms," *Quarterly Journal of Economics*, 80, 413–435.

Mishkin, F. (1982) : "Does Anticipated Monetary Policy Matter ? An Econometric Investigation," *Journal of Political Economy*, 90(1), 22–51.

Modigliani, F. (1944) : "Liquidity Preference and the Theory of Interest and Money," *Econometrica*, 12(1), 45–88.

——— (1980) : *Collected Paper Volume 1 : Essays in Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, Mass.

MORIN, P. (1988) : "Une analyse du procesus de désinflation," *Economie et Prévision*, 82, 1–71.

MORRISON, C. (1989) : "Markup Behavior in Durable and Nondurable Manufacturing : A Production Theory Approach," Document de travail 2941, National Bureau of Economic Research.

——— (1990) : "Market Power, Economic Profitability and Productivity Growth Measurement : an Integrated Structural Approach," Document de travail 3355, National Bureau of Economic Research.

MORTENSON, D. (1986) : "Job Search and Labor Market Analysis," in *Handbook of Labor Economics II*, ed. by O. Ashenfelter, and R. Layard. North-Holland.

MURPHY, K., A. SHLEIFER, AND R. VISHNY (1990) : "Industrialization and the Big Push," *Journal of Political Economy*.

MUSSA, M. (1981) : "Sticky Individual Prices and the Dynamics of the General Price Level," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 15, 261–296.

NAISH, H. (86) : "Price Adjustment Costs and Output-Inflation Trade-Off," *Economica*, 53, 219–230.

NEARY, J., AND J. STIGLITZ (1983) : "Toward a Reconstruction of Keynesian Economics : Expectations and Constrained Equilibria," *Quarterly Journal of Economics*, 98, 199–228, supplément.

NEGISHI, T. (1961) : "Monopolistic Competition and General Equilibrium," *Review of Economic Studies*, 28, 196–201.

——— (1977) : "Involuntary Unemployment and Market Imperfection," in *Equilibrium and Disiquilibrium Theory*, ed. by G. Schwödiauer, pp. 497–509. Reidel Publishing Company, Dordrecht, Pays-Bas.

——— (1979) : *Microeconomic Foundations of Keynesian Macroeconomics*. North-Holland, Amsterdam.

——— (1987) : "Monopolistic Competition and General Equilibrium," in *The New Palgrave Dictionnary Of Economics*, pp. 535–537. Stockton Press, New-York.

NELSON, C., AND C. PLOSSER (1982) : "Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 10(1), 139–162.

NIKAIDO, H. (1975) : *Monopolistic Competition and Effective Demand*. Princeton University Press, Princeton.

NISHIMURA, K. (1990) : *Imperfect Competition, Imperfect Information and Micro Foundations of Macroeconomics*. The Cambridge University Press, A paraître.

OKUN, A. (1962) : "Potential GNP : Its measurement and Significance," Repris in *Economics for Policymaking*, J. Pechman (ed), MIT Press, Cambridge, Mass., 1983.

——— (1981) : *Prices and Quantities : A Macroeconomic Analysis*. Brookings Institution, Washington DC.

Pagano, M. (1990) : "Imperfect Competition, Underemployment Equilibria and Fiscal Policy," *Economic Journal*, 100, 440–463.

Parkin, M. (1984) : *Macroeconomics*. Prentice-Hall, Scarborough, Ontario.

——— (1986) : "The Output-Inflation Trade off When Prices are Costly to Change," *Journal of Political Economy*, 94(1), 200–224.

Patinkin, D. (1948) : "Price Flexibility and Full Employment," *American Economic Review*, 38, 543–564.

——— (1956) : *Money, Interest and Prices*. Row, Peterson and Co, New-York, deuxième édition 1965.

Phelps, E. (1967) : "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time," *Economica*, 34, 254–281.

——— (1970) : *Microeconomic Foundation of Employment and Inflation Theory*. New York : Norton.

——— (1972) : *Inflation Policy and Unemployment Theory*. MacMillan, Londres.

——— (1985) : *Political Economy : an Introductory Text*. W.W.Norton, New-York.

Phelps, E., and J. Taylor (1977) : "Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, 85, 163–190.

Phillips, A. (1958) : "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957.," *Economica*, 25(100), 283–299.

Phillips, P., and X. Ouliaris (1987) : "Testing for cointegration," Document de travail, Cowles Foundation.

Picard, P. (1981) : "Croissance et inflation dans un modèle de déséquilibre," *Revue Economique*, 32(6).

——— (1982) : "Théorie du déséquilibre et politique économique," Thèse pour le doctorat d'etat, sciences economiques, Université de Paris I.

——— (1991) : "Rationalité approchée et équilibres à prix fixes," Document de travail, Université de Paris X et CEPREMAP.

——— (1993) : *Wages and Unemployment : A Study in Non Walrasian Macroeconomics*. Cambridge University Press, Cambridge, à paraître.

Poret, P. (1990) : "Les salaires dans les grands pays de l'OCDE au cours des années quatre-vingt," *Economie et Statistiques*, 235, 3–16.

Poterba, J., J. Rotemberg, and L. Summers (1986) : "A Tax-Based Test for Nominal Rigidities," *American Economic Review*, 76, 659–675.

Prescott, E. (1986) : "Theory Ahead of Business Cycle Measurement," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 11–44.

REBELO, S. (1988) : "Tractable Heterogeneity and Near Steady State Dynamics," Document de travail, Northwestern University, Portuguese Catholic University and Rochester Center for Economic Research.

ROBERTS, J. (1987) : "An Equilibrium Model with Unvoluntary Unemployment at Flexible, Competitive Prices and Wages," *American Economic Review*, 77(5), 856–874.

——— (1992) : "Evidence on Price Adjustment Costs in U.S. Manufacturing Industry," *Economic Inquiry*, pp. 399–417.

ROBINSON, J. (1933) : *The Economic of Imperfect Competition*. Macmillan and Co, Londres, (1969) deuxième edn.

ROGERSON, R. (1988) : "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium," *Journal of Monetary Economics*, 21(1), 3–16.

ROSEN, S. (1985) : "Implicit Contracts, A Survey," *Journal of Economic Literature*, pp. 1144–1175.

ROTEMBERG, J. (1982) : "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output," *Review of Economic Studies*, 49, 517–531.

——— (1983) : "Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment," *American Economic Review*, 73, 433–436.

——— (1987) : "The New Keynesian Microfoundations," in *NBER Macroeconomics Annual*, chap. 2, pp. 69–104. National Bureau of Economic Research.

ROTEMBERG, J., AND G. SALONER (1986) : "A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms," *American Economic Review*, 76, 390–407.

——— (1987) : "The Relative Rigidity of Monopoly Pricing," *American Economic Review*, 77, 917–926.

ROTEMBERG, J., AND M. WOODFORD (1989) : "Oligopolistic Competition and the Effect of Aggregate Demand on Economic Activity," Document de travail 3206, National Bureau of Economic Research.

——— (1991) : "Mark-up and the Business Cycle," in *NBER Macroeconomics Annual*. MIT Press.

——— (1992) : "Oligopolistic Competition and the Effect of Aggregate Demand on Economic Activity," *Journal of Political Economy*, 100(6), 1153–1207.

SACHS, J. (1980) : "The Changing Cyclical Behavior of Wages and Prices : 1890-1976," *American Economic Review*, 70(1), 78–90.

SALOP, S. (1979) : "Monopolistic Competition with Outside Good," *Bell Journal of Economics*, 10, 141–156.

SAMUELSON, P. (1948) : *Economics, An Introductory Analysis*. Harvard University Press, Cambridge, Mass., première edn.

SAMUELSON, P., AND R. SOLOW (1960) : "Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy," *American Economic Review*, 50, 177–194.

Sargent, T. (1987) : *Macroeconomic Theory*. Academic Press, New-York.

Sargent, T., and N. Wallace (1975) : "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, 74, 433–444.

Scarf, H. (1960) : "The Optimality of (S,s) Policies in the Dynamic Inventory Problem," in *Mathematical Methods in the Social Sciences*, ed. by A. K., K. S., and S. P. Stanford University Press.

Scitovsky, T. (1954) : "Two Concepts of External Economies," *Journal of Political Economy*, 62, 70–82.

Shapiro, M. (1987) : "Supply Shocks in Macroeconomics," in *The New Palgrave Dictionnary Of Economics*, pp. 556–559. Stockton Press, New-York.

——— (1988) : "The Cyclical Behavior of Price-Cost Margins : Demand Elasticity and Marginal Cost," mimeo.

Shapiro, M., and J. Stiglitz (1984) : "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *American Economic Review*, 74, 433–444.

Sheshinski, E., and Y. Weiss (1977) : "Inflation and Costs of Price Adjustment," *Review of Economic Studies*, 44, 287–303.

——— (1983) : "Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation," *Review of Economic Studies*, 50, 513–529.

Shleifer, A. (1986) : "Implementation Cycles," *Journal of Political Economy*, 92, 1163–1190.

Sims, C. (1980) : "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48(1), 1–48.

——— (1986) : "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis ?," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, pp. 2–16.

Sneessens, H. (1981) : *Theory and Estimation of Macroeconomic Rationing Model*. Springer Verlag.

——— (1987) : "Investment and the Inflation-Unemployment Tradeoff in a Macroeconomic Rationing Model with Monopolistic Competition," *European Economic Review*, 31, 781–815.

——— (1991) : "Contraintes de débouchés, capacités de production et chômage dans un modèle macroéconomique de concurrence imparfaite," Document de travail 91-11, Université Catholique de Louvain.

Solow, R. (1956) : "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.

——— (1957) : "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320.

Sonnenschein, H. (1972) : "Market Excess Demand Functions," *Econometrica*, 40, 549–563.

——— (1973) : "Do Walras' Identity and Continuity Characterize the Class of Community Excess Demand Functions ?," *Journal of Economic Theory*, 6, 345–354.

SPULBER, D. (1988) : "Nominal Wage Rigidity and Stagflation," Document de travail, National Science Foundation.

SRAFFA, P. (1926) : "The Laws of Return under Competitive Conditions," *Economic Journal*, 36, 535–550.

STADLER, G. (1991) : "Real Business Cycle Models with Nominal Wage Contract," Document de travail, University of Newcastle upon Tyne.

STARTZ, R. (1989) : "Monopolistic Competition as Foundation for Keynesian Macroeconomic Models," *Quarterly Journal of Economics*, 104, 737–752.

STIGLITZ, J. (1991) : "Alternative Approaches to Macroeconomics : Methodological Issues and the New Keynesian Economics," Document de travail 3580, National Bureau of Economic Research.

STIGLITZ, J., AND A. WEISS (1981) : "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, 71(3), 393–410.

STOKEY, L., AND R. LUCAS (1989) : *Recursive Methods in Economic Dynamics*. Harvard University Press, Cambridge, Mass, En collaboration avec E. Prescott.

STULZ, R., AND W. WASSERFALLEN (1985) : "Macroeconomic Time Series, Business Cycles and Macroeconomic Policies," *Carnegie Rochester Conference Series*, 22, 9–54.

SUMMERS, L. (1988) : "Should Keynesian Economics dispense with the Phillips Curve ?," in *Unemployment, Hysteresis, and the Natural Rate Hypothesis*, ed. by R. Cross. Basil Blackwell, Oxford.

TARSHIS, L. (1939) : "Changes in Real and Money Wages," *Economic Journal*, 49, 150–154.

TARSKI, A. (1955) : "A Lattice-Theoretical Fixpoint Theorem and its Applications," *Pacific Journal of Mathematics*, 5, 285–308.

TAYLOR, J. (1979) : "Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectation," *Econometrica*, 47, 1267–1286.

——— (1980a) : "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy*, 88(1), 1–23.

——— (1980b) : "Output and Price Stability : An International Comparison," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 109–132.

——— (1986) : "Improvements in Macroeconomics Stability : The Role of Wages and Prices," in *The American Business Cycle : Continuity and Change*, ed. by R. Gordon. NBER and University of Chicago Press.

——— (1988) : "Differences in Economic Fluctuations in Japan and the US," Document de travail, Stanford University.

TOBIN, J. (1956) : "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash," *Review of Economic and Statistics*, 38, 241–247.

——— (1958) : "Liquidity Preference as Behavior Towards risk," *Review of Economic Studies*, 25, 65–86.

——— (1983) : *Réflexions sur la macroéconomie contemporaine*. Economica, Paris.

Triffin, R. (1940) : *Monopolistic Competition and General Equilibrium Theory*. Harvard University Press, Cambridge, Mass.

Tsiddon, D. (1988a) : "The (Mis)Behavior of the Aggregate Price Level," Document de travail 182, The Hebrew University of Jerusalem.

——— (1988b) : "On Stubordness of Sticky Prices," Document de travail 174, The Hebrew University of Jerusalem.

Varian, H. (1978) : *Microeconomic Analysis*. Norton, New-York.

Vives, X. (1990) : "Nash Equilibrium with Strategic Complementarities," *Journal of Mathematical Economics*, 19, 305–321.

Weitzman, M. (1985) : "The Simple Macroeconomics of Profit Sharing," *American Economic Review*, 75, 937–953.

Weitzman, M. L. (1982) : "Increasing Returns and the Foundations of Unemployment Theory," *Economic Journal*, 92.

Williamson, S. (1987) : "Financial Intermediation, Business Failures and Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, 95(6), 1196–1216.

Woodford, M. (1987) : "Learning to Believe in Sunspots," Document de travail, University of Chicago, Publié *in* Econometrica, Vol. 58, No. 2, Mars 1990, pp 277-307.

Younès, Y. (1975) : "On the Role of Money in the Process of Exchange and the Existence of a Non-Walrasian Equilibrium," *Review of Economic Studies*, 42(4), 489–501.

Zarnovich (1991) : "What is a Business Cycle?," Document de travail 3863, National Bureau of Economic Research.

Table des matières

1 Introduction générale **7**

1.1 De la révolution keynésienne à la crise de l'économie keynésienne 9
1.2 La recherche des fondements microéconomiques de la macroéconomie keynésienne 19
1.3 La nouvelle économie keynésienne 27
1.4 Plan de la thèse 35

2 Rigidités nominales, approche empirique **37**

2.1 Une étude des mouvements conjoncturels des variables nominales en France depuis 1950 40
2.2 Une approche semi-structurelle des rigidités nominales 69
2.3 Conclusion 103
2.4 Annexe au chapitre deux 104
2.5 Décomposition de variance 116

I Equilibres de concurrence monopolistique et rigidités nominales de prix **121**

3 Un cadre de référence **125**

3.1 De la théorie des équilibres à prix fixes à la concurrence monopolistique 130
3.2 Un cadre de référence 149
3.3 Concurrence monopolistique et neutralité fiscale : un test de la présence de rigidités nominales 167
3.4 Conclusion 181
3.5 Annexe au chapitre trois 183
3.6 Résolution du modèle dynamique avec boucle prix-salaires de la section trois 184

4 Défauts de coordination **189**
4.1 Les défauts de coordination comme élément constitutif de la macroéconomie keynésienne 193
4.2 Coûts de catalogues et non-neutralité de la monnaie, une approche statique 211
4.3 Les rigidités nominales comme mécanisme coordinateur : un modèle de piège de sous-emploi 229
4.4 Conclusion 247

II Dynamique des prix et fluctuations macroéconomiques en concurrence monopolistique **249**

5 Rigidités et agrégation **253**
5.1 Fondements microéconomiques de modèles dynamiques de coûts de catalogues 255
5.2 Agrégation et non-neutralité de la monnaie dans un modèle de concurrence monopolistique 278
5.3 Un modèle en information imparfaite 302
5.4 Conclusion 307
5.5 Annexe au chapitre cinq 309

6 Cycles et rigidités nominales **315**
6.1 Vers une intégration des rigidités nominales et de la concurrence imparfaite à la théorie des cycles réels 321
6.2 Un modèle de synthèse de l'analyse des fluctuations macroéconomiques 355
6.3 Conclusion 397
6.4 Annexe au chapitre six 398
6.5 Une présentation de la méthode de résolution du modèle canonique de King, Plosser et Rebelo 398
6.6 Simulation des modèles d'oligopoles à α constant 408
6.7 Construction du résidu de Solow purgé 411
6.8 Un modèle avec coûts fixes et rendements croissants 412
6.9 Les effets de la taille des coûts d'ajustement sur le modèle simulé 414

7 Conclusion générale **415**
7.1 Concurrence monopolistique et rigidités de prix : une approche féconde de la macroéconomie keynésienne 416
7.2 Des limites certaines et des extensions nécessaires 423

Liste des tableaux

1.1 Classement des théories de la rigidité des prix (Blinder [1991]) . 34

2.1 Corrélation des cycles *HP* et $(1-L)$ 46
2.2 Chronologie conjoncturelle de l'OCDE, 1960-1984 46
2.3 Chronologie conjoncturelle 1950-1990 47
2.4 Datation des cycles conjoncturels 47
2.5 Mesures de causalité produit-prix. filtre $(1-L)$ (resp. filtre HP) 61
2.6 Mesures de causalité produit-salaires nominaux $(1-L)$ (resp. filtre HP) 61
2.7 Mesures de causalité prix-salaires nominaux. filtre $(1-L)$ (resp. filtre HP) 62
2.8 Mesures de causalité produit-salaires réels. filtre $(1-L)$ (resp. filtre HP) 62
2.9 Estimation des paramètres décrivant la rigidité des prix (Gordon [1990]) 67
2.10 Estimation des paramètres décrivant la rigidité des prix (France, 1950-89, données trimestrielles) 67
2.11 Système (I) : Forme structurelle estimée 81
2.12 Choix alternatifs de (c_{11}, c_{13}) 84
2.13 Système (II) : Forme structurelle estimée (i) 85
2.14 Système (II) : Forme structurelle estimée (ii) 85
2.15 Test $I(1)$ contre $I(0)$ 106
2.16 Test $I(2)$ contre $I(1)$ 107
2.17 Réponse du produit aux chocs structurels (système (I)) 110
2.18 Réponse des prix aux chocs structurels (système (I)) 111
2.19 Réponse du salaire nominal aux chocs structurels (système (I)) 112
2.20 Réponse du salaire réel aux chocs structurels (système (I)) . . . 113
2.21 Réponse du produit aux chocs structurels (système (II)) . . . 113
2.22 Réponse du chômage aux chocs structurels (système (II)) . . . 114
2.23 Réponse des prix aux chocs structurels (système (II)) 114
2.24 Réponse des salaires aux chocs structurels (système (II)) 115

2.25 Réponse de la monnaie aux chocs structurels (système (II)) . . 115
2.26 Décomposition de la variance du produit (système (I)) 116
2.27 Décomposition de la variance des prix (système (I)) 117
2.28 Décomposition de la variances des salaires nominaux (système (I)) 118
2.29 Décomposition de la variance du produit (système (II)) 118
2.30 Décomposition de la variance du chômage (système (II)) . . . 119
2.31 Décomposition de la variance des prix (système (II)) 119
2.32 Décomposition de la variance des salaires (système (II)) 120
2.33 Décomposition de la variance de la monnaie (système (II)) . . 120

3.1 Résultats économétriques 177
3.2 Réponses théoriques à un choc sur la structure fiscale 188

4.1 Choc monétaire et coût privé d'un non-ajustement de prix ou de salaire (Blanchard et Kiyotaki [1987]) 217
4.2 Choc monétaire et gain social d'un non-ajustement de prix ou de salaire (Blanchard et Kiyotaki [1987]) 218

6.1 Propriétés cycliques sur données trimestrielles américaines (1959-90) 317
6.2 Simulation du modèle de King-Plosser-Rebelo étalonné sur les Etats-Unis (Hairault [1991a]) 317
6.3 Simulation du modèle de Cho [1990] étalonné sur les Etats-Unis 326
6.4 Simulation du modèle de Cho et Cooley [1990] étalonné sur les Etats-Unis. Contrats de deux périodes 329
6.5 Simulation du modèle de Cho et Cooley [1990] étalonné sur les Etats-Unis. Contrats de huit périodes 330
6.6 Etalonnage (I) 339
6.7 Etalonnage (II) 340
6.8 Etalonnage (III) 340
6.9 Propriétés cycliques du modèle de King, Plosser et Rebelo (Hairault [1991a]) 341
6.10 Propriétés cycliques du modèle de concurrence parfaite 341
6.11 Propriétés cycliques du modèle de monopole à α constant . . . 344
6.12 Propriétés cycliques du modèle de monopole avec α corrigé . . 346
6.13 Propriétés cycliques du modèle de duopole avec α corrigé . . . 350
6.14 Propriétés cycliques du modèle d'oligopole avec α corrigé $(m = 5)$ 351
6.15 Propriétés cycliques du modèle d'oligopole avec α corrigé $(m = 20)$ 352
6.16 Propriétés cycliques du modèle d'oligopole avec libre entrée avec α corrigé ($m = 20$ à l'état stationnaire) 352
6.17 A. Etalonnage de référence 372
6.18 B. Etalonnage de référence 372
6.19 Elasticités $\Pi_{.A}$ (Etalonnage de référence) 373

6.20 Sensibilité des élasticités $\Pi_{.A}$ à ϕ 373
6.21 Sensibilité des élasticités $\Pi_{.A}$ à γ 374
6.22 Elasticités $\Pi_{.g}$ (Etalonnage de référence) 375
6.23 Sensibilité des élasticités $\Pi_{.g}$ à ϕ 376
6.24 Sensibilité des élasticités $\Pi_{.g}$ à γ 377
6.25 Etalonnage $-i-$ (Etats-Unis) 379
6.26 Etalonnage $-ii-$ (Etats-Unis) 379
6.27 Etalonnage $-iii-$ (Etats-Unis) 381
6.28 Etalonnage $-i-$ (France) 381
6.29 Etalonnage $-ii-$ (France) 382
6.30 Etalonnage $-iii-$ (France) 382
6.31 Modèle $M1$ 382
6.32 Modèle $M2$ 383
6.33 Modèle $M3$ 384
6.34 Modèle $M4$ 384
6.35 Modèle $M5$ 385
6.36 Modèle $M6$ 386
6.37 Propriétés cycliques des séries (données américaines) 387
6.38 Propriétés cycliques des séries (données françaises) 388
6.39 Modèle étalonné sur les Etats-Unis 389
6.40 Modèle étalonné sur la France 389
6.41 Modèle étalonné sur la France avec résidu de Solow naïf ($M5'$) 390
6.42 Propriétés cycliques du modèle de duopole à α constant 409
6.43 Propriétés cycliques du modèle d'oligopole à α constant ($m = 5$) 409
6.44 Propriétés cycliques du modèle d'oligopole à α constant ($m = 20$) 410
6.45 Estimation du modèle VAR (données américaines) 412
6.46 Estimation du modèle VAR (données françaises) 412
6.47 Propriétés cycliques d'un modèle avec coûts fixes 413
6.48 Simulation du modèle de référence pour différentes valeurs des coûts d'ajustement de prix (étalonnage américain) 414

Liste des figures

2.1 Evolution du produit. France, 1950-1989 44
2.2 Evolution des prix. France, 1950-1989 44
2.3 Evolution des salaires nominaux. France, 1950-1989 45
2.4 Evolution des salaires réels. France, 1950-1989 45
2.5 Variations cycliques du produit 47
2.6 Amplitude des phases d'expansion et de récession (produit et prix) 49
2.7 Amplitude des phases d'expansion et de récession (salaires nominaux et salaires réels) 50
2.8 Logarithme du spectre du produit, des prix et des salaires nominaux 51
2.9 Ecart-types du produit et des prix 52
2.10 Ecart-types des salaires nominaux et de l'inflation brute 52
2.11 Evolution jointe de la moyenne et de la variance du produit . . 53
2.12 Evolution jointe de la moyenne et de la variance des prix (Echantillon total et sous période 1960-89) 53
2.13 Evolution jointe de la moyenne et de la variance des salaires nominaux (Echantillon total et sous période 1960-89) 53
2.14 Evolution jointe de la moyenne et de la variance de l'inflation brute (Echantillon total et sous période 1960-89) 54
2.15 corrélations produit-prix et produit-salaires nominaux 55
2.16 corrélations prix-salaires nominaux et produit-salaires réels . . 55
2.17 Cohérence du couple produit-prix 57
2.18 Phase du couple produit-prix 58
2.19 Cohérence et phase du couple produit-salaires nominaux . . . 58
2.20 Cohérence et phase du couple produit-salaires nominaux . . . 59
2.21 Cohérence et phase du couple prix-salaires nominaux 59
2.22 Cohérence et phase du couple prix-salaires nominaux 60
2.23 Réponse du produit (système (I)) 88
2.24 Réponse du produit (système (I)) 88
2.25 Réponse des prix (système (I)) 89
2.26 Réponse des prix (système (I)) 89
2.27 Réponse des salaires (système (I)) 89

2.28 Réponse des salaires (système (I)) 90
2.29 Réponse du salaire réel (système (I)) 90
2.30 Réponse du salaire réel (système (I)) 90
2.31 Réponse du produit (système (II)) 91
2.32 Réponse du produit (système (II)) 92
2.33 Réponse du produit (système (II)) 92
2.34 Réponse du chômage (système (II)) 92
2.35 Réponse du chômage (système (II)) 93
2.36 Réponse du chômage (système (II)) 93
2.37 Réponse des prix (système (II)) 93
2.38 Réponse des prix (système (II)) 94
2.39 Réponse des prix (système (II)) 94
2.40 Réponse des salaires (système (II)) 94
2.41 Réponse des salaires (système (II)) 95
2.42 Réponse des salaires (système (II)) 95
2.43 Réponse de la monnaie (système (II)) 95
2.44 Réponse de la monnaie (système (II)) 96
2.45 Réponse de la monnaie (système (II)) 96
2.46 Décomposition de la variance du produit (système (I)) 98
2.47 Décomposition de la variance des prix (système (I)) 98
2.48 Décomposition de la variance des salaires (système (I)) 99
2.49 Décomposition de la variance du produit (système (II)) . . . 100
2.50 Décomposition de la variance du chômage (système (II)) . . . 100
2.51 Décomposition de la variance des prix (système (II)) 101
2.52 Décomposition de la variance des salaires (système (II)) . . . 101
2.53 Décomposition de la variance de la monnaie (système (II)) . . 102

3.1 Régionnement des équilibres non-walrasiens dans le plan (W, P) 139
3.2 Régionnement des équilibres non-walrasiens dans le plan $(W/P, \overline{M}/P)$ 139
3.3 Equilibre de concurrence monopolistique et régionnement des équilibres non-walrasiens 148
3.4 Equilibres walrasien et de concurrence monopolistique 155
3.5 Illustration graphique de l'inefficacité des politiques conjoncturelles 159
3.6 Détermination du produit dans le modèle de Startz 161
3.7 Détermination du produit en régime de chômage keynésien (d'Autume [1985], p*114*) 162
3.8 Réponses théoriques des prix TTC et des salaires nets à un choc sur la structure fiscale 173
3.9 Réponses théoriques du produit et de salaire réel à un choc sur la structure fiscale 173
3.10 Structure de la pression fiscale française (*impôts directs / impôts directs et indirects* 175

3.11 Fiscalité directe et indirecte en pourcentage du PIB 175
3.12 Réponses estimées des prix TTC et des salaires nets à un choc sur la structure fiscale 179
3.13 Réponses estimées du produit et du salaire réel à un choc sur la structure fiscale 180

4.1 Stabilité au sens de la dynamique Cournot-Nash 198
4.2 Equilibres multiples dans un jeu de coordination 199
4.3 Equilibres multiples dans un modèle avec externalité de taille de marché 205
4.4 Règle individuelle de fixation de prix en concurrence monopolistique 209
4.5 Une illustration du théorème de l'enveloppe 213
4.6 Les coûts de catalogues comme mécanisme coordinateur en concurrence monopolistique 216
4.7 Coût d'opportunité privé et proportion de firmes ajustant leur prix, à $\frac{dM}{M}$ donné 222
4.8 Coûts marginaux relatifs aux techniques (T_1) et (T_2). 235
4.9 Détermination du coût marginal optimal 236
4.10 Une illustration numérique 238
4.11 Règles optimales de prix 239
4.12 Discontinuité de la règle optimale 240
4.13 Inefficacité de la politique monétaire dans un modèle à un seul équilibre 244
4.14 Fonction de profit de la firme j à P/M donné 245
4.15 Inefficacité locale de la politique monétaire dans un modèle à équilibres multiples 246

5.1 *k-convexité* et optimalité de la règle (s, S) 258
5.2 $u^\star$ quasi-concave 262
5.3 $u^\star$ non quasi-concave 263
5.4 Evolution du prix relatif dans le modèle de Sheshinski et Weiss [1977] 264
5.5 Evolution du prix nominal dans le modèle de Sheshinski et Weiss [1977] 264
5.6 Evolution du prix relatif dans le modèle de Sheshinski et Weiss [1983] 265
5.7 Fonction de coût d'ajustement non-convexe 268
5.8 Contrôle de la variable $z(t)$ par une règle (s, S, h, H) 269
5.9 détermination graphique de la règle (s, S, h, H) 275
5.10 Contrôle de la variable $z(t)$ par une règle (s, S) 278
5.11 Distribution stationnaire dans le modèle de Tsiddon [1988a] . 290
5.12 Distribution stationnaire limite lorsque μ est grand dans le modèle de Tsiddon [1988a] 291

5.13 Trajectoire du produit comme un mouvement brownien régulé 294
5.14 Absence d'équilibre dans le modèle 298
5.15 Multiplicité d'équilibres dans le modèle 298
5.16 Cycles du produit selon le degré de complémentarités stratégiques 301
5.17 Cycles du produit selon le degré de complémentarités stratégiques et en présence de chocs individuels non stationnaires . . 301

6.1 Réponses à un choc de dépenses publiques 343
6.2 Effet d'un choc technologique dans les situations de concurrence et de monopole 345
6.3 Réponse du produit à un choc technologique 346
6.4 Réponse des heures travaillées à un choc technologique 347
6.5 Réponse du salaire réel et de la productivité à un choc technologique 348
6.6 Réponse de la consommation à un choc technologique 348
6.7 Réponse de l'investissement à un choc technologique 349
6.8 Réponse du profit à un choc technologique 349
6.9 Choc technologique (1%) 393
6.10 Choc technologique (1%) 393
6.11 Choc monétaire (1%) 394
6.12 Choc monétaire (1%) 394
6.13 Choc monétaire (1%) 395
6.14 Choc monétaire (1%) 395
6.15 Choc monétaire (1%) 396
6.16 Choc monétaire (1%) 396