

UNIVERSITÉ DES SCIENCES SOCIALES DE TOULOUSE - MPSE

THÈSE

Pour le Doctorat en Sciences Economiques

CONSOMMATION, PERSISTANCE DES HABITUDES
ET EFFETS DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE

Présentée et soutenue le 01 juillet 2003

par

Stéphane AURAY

sous la direction de

Patrick FÈVE

MEMBRES DU JURY

PRÉSIDENT	Franck PORTIER	Professeur, Université Toulouse I & IUF
RAPPORTEURS	Jean-Pascal BÉNASSY	Directeur de Recherches CNRS
	Jean-Olivier HAIRAULT	Professeur, Université Paris I
SUFFRAGANTS	Patrick FÈVE	Professeur, Université Toulouse I
	Christian GOLLIER	Professeur, Université Toulouse I

L'Université n'entend ni approuver, ni désapprouver les opinions particulières du candidat.

REMERCIEMENTS

L'achèvement d'un travail sonne un peu l'heure du bilan et les mots font parfois peur car, au professionnel, l'affectif est bien souvent lié ... cependant, puisqu'il est temps ...! ... je voudrais remercier, Patrick Fève, mon directeur de thèse qui fut, au cours des quatre années qui viennent de s'écouler, bien plus qu'un directeur. Je crois même ne plus savoir pourquoi je dois le remercier tant il fut important, sans doute pour tout. Travailler sous sa direction est une école de rigueur et de curiosité scientifique, de disponibilité et d'enthousiasme. Enfin, de tout coeur, merci, d'avoir toujours su insuffler l'envie et d'avoir compris certaines de mes angoisses tant elles étaient éloignées de la recherche. J'associe à ces pensées son épouse Frédérique.

Je voudrais remercier Jean-Pascal Bénassy et Jean-Olivier Hairault pour l'attention qu'ils ont porté à mes travaux en me faisant l'honneur d'être rapporteurs de cette thèse. Je voudrais, par ailleurs, exprimer ma reconnaissance à Christian Gollier et à Franck Portier d'avoir accepté de faire parti de ce jury. Je remercie également Franck pour tout un ensemble de petites choses, les séminaires à Vigo, un voyage en espace et dans l'espace, direction Nice et nombre de moments avec et/ou sans le chapeau du chercheur en économie.

Je voudrais également remercier Fabrice Collard avec qui j'ai eu l'opportunité et la chance de travailler. Ces collaborations furent riches d'enseignement. Je le remercie par là-même pour de nombreuses discussions, pour m'avoir fait partager certaines de ses connaissances dans le domaine et pour sa grande disponibilité. Merci également à Fabien, Emmanuel, Thomas, Georges, Javier, Patrick et Hélène pour le temps passé à relire cette thèse.

Je voudrais remercier Pierre-Yves Hénin pour m'avoir permis de travailler au CEPREMAP quelques jours par semaine lors de ma première année de thèse. Travailler à la même période au LEN-C3E est un agréable souvenir. Par la suite, un grand merci à Bruno Jullien de m'avoir accueilli à Toulouse au GREMAQ où j'ai passé trois fabuleuses années. J'en profite pour remercier Marie, Joan, Aline et Aude pour leur gentillesse et tous les services rendus ainsi qu'Erwan pour sa disponibilité informatique. Originellement nantais, je ne les oublie pas, je voudrais remercier Mégléna Jéléva, Yannick Le Pen et Wilfried Zantmann. Mais

enfin et surtout, c'est à Cécile Clergeau que j'adresse une nantaise pensée universitaire et non-universitaire toute particulière. Je remercie également son époux Philippe, pour toutes ces agréables soirées passées en sa compagnie lors de certains retours sur Nantes.

... et puisque le professionnel, l'amitié et les sentiments se sont bien souvent mélangés, je voudrais saluer quatre garçons rencontrés à Toulouse au GREMAQ mais qui m'ont tellement donné en dehors alors ... à toi, Philippe, simplement pour tout ! A sa maman, Hélène une pensée d'enfant, à Fred et Anne, une pensée de parent, et à Isabelle, une pensée d'adulte. J'associe Emilie à ces pensées. Quant au reste, tellement de moments extraordinaires à la Higue, à tous ceux dont j'ai croisé la route en ce lieu protégé et à protéger ! Je n'oublierais également jamais cette rencontre tant elle fut riche, Merci Lionel. Tu tiens une grande place dans mon coeur ! J'ai alors une pensée toute particulière pour Anne-Laure, Laure et Laurent. Certains moments aveyronnais furent tellement agréables. Un an, deux ans, trois ans ... et un Thomas que je remercie de tout mon coeur, tu m'as tellement donné ... quant à Emmanuel, tu ne m'as pas donné envie d'aimer Marseille mais un marseillais ! J'ai à ce moment, car ils sont martegaux mais surtout pour nombre de moments passés ensemble, une pensée émue pour Christelle et Claude.

Je voudrais également remercier Laëtitia, Clémentine, Geneviève et Marc pour les trois années passées ensemble dans ce bureau. Qu'elles restent inoubliables. J'ai une pensée particulière pour Laëtitia et Geneviève au moment où j'écris ces lignes. Clémentine n'est pas en reste, professionnellement et affectueusement. De toutes ces rencontres au GREMAQ : Lucia et son grand coeur, Eloïc pour qu'il ne change pas et à qui j'associe Anne, Levent pour une vraie découverte de la Turquie, Wilfried (un vrai nantais), Barbara pour avoir quitté un temps son plat pays, Cyril que j'aurais aimé mieux connaître mais qui sait ... , Natalia pour son charmant accent, Héla pour sa tendresse, Fabien pour toutes ses relectures d'introduction mais surtout car il est vendéen et à qui j'associe Virginie, Marie et Josselin ... Merci pour des moments de vie bien différents. Je remercie tout particulièrement Fabrice, pour bien des choses. Bonne route à toi ! A toi, Javier, une amitié tellement sincère. Enfin, c'est à Valérie que je dédie cette dernière pensée originellement GREMAQ ! J'associe, moins qu'un autre, mais sincèrement Karine à cette pensée.

Quant aux nantais, des fidèles, à Nadine et Steven qui tiendront toujours une place toute particulière dans mon coeur. J'associe Tyffen et Fabrice qui restent pour toujours. J'ai une pensée normande pour un futur papa, Samuel. Beaucoup d'affection nanto-parisienne à Marie, Vincent et leurs parents. Merci également à Gwenaëlle pour tout un ensemble de choses. Une pensée parisienne pleine de tendresse et d'affection à Emilie.

J'associe à ces pensées Agnès et Henri ainsi que ma soeur et ma nièce. C'est à mes parents que je pense au moment où j'écris ces quelques lignes. Avec beaucoup d'Amour! Merci Maman pour ton soutien et ton amour. Et enfin, à tous ceux qui tiennent et tiendront toujours une place toute particulière dans mon coeur ... Avec beaucoup de mémoire neuve!

Table des matières

Introduction générale	13
0.1 Analyse de la non-neutralité de la monnaie à court terme : faits et théories	15
0.2 Consommation et substitution intertemporelle : état des connaissances . . .	22
0.2.1 La formation des habitudes : une piste	22
0.2.2 L'apport de l'approche néoclassique de la consommation	24
0.2.3 Approche néoclassique et effet de substitution : des limites empiriques	27
0.3 L'intérêt de l'hypothèse de formation des habitudes	29
0.4 Plan et résultats de la thèse	34
1 Consommation, taux d'intérêt réel et politique monétaire	41
1.1 Quelques faits monétaires	47
1.1.1 Le modèle vectoriel autorégressif	47
1.1.2 Faits monétaires	49
1.1.3 Choix intertemporels, consommation et taux d'intérêt	62
1.2 Le modèle	68
1.2.1 Spécification de l'hypothèse de persistance des habitudes	69
1.2.2 Effet des habitudes et co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation	73
1.2.3 Effet des habitudes sur l'élasticité de substitution intertemporelle . .	74
1.3 Méthodologie économétrique	75
1.4 Résultats économétriques et robustesse	80
1.4.1 Le modèle économique de référence	81
1.4.2 Robustesse	86

1.5	Conclusion	89
A	Annexe	92
A.1	Données utilisées dans le modèle VAR	92
A.2	Nombre de retards dans le modèle VAR	93
A.3	Robustesse du modèle VAR et des estimations	95
2	Persistance des habitudes de consommation et effet de liquidité	112
2.1	L'effet de liquidité	116
2.2	L'économie	120
2.2.1	Le consommateur représentatif	121
2.2.2	L'entreprise représentative	125
2.2.3	L'offre de monnaie	126
2.2.4	Les banques	127
2.2.5	Définition de l'équilibre	127
2.3	Mécanismes de propagation des chocs monétaires	129
2.3.1	Calibration	129
2.3.2	Le modèle à contrainte d'encaisses préalables	130
2.3.3	Le modèle à participation limitée	132
2.3.4	Persistance des habitudes et participation limitée	134
2.4	Persistance de l'Effet de liquidité	136
2.4.1	Définition	136
2.4.2	Evaluation quantitative	139
2.5	Conclusion	142
A	Annexe	145
A.1	Résolution du système dynamique à anticipations rationnelles	145
A.2	Participation limitée et persistance des habitudes	155
3	Complémentarité intertemporelle et indétermination réelle	158
3.1	Indétermination réelle	163
3.1.1	Tâches solaires, indétermination et croyances	164
3.1.2	Indétermination et monnaie	165
3.2	L'économie	172

3.2.1	Le comportement du ménage	172
3.2.2	L'entreprise et l'autorité monétaire	178
3.2.3	L'équilibre de l'économie	179
3.3	Propriétés dynamiques de l'économie	179
3.3.1	Persistance des habitudes et indétermination réelle	180
3.3.2	Mécanismes sous-jacents à l'indétermination réelle	185
3.4	Robustesse	188
3.4.1	Rendements d'échelle décroissants du travail	188
3.4.2	Accumulation du capital	189
3.4.3	Formation des habitudes et monnaie dans la fonction d'utilité	192
3.5	Persistance des habitudes, croyances et mécanisme de transmission monétaire	194
3.6	Persistance des habitudes, croyances et effet de liquidité	201
3.7	Conclusion	205
A	Annexe	208
A.1	Démonstrations des propositions 1 à 5	208
A.2	Dépenses gouvernementales et titres publics	212
A.3	Monnaie dans la fonction d'utilité	218
A.4	Solutions pour lesquelles l'équilibre est indéterminé	222
	Conclusion générale	226
	Bibliographie	232

Introduction générale

« ... sachant combien l'habitude du luxe est contagieuse et combien il est difficile de s'en défaire quand elle s'est peu à peu convertie en nécessité ... »

Féodor Dostoïevski

L'idiot, 1869, p.167

Le rôle de la monnaie dans l'explication des fluctuations économiques est de longue date au cœur des préoccupations des économistes. En effet, depuis les travaux de Say [1803] qui énoncent que l'offre crée sa propre demande, les économistes ont débattu sur la question du voile monétaire. D'un côté, les tenants de la pensée classique considèrent qu'il existe une dichotomie parfaite entre secteur réel et monétaire, la monnaie ne permettant que le passage de l'un à l'autre des pôles. De l'autre côté, c'est autour des travaux de Walras [1900], de Fisher [1911], de Wicksell [1898] et de Pigou [1918] que s'organise l'évolution de la théorie de la monnaie et de l'intérêt depuis le début du siècle jusqu'à la première guerre mondiale.

Or, on constate dans l'analyse macroéconomique contemporaine l'émergence d'un consensus à propos de l'impact non-négligeable de la politique monétaire sur l'activité économique. Dès 1933, von Hayeck distingue les impulsions monétaires des mécanismes de propagation réels qui engendrent le cycle. Par la suite, Haberler présente la monnaie comme une des impulsions principales du cycle (voir Haberler [1958]). Cependant, c'est seulement à la parution du livre de Friedman et Schwartz [1963] que l'idée d'une influence de la monnaie sur les fluctuations économiques est réellement acceptée. Ces auteurs expliquent la crise de 1929 par la diminution de la masse monétaire durant cette période. L'idée véhiculée par Friedman et Schwartz [1963] se diffuse largement au sein des économistes. Dès lors, l'ana-

lyse macroéconomique cherche à mettre en évidence l'importance de la monnaie dans les fluctuations. Christopher Sims joue un rôle clé dans cette démarche. En 1972, il démontre empiriquement la causalité de la masse monétaire sur le produit (voir Sims [1972])¹. Afin d'étudier le rôle de la monnaie dans les fluctuations économiques, Sims [1980] propose d'utiliser un outil d'analyse des fluctuations centrées sur les innovations statistiques d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR)². La non-neutralité des chocs monétaires semble alors incontestable. A la suite des travaux fondateurs de Sims, de nombreux auteurs ont cherché en utilisant le cadre de la méthodologie VAR, à confirmer ou infirmer l'hypothèse de non-neutralité de la monnaie (voir, par exemple, Litterman et Weiss [1985], Blanchard et Watson [1986], Bernanke [1986], Blanchard [1989] et Gali [1992]). Blanchard [1989] montre ainsi, par exemple, que les chocs monétaires influencent les variations du PNB réel américain. Cependant, la difficulté de mesurer la véritable contribution des chocs monétaires demeure tant le traitement de la non-stationnarité et les hypothèses d'identification des sources d'impulsion sont différents selon les travaux.

Cette thèse a pour ambition d'améliorer la compréhension des mécanismes à l'œuvre dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Une solution proposée afin de mettre en évidence l'influence de la monnaie dans les fluctuations économiques est d'utiliser un modèle à tendances communes lorsque la non-stationnarité des séries étudiées est stochastique (voir King, Plosser, Stock et Watson [1991]). Dans ce cadre d'analyse, Hairault [1995] montre qu'il existe une relation de cointégration entre le PNB réel, les dépenses publiques réelles, le déflateur du PNB réel et

¹L'estimation de l'équation de Saint-Louis permet à Sims [1972] de mettre en évidence le pouvoir explicatif de la masse monétaire dans la détermination du niveau de production.

²Cette méthodologie s'est développée afin de répondre à la critique des méthodes d'identification généralement utilisées dans les modèles économétriques traditionnels. Dans *Macroeconomics and Reality*, Sims [1980] affirme que la construction des modèles macro-économétriques comporte trop d'hypothèses non testées qui conduisent le modélisateur à imposer *a priori* des restrictions trop fortes. Il déplore notamment l'absence de tests sérieux sur la structure causale, en particulier sur la distinction entre variables exogènes et endogènes. Ces restrictions imposées lors de l'écriture et de l'estimation économétrique ne se justifient pas et doivent être remises en question. Il propose donc de traiter toutes les variables de façon symétrique, sans condition d'exclusion ou d'exogénéité.

l'agrégat monétaire $M1$ aux Etats-Unis ainsi qu'en France, en Allemagne et en Grande-Bretagne. L'utilisation des restrictions de long terme proposées par Blanchard et Quah [1989]³ dans le schéma d'identification permet de mettre en évidence l'influence du choc d'offre de monnaie aux Etats-Unis. En effet, dans son étude Hairault [1995] montre qu'à un horizon d'un trimestre, 9% de la variance du produit est expliquée par des chocs d'offre alors que 50%, respectivement 40% de cette variance sont expliquées par des chocs de demande, respectivement des chocs monétaires et de dépenses publiques. A un horizon d'une année, ces parts dans l'explication de la variance du produit passent à 17% pour le choc technologique, 60% pour le choc d'offre de monnaie et à 22% pour le choc de dépenses publiques. Ainsi, quel que soit l'horizon considéré, le choc monétaire explique une partie significative de la variance du produit. Cependant, conclure quant à la part de la variance du produit expliquée par la monnaie reste difficile tant les résultats sont dépendants, par exemple, des hypothèses d'identification, de la période considérée et des variables utilisées.

Malgré ces difficultés, l'utilisation de la méthodologie VAR initialement proposée par Sims [1980] s'est généralisée dans la littérature. Ce type de représentation dynamique a ainsi permis d'étudier les effets de la politique monétaire et de caractériser les régularités qui se dégagent à la suite d'une impulsion monétaire. Ces faits stylisés constituent le coeur de l'analyse monétaire.

0.1 Analyse de la non-neutralité de la monnaie à court terme : faits et théories

L'utilisation de modèles VAR permet de mettre en évidence le comportement des agrégats de l'économie à la suite, par exemple d'une modification de la politique monétaire. Le choix des variables, le nombre de retards, l'hypothèse de recursivité ont alors été examinés dans de nombreuses études (voir Sims [1992], Bernanke et Blinder [1992], Leeper et Gordon [1992], Strongin [1995], Leeper, Sims et Zha [1996], Christiano, Eichenbaum et Evans

³Ces auteurs opposent les chocs d'offre, chocs technologiques aux chocs de demande, chocs monétaires et de dépenses publiques. Par ailleurs, il est supposé que seul le choc d'offre a un effet à long terme sur le PNB réel.

[1999] et [2001]). Au delà de certaines controverses concernant les variables à utiliser, un consensus a émergé quant aux faits stylisés monétaires. Ainsi cette partie de la littérature empirique s'accorde à dire que, suite à une modification de la politique monétaire, par exemple, un choc de politique monétaire expansionniste, *(i)* le produit intérieur brut augmente de façon persistante, *(ii)* le taux d'intérêt nominal et le taux d'intérêt réel diminuent de façon persistante⁴, *(iii)* la croissance de la consommation augmente de façon persistante (voir section 1.1.2 du premier chapitre et Christiano, Eichenbaum et Evans [2001]⁵) et *(iv)* le niveau des prix répond initialement négativement mais très faiblement.

Les points *(i)* et *(iv)* décrivent le mécanisme de transmission monétaire alors que les points *(ii)* et *(iii)* correspondent à l'effet de liquidité⁶. Les résultats *(i)* et *(iii)* décrivent le comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'une modification de la politique monétaire. Il faut noter que ces résultats sont robustes aux différents schémas d'identification considérés. Ils restent, par ailleurs, valides sur différentes périodes et sont robustes au nombre de retards considéré (voir, par exemple, Sims [1992], Leeper et al. [1996] et Christiano et al. [1999] ainsi que les différents tests de robustesse du modèle VAR conduits dans le premier chapitre). Afin d'étudier les effets de la politique monétaire, l'enjeu de l'analyse monétaire consiste à définir la structure d'un modèle théorique capable de reproduire les faits stylisés monétaires identifiés dans les données.

Cette thèse a deux objectifs. Le premier, théorique, est de construire un modèle ma-

⁴Notons, par ailleurs, que Christiano [1991] et Christiano et Eichenbaum [1992b] montrent, sur la période allant du premier trimestre 1959 au premier trimestre 1990, que les corrélations entre taux de croissance monétaire et taux d'intérêt sont négatives et élevées. Par ailleurs, la corrélation entre le taux d'intérêt nominal et les valeurs passées et présentes du produit de l'économie est forte et négative. Ils affirment alors que les chocs monétaires sont importants dans l'explication du comportement du produit à la suite d'une modification de la politique monétaire.

⁵Nous incorporons la consommation dans le modèle VAR présenté dans le premier chapitre. Remarquons cependant que l'introduction de cette variable dans un modèle VAR est récente dans cette partie de la littérature. Ainsi, Fuhrer [2000] et Christiano et al. [2001] introduisent la consommation dans leur modèle VAR alors que Sims [1992], Leeper et al. [1996], Christiano et al. [1999] ne le font pas.

⁶Notons qu'en conséquence, cette littérature réhabilite les effets keynésiens liés aux modifications de la politique monétaire que l'on peut voir apparaître dans le modèle *IS-LM*.

croéconomique capable de rendre compte des faits stylisés (*i*) à (*iv*). Le second, empirique, consiste à vérifier la pertinence des hypothèses qui fondent l'économie. Cette démarche permettra ainsi d'évaluer l'intérêt de certains modèles de transmission monétaire et de comprendre les mécanismes de non-neutralité de la monnaie.

Afin d'introduire la monnaie, l'analyse macroéconomique a développé des modèles à contrainte d'encaisses préalables. Ces modèles sont issus des travaux fondateurs de Tsiang [1966] et Clower [1967] et ont connu un large écho parmi les économistes de l'analyse monétaire. La contrainte d'encaisses préalables stipule que tout ou partie des transactions menées par un individu durant une période donnée doit s'effectuer à l'aide de monnaie préalablement accumulée. Le succès de cette modélisation tient sans nul doute à la simplicité d'intégration de la monnaie dans un modèle structurel. Un premier constat empirique peut être établi. La mise en évidence des faits monétaires que nous venons de décrire est difficile à obtenir dans un modèle à encaisses préalables (voir Lucas et Stokey [1983] ou, pour une application, Cooley et Hansen [1989]) car le mécanisme de taxe inflationniste est en complète opposition avec ces faits. La taxe inflationniste en vigueur dans les travaux à contrainte de transactions est ce que l'on peut qualifier de « taxe d'intérêt » selon la définition de Phelps [1973]. Le mécanisme de propagation de la taxe inflationniste dans les modèles à encaisses préalables transite par l'intermédiaire de deux caractéristiques : d'une part, les revenus perçus après la fermeture des biens (salaires et dividendes) ne sont utilisables qu'avec une période de retard ; d'autre part, le montant réel de ces revenus peut être rendu inférieur par la contrainte monétaire. Le décalage entre perception et utilisation des revenus nécessite d'actualiser les recettes courantes perçues après la fermeture du marché des biens, qui ne seront disponibles que pour la consommation future. Le taux d'actualisation ainsi introduit s'assimile à un manque à gagner en termes d'intérêts qui correspond donc à ce que l'on appelle la taxe inflationniste. Dans ce modèle, seule la composante anticipée de l'inflation exerce un effet sur la dynamique. Après un accroissement du taux de croissance des encaisses nominales, les agents ont des anticipations d'inflation à la hausse. Afin de lisser leur trajectoire de consommation, ils réduisent leur consommation dès la période du choc et reportent leur consommation à la période suivante pour épargner. Le taux d'intérêt nominal augmente alors. Ceci correspond au mécanisme de substitution intertemporelle

standard utilisé par le ménage pour arbitrer entre consommation et épargne dans ce type de modèle.

L'incapacité de ce modèle à reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire (points *(i)* et *(vi)*), le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation (points *(i)* et *(iii)*) et l'effet de liquidité (points *(i)* et *(ii)*) provient donc de la taxe inflationniste dont les effets négatifs sont en partie liés au mécanisme de substitution intertemporelle dans les choix de consommation des agents.

La comparaison d'une économie de troc avec une économie à contrainte d'encaisses préalables telle qu'elle est décrite par Clower [1967] permet d'approfondir ce constat et de mettre l'accent sur l'importance du mécanisme de substitution intertemporelle dans ces modèles. Dans un modèle à agent représentatif, à un seul bien, à dotations exogènes, à prix flexibles, à information parfaite ... imposer une contrainte de transactions ne modifie en rien l'arbitrage du consommateur par rapport à une situation de troc : les allocations d'équilibre des deux modèles coïncident et sont toutes deux Pareto optimales. En d'autres termes, l'utilisation de la monnaie en règlement des transactions telles que supposées par Clower ne suscite aucun effet richesse à l'équilibre par rapport au troc (Cohen [1986] décrit ce résultat dérivé à l'origine par Helpman [1981]). L'influence de la contrainte d'encaisses préalables ne transitera donc que par des mécanismes de substitution entre les biens ou de substitution intertemporelle. L'introduction de cette contrainte a donc pour but la dérivation d'une fonction de demande de monnaie et du niveau général des prix, les chocs monétaires se transmettent alors via la déformation des taux marginaux de substitution entre les biens ou au cours du temps.

Une extension au modèle à contrainte d'encaisses préalables consiste à introduire des rigidités sur les marchés des biens ou du travail. Ces travaux soulignent l'importance des rigidités de prix, sous forme de contrats (voir, par exemple, Cho et Cooley [1995]) ou de coûts d'ajustement (voir, par exemple, Hairault et Portier [1993a]), pour obtenir une influence positive de la monnaie sur l'activité économique. L'existence d'une rigidité du salaire permet d'obtenir un résultat similaire (voir Benassy [1995] et [1999b] et Cho, Cooley et Phaneuf [1997]). L'influence positive et persistante de la monnaie sur l'activité

économique intervient dans ces modèles par l'intermédiaire d'une diminution des taux de marge pratiqués par les entreprises. Cependant, les modèles à prix rigides ou prédéterminés ne permettent pas non plus la reproduction de cet effet de liquidité (voir, par exemple, Hairault et Portier [1993a], King et Watson [1996] et Chari, Kehoe et McGrattan [2000]). Il semble alors intéressant de combiner imperfections de prix et/ou de salaire et participation limitée. Dans un tel contexte, les travaux de Hendry et Zhang [2001] montrent que la persistance reproduite de l'activité est loin de celle observée dans les données. Notons, toutefois, qu'il est possible de reproduire un effet de liquidité à l'aide d'un modèle à rigidités de prix si les préférences des ménages sont séparables. Dans ce cas, une faible élasticité de substitution intertemporelle dans la consommation est une condition nécessaire pour reproduire un effet de liquidité (voir Andres, Lopez-Salido et Valles [2002]).

De plus, certains travaux récents considèrent l'existence d'imperfections sur le marché financier. Ces modèles à contraintes de transactions permettent de reproduire des effets de liquidité parallèlement aux mécanismes de taxe inflationniste. Il s'agit des modèles à participation limitée (voir Lucas [1990] et Fuerst [1992] ou Christiano [1991] pour une application). Ces modèles adoptent l'hypothèse commune que les ménages ne peuvent ajuster immédiatement leur comportement aux modifications qui se produisent sur le marché financier. Ainsi, suite à une injection monétaire, l'offre de fonds prêtables des banques augmente; les ménages ne pouvant pas se porter à court terme sur le marché du crédit, seules les entreprises peuvent absorber cet excès d'offre de fonds prêtables, ce qui exerce une pression à la baisse sur le taux d'intérêt nominal. En réduisant la charge de la dette des entreprises, la baisse du taux d'intérêt leur permet d'augmenter leur échelle de production, ce qui favorise l'emploi et l'activité. Cependant, de façon identique au modèle à contrainte d'encaisses préalables, la réponse de la consommation à une modification de la politique monétaire n'est pas pertinente au regard des données (la consommation réagit négativement à une injection monétaire). En effet, un accroissement du taux de croissance des encaisses nominales entraîne une diminution de la richesse anticipée des agents qui réduisent leur consommation dès la période du choc. Le ménage va donc reporter sa consommation à la période suivante. Ce phénomène traduit un effet de substitution intertemporelle. Enfin, bien que ce modèle permette de reproduire un effet de liquidité, ce

dernier ne dure qu'une période et n'est donc pas persistant. L'effet de liquidité n'est pas persistant car il est dominé (une période après le choc) par l'impact de la taxe inflationniste. En effet, dès la seconde période après le choc monétaire, l'hypothèse de participation limitée ne s'applique plus, le seul mécanisme à l'œuvre est alors celui de la taxe inflationniste. Les ménages réduisent leurs dépôts car leur rendement a diminué et car ils anticipent une inflation positive à la période suivante. La baisse de la demande de dépôts fait augmenter le taux d'intérêt au dessus de sa valeur d'équilibre stationnaire. L'hypothèse de participation limitée permet donc de briser l'effet de la taxe inflationniste à la première période, ce dernier l'emportant sur l'effet de liquidité dès la seconde période. L'obtention d'un effet de liquidité dominant et persistant passe, dans ce modèle, par l'introduction d'un coût d'ajustement sur l'investissement (voir Christiano et Eichenbaum [1992b]). Afin de reproduire un effet de liquidité persistant, il est donc pertinent d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, mécanisme central de la taxe inflationniste.

Enfin, une partie de la littérature initiée notamment par Benhabib et Farmer [1994] et Woodford [1994] étudie le rôle des croyances dans les fluctuations économiques. Pour ce faire, ils exploitent le phénomène d'indétermination réelle qui apparaît sous certaines conditions dans des modèles structurels à anticipations rationnelles. Ce phénomène se caractérise par une situation où il existe une infinité de trajectoires d'équilibre qui conduisent vers l'état stationnaire⁷. Dès 1979, Wilson met en évidence le phénomène d'indétermination dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables (voir Wilson [1979]). Par la suite, Woodford [1994] montre l'existence de ce phénomène dans un modèle avec contrainte d'encaisses préalables du type « Stokey–Lucas » (voir Lucas et Stokey [1987]) où coexistent des biens « cash » et des biens « credit ». Il montre alors que l'indétermination réelle apparaît pour de faibles valeurs de l'élasticité de substitution intertemporelle (l'inverse de l'élasticité doit être supérieur à deux). L'indétermination réelle apparaît donc dans un modèle à contraintes d'encaisses préalables avec règle monétaire exogène lorsque la complémentarité intertemporelle est forte. Notons cependant que ce type de dynamique présente un intérêt empirique limité. En effet, quelle que soit la valeur de ce paramètre (supérieure à deux), les séries ne peuvent être corrélées positivement et ne sont donc pas persistantes. Certains auteurs

⁷Voir section 3.1 du chapitre 3 pour une présentation détaillée du phénomène d'indétermination réelle.

cherchent alors à exploiter le phénomène d'indétermination réelle dans des modèles où la monnaie est introduite *via* la fonction d'utilité (voir Benhabib et Farmer [2000]) ou dans des modèles à contrainte d'encaisses préalables (voir Matheny [1998]) afin de reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables, Matheny [1998] considère que consommation et loisir ne sont pas substituables. Il montre alors que le phénomène d'indétermination apparaît lorsque l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle entre les biens de consommation est comprise entre 1 et 3. Dans cette zone de valeurs de l'élasticité, il montre que des chocs monétaires temporaires peuvent avoir des effets réels persistants. Pour cela, l'utilité marginale du loisir doit être une fonction décroissante de la consommation impliquant une substituabilité intratemporelle entre consommation et loisir. Notons que la substituabilité intratemporelle doit être forte pour reproduire le comportement de la consommation et de l'offre de travail à la suite d'une modification de la politique monétaire. Dans ce cas, les effets réels sont positifs et persistants.

Le mécanisme de substitution intertemporelle dans la consommation est donc, comme nous venons de le montrer au cœur des modèles monétaires à contraintes d'encaisses préalables. Explorer ce mécanisme au regard des modifications de la politique monétaire est nécessaire. C'est pourquoi, l'intégration récente de la consommation dans les modèles VAR et la mise en évidence du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation n'est pas fortuite. Le recours aux fondements théoriques de l'analyse de la consommation est alors déterminant, en particulier pour décrire et préciser le rôle du mécanisme de substitution intertemporelle.

0.2 Consommation et substitution intertemporelle : état des connaissances

L'analyse de la consommation dans une perspective macroéconomique trouve son origine dans la « *Théorie Générale de l'Emploi, de l'Intérêt et de la Monnaie* » de Keynes [1936]. Cet auteur développe alors le concept de fonction de consommation afin d'argumenter son rejet de la loi de Say, d'après laquelle « toute offre crée ses propres débouchés ». Une idée fondamentale, connue sous le nom de loi psychologique, consiste à dire que lorsque le revenu s'accroît, la consommation s'accroît mais dans une moindre mesure. Le revenu courant est alors le déterminant essentiel de la consommation contemporaine. Les premiers travaux menés à partir de données individuelles en coupe transversale ont permis de confirmer la loi psychologique de Keynes, notamment sous sa forme relative. Il est ainsi montré que le taux d'épargne de l'individu est d'autant plus élevé que son revenu est élevé. Cependant, les premiers travaux menés sur données agrégées en coupe longitudinale incitent à nuancer ces résultats. Ainsi, Kuznets montre la constance sur longue période (de 1869 à 1938) de la propension moyenne à consommer c'est-à-dire du taux d'épargne. La consommation représente donc une fraction constante du revenu. Par ailleurs, la propension marginale à consommer évaluée en coupe instantanée est inférieure à celle obtenue à partir de séries de longue période (voir Smithies [1945] et [1946]). La consommation est alors moins sensible, à court terme, aux variations du revenu qu'à long terme.

0.2.1 La formation des habitudes : une piste

Des tentatives de réponse à ces premières critiques à la théorie keynésienne de la consommation ont alors été avancées. Tout d'abord, Duesenberry [1949] propose, dans la lignée des conceptions keynésiennes, la théorie du revenu relatif. Dans ce cadre, la consommation dépend à la fois du niveau du revenu et du revenu moyen du groupe social auquel l'agent s'identifie. Il y a alors interdépendance de la consommation des différents agents. Ainsi, puisque un individu cherche à imiter la consommation des agents de son groupe ayant un niveau de vie supérieur, un individu sera caractérisé par une propension moyenne à consommer plus élevée que celle d'un agent ayant un revenu supérieur. Dans ce cadre, les estimations réalisées sur données de longue période montrent que la propension marginale

à consommer est supérieure à la propension à consommer le revenu propre. Cependant, cette théorie prédit qu'un agent ayant de faibles revenus désépargne continuellement. Ce point met en évidence que la prise en compte des contraintes budgétaires des agents est nécessaire. Duesenberry [1949] propose, par ailleurs, l'hypothèse d'une irréversibilité des choix de consommation effectués par les agents dans le passé. Il considère alors que lorsque le revenu diminue, il est difficile pour un agent de réduire sa consommation. La consommation est alors déterminée par le revenu courant et l'écart entre le revenu maximum atteint dans le passé et le revenu courant. Sous cette hypothèse, la consommation actuelle de l'agent tend à se rapprocher des niveaux élevés antérieurs de consommation. Ainsi, un niveau élevé de revenu tend à modifier les habitudes de consommation. Lorsque le revenu est réduit, la consommation ne diminue pas aussi rapidement qu'elle a augmenté. A l'inverse, lorsque le revenu augmente, la consommation suit son sentier de croissance de long terme. Notons que Duesenberry [1949] met essentiellement l'emphase sur un phénomène de formation d'habitudes externes. En effet, dans le cadre proposé par cet auteur, la persistance des habitudes est liée à un phénomène social, un effet de démonstration vis-à-vis de la catégorie sociale à laquelle appartient l'agent. Il mentionne toutefois, que ce phénomène peut être internalisé par l'agent. Dans ce dernier cas, l'agent observe sa consommation passée pour déterminer son niveau de consommation présent sans tenir compte de la consommation des autres agents.

Remarquons ici, que Keynes lui même évoque ce phénomène :

« en moyenne et la plupart du temps les hommes tendent à accroître leur consommation à mesure que leur revenu croît, mais non d'une quantité aussi grande que l'accroissement du revenu ... Ceci est particulièrement vrai lorsqu'on a en vue des courtes périodes, comme celles des fluctuations dites cycliques de l'emploi, pendant lesquelles les habitudes, en tant qu'elles se distinguent des propensions psychologiques plus durables, n'ont pas le temps de s'adapter aux changements des circonstances objectives. Le train de vie des individus a généralement la priorité dans l'emploi de leurs revenus ... »

Keynes [1936], p.84

Brown [1952] reformule l'hypothèse initialement proposée par Duesenberry [1949] en remplaçant le revenu de référence par le niveau de consommation de la période précédente. La consommation passée d'un individu a alors un impact sur sa consommation présente. Brown [1952] suggère que la persistance des habitudes est interne à l'agent qui en tient donc compte lorsqu'il prend ses décisions de consommation. Les habitudes dans le comportement de consommation et l'inertie à court terme de la consommation supposées par Brown [1952] lui permettent de montrer que la propension marginale à consommer à long terme est supérieure à la propension marginale à consommer à court terme.

Duesenberry [1949] et Brown [1952] montrent donc que l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages est pertinente afin de répondre à certaines critiques adressées à la théorie keynésienne de la consommation. Cependant, les théories de Duesenberry [1949] et Brown [1952] ne s'intéressent qu'aux fluctuations de court terme de la consommation autour de sa tendance de long terme et ne donnent pas de fondements à la relation de long terme qui lie la consommation et le revenu. Par ailleurs, comme nous l'avons déjà mentionné, la prise en compte des contraintes de ressources des agents est nécessaire. En effet, le lissage de la consommation implique qu'à certains moments la consommation des individus peut être supérieure ou inférieure au revenu de la période. Les agents ne peuvent donc pas s'affranchir des contraintes de ressources. Une consommation supérieure, respectivement inférieure au revenu, implique alors une diminution de l'épargne, respectivement une augmentation.

Un constat plus général doit maintenant être établi. Dans la théorie keynésienne de la consommation, l'épargne représente le résidu de la consommation exclusivement fonction du niveau des revenus et n'est donc pas la conséquence d'un choix entre le présent et le futur. Il est alors nécessaire de définir un cadre d'analyse intertemporelle de la consommation. C'est tout l'apport de l'analyse néoclassique des choix intertemporels.

0.2.2 L'apport de l'approche néoclassique de la consommation

L'approche néoclassique, issue de travaux réalisés par Friedman (voir Friedman [1957]) et Modigliani (voir Modigliani et Brumberg [1954] et Ando et Modigliani [1960]) fait

dépendre la consommation du taux d'intérêt et de la richesse. Cette approche reprend le cadre théorique développé par Fisher [1930] où les choix de consommation sont analysés dans une perspective intertemporelle et où la consommation courante est une fonction de la richesse et du taux d'intérêt. L'analyse néoclassique de la consommation agrégée repose alors sur l'analyse microéconomique des choix individuels et étend donc au niveau macroéconomique l'analyse fishérienne. Friedman [1957] approfondit l'idée initiée par Brown d'inertie de la consommation à court terme. Cependant, pour Friedman, la consommation n'est pas déterminée par le revenu courant mais par le revenu moyen anticipé, appelé revenu permanent. Ce revenu permanent, économiquement pertinent pour analyser les décisions de consommation, n'est pas observable statistiquement. Il diffère notamment du revenu courant, observable statistiquement mais qui est soumis à des fluctuations conjoncturelles sans grande importance pour les décisions de consommation. La spécification friedmanienne de la fonction de consommation permet d'intégrer la critique de Kuznets (élasticité unitaire de la consommation par rapport au revenu, c'est-à-dire un taux d'épargne constant) et celle de Smithies (propension marginale à consommer le revenu de court terme inférieure à la propension marginale à consommer de long terme). C'est sur la base du modèle fishérien tel qu'il est présenté par Friedman que les théories modernes de la consommation se sont développées.

L'approche théorique moderne de l'étude de la consommation consiste ainsi en trois postulats majeurs. Tout d'abord, les hypothèses se veulent micro-fondées. Il faut, de plus, considérer que l'agent qui prend les décisions est rationnel. Enfin, les consommateurs agissent, tout au long de leur vie, en accord avec un plan de consommation. En satisfaisant ces points, la théorie du cycle de vie et l'hypothèse du revenu permanent sont devenues prédominantes. Ces théories reposent sur le modèle de choix intertemporels et retiennent la richesse et le taux d'intérêt comme déterminants de la consommation. Cependant, dans la théorie du cycle de vie, on suppose que coexistent des générations d'agents ayant une durée de vie finie alors que dans la théorie du revenu permanent, on postule l'existence d'un agent représentatif ayant une durée de vie infinie. Au delà des différences qui caractérisent ces théories, elles partagent le même problème empirique, celui de la mesure de la richesse. En effet, l'évaluation de celle-ci nécessite de connaître les flux de revenus futurs, ce qui

pose la question de leur anticipation. La théorie du revenu permanent a ainsi été remise en cause par la critique de Lucas [1976] et les hypothèses des anticipations rationnelles. C'est pourquoi, en 1978, Hall introduit le concept d'anticipations rationnelles dans le modèle du cycle de vie incluant l'hypothèse de revenu permanent (voir Hall [1978]). Cette innovation majeure permet de tester empiriquement ce modèle. Le principal avantage de cette modélisation est de réconcilier les évolutions de court terme de la consommation avec celles du plus long terme. En effet, le modèle implique le lissage de la consommation de l'agent d'une période à l'autre tout au long du cycle de vie. Cependant, les études économétriques rejettent l'hypothèse de revenu permanent avec anticipations rationnelles. Tout d'abord, ce modèle n'explique pas *l'excès de lissage* de la consommation. Ce modèle implique une relation entre la variance de la variation de la consommation et la variance des hausses non anticipées de revenu. Les études économétriques montrent que la variance empirique de la variation de la consommation est sensiblement plus faible que celle prédite par le modèle. Campbell et Deaton [1989] et Deaton [1992] ainsi que Bloch et Maurel [1991], respectivement, sur données américaines et sur données françaises, montrent qu'il y a un *excès de lissage* de la consommation que n'explique pas le modèle de Hall. D'autres études empiriques remettent en cause les résultats du modèle de revenu permanent, lequel n'explique pas *l'excès de sensibilité* de la consommation (voir Flavin [1981]). Une des implications du modèle est qu'une hausse anticipée du revenu entraîne une augmentation de la consommation inférieure à celle qu'induit une hausse équivalente mais non anticipée du revenu. En effet, ce modèle implique une relation entre variation de la consommation et revenu passé c'est-à-dire revenu anticipé. Les estimations du coefficient portant sur le revenu passé montrent alors une trop forte sensibilité de la consommation au revenu passé et donc anticipé par rapport aux implications du modèle théorique⁸.

⁸Deux séries de développement contemporains des fonctions de consommation sont à considérer. La première a trait à l'existence de contraintes de liquidités alors que la seconde renouvelle la prise en compte de l'épargne de précaution. L'implication principale des contraintes de liquidité est d'augmenter l'épargne des ménages, soit directement lorsqu'elles sont fortes – le ménage est obligé de réduire sa dépense de consommation en l'absence de possibilités d'emprunt –, soit indirectement lorsqu'elles sont révélées par la combinaison de la chute de revenu et de l'absence d'épargne préalable. Les contraintes de liquidité forcent par conséquent les ménages à constituer une épargne servant d'assurance contre l'incertitude du futur (voir Jappelli et Pagano [1994] pour une estimation de ces contraintes dans les pays industrialisés).

L'effet de substitution intertemporelle dans la consommation est, nous l'avons préalablement mentionné, au cœur du modèle à contrainte d'encaisses préalables. L'examen du modèle fishérien de choix intertemporels permet de mettre ce phénomène en exergue.

0.2.3 Approche néoclassique et effet de substitution : des limites empiriques

Pour les néoclassiques, l'épargne apparaît avant tout comme le résultat d'une décision individuelle, une conséquence du choix entre consommations présente et future. Celle-ci dépend des goûts de celui qui prend cette décision mais également du taux d'intérêt considéré alors comme une prime à l'abstinence. Les choix de consommation des agents dépendent également dans l'analyse néoclassique de la richesse de ces agents laquelle incorpore le stock d'actifs et les flux de revenus actuels et futurs. Les modèles intertemporels de type fishérien considérés supposent alors l'existence d'un agent représentatif qui maximise la somme actualisée des utilités que lui procure à chaque période sa consommation. Compte tenu de ses préférences, chaque individu choisit entre consommer aujourd'hui et épargner pour consommer plus tard en comparant les conséquences de ces deux choix sur son bien-être. La condition d'arbitrage de ce type de modèle (l'équation d'Euler) établit une relation entre le taux d'intérêt réel et le taux marginal de substitution intertemporelle, c'est-à-dire l'importance relative apportée par l'individu entre consommer aujourd'hui et consommer la période suivante. Dans ce cas standard, l'effet de substitution agit négativement sur la consommation présente et positivement sur l'épargne. La hausse du taux d'intérêt rend l'épargne plus attractive. Elle renchérit la consommation présente par rapport à la consommation future et incite l'agent à accroître son épargne. Ce phénomène

Concernant l'épargne de précaution et les motifs de consommation, trois implications sont mises en évidence dans la littérature. Les consommateurs prudents diminuent leur consommation contemporaine lorsque la consommation future est plus incertaine. L'accroissement de l'incertitude augmente alors l'épargne. Une forte incertitude sur le revenu accroît la dépense de la consommation vis-à-vis du revenu ce qui explique la trop grande sensibilité de la consommation au revenu. Enfin, l'épargne de précaution expliquera la tendance des générations de ménages âgés à ne pas désépargner, face à un horizon incertain et surtout des coûts croissants de santé (voir Deaton [1992] pour une présentation plus détaillée de cette littérature). Nous ne développons pas plus ces points dans cette thèse car nous nous focalisons sur le mécanisme de substitution intertemporelle.

traduit le mécanisme de substitution intertemporelle qui régit le comportement de consommation des ménages dans le modèle fishérien. Cependant, la relation positive entre taux d'intérêt réel et épargne est contrebalancée par un effet de revenu : pour un ménage qui souhaite effectuer des placements financiers, une hausse du taux d'intérêt signifie une hausse des revenus futurs, ce qui peut inciter à réduire l'épargne nécessaire pour constituer un patrimoine donné. En fait, la réaction de l'épargne au taux d'intérêt est difficile à déterminer. Si la consommation présente et la consommation future sont fortement substituables, l'effet de substitution sera fort et l'emportera sur l'effet de revenu. En revanche, si la consommation future est ressentie comme complémentaire de la consommation présente, l'effet de revenu l'emportera sur un effet de substitution faible. La substituabilité dans ce modèle suppose alors que l'effet de substitution est relativement élevé alors que de nombreuses études empiriques penchent en faveur de faibles effets de substitution. En effet, la valeur de l'élasticité estimée est inférieure à l'unité et souvent proche de zéro (voir Hall [1988], Campbell et Mankiw [1989], Attanasio et Weber [1993], Kocherlakota [1996] et Campbell [1999]). Par ailleurs, d'autres études empiriques montrent que croissance de la consommation et taux d'intérêt réel sont faiblement et négativement liées (Hall et Mishkin [1982], Campbell et Mankiw [1989] et [1991] Campbell et Mankiw [1991], Chapman [1997]). L'observation du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'une modification de la politique monétaire reproduit dans un modèle intertemporel fishérien est ainsi contre-factuelle au regard de celui observé dans les données. En effet, croissance de la consommation et taux d'intérêt réel sont positivement corrélées dans ce modèle théorique. Ces faits empiriques sont donc en contradiction avec un effet de substitution élevé, mécanisme central des modèles monétaires à contrainte d'encaisses préalables.

On comprend alors l'importance du mécanisme de substitution intertemporelle à la suite d'un choc de politique monétaire⁹. En effet, une modification de la politique monétaire a un impact sur le niveau du taux d'intérêt dans l'économie et a donc un impact sur l'épargne. La consommation représente la préférence pour le présent de l'agent et l'épargne sa préférence pour le futur, le taux d'intérêt réel représentant la rémunération nette de

⁹Dès 1971, Modigliani met l'emphase sur ce point.

cette épargne. Ainsi, si les décisions entre consommation présente et consommation future sont prises par l'agent en observant le niveau du taux d'intérêt réel, une modification de la politique monétaire influence la volonté de substitution intertemporelle du ménage. Le mécanisme de substitution intertemporelle est donc au cœur du comportement des ménages et joue un rôle clé dans l'explication du co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire.

Affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, trop important dans les modèles monétaires, est donc nécessaire. Pour ce faire, l'originalité de cette thèse consiste à intégrer l'hypothèse de persistance dans le comportement de consommation des ménages initialement présentée par Duesenberry [1949] et Brown [1952] dans des modèles monétaires à contrainte d'encaisses préalables.

0.3 L'intérêt de l'hypothèse de formation des habitudes

L'hypothèse de formation des habitudes suscite un intérêt croissant parmi les économistes, d'autant plus qu'elle semble vérifiée par les faits. En effet, cette idée a attiré l'attention de nombre d'économistes au cours du temps (Smith [1759], Mill [1863], Marx [1867], Veblen [1899], Fisher [1930], Hobson [1931] et Keynes [1936]). Après la seconde guerre mondiale, une nouvelle génération d'économistes a mis l'emphase sur cette hypothèse (Duesenberry [1949], Houthakker et Taylor [1970], Philips [1974], Spinnewyn [1981], Constantidines et Ferson [1991], Deaton [1992], Becker [1992] et [1996], Carrol et Weil [1994], et Campbell [1996a], [1996b] et [1999]).

A ce propos, Hicks souligne que :

« ... considérer que les consommations successives sont indépendantes est un non-sens : la condition naturelle est que ces consommations soient complémentaires ... »

Hicks [1965], p.261

Comme nous l'avons déjà mentionné, un élément essentiel de la théorie moderne de la consommation consiste à se fonder sur des bases microéconomiques solides. L'hypothèse de

formation des habitudes décrit cette volonté. En effet, cette hypothèse réaffirme l'hypothèse de responsabilité des individus au regard des décisions qu'ils prennent en observant leurs niveaux de consommation passée et en tenant compte de leurs niveaux de consommation future. Enfin, elle met en évidence le fait que les individus modifient leurs préférences en fonction d'un effet d'apprentissage c'est-à-dire en tenant compte de l'expérience passée.

Justification empirique La persistance des habitudes trouve une justification empirique. Tout d'abord notons que même chez Friedman [1957], un modèle avec persistance des habitudes semble économétriquement mieux se comporter que le modèle de revenu permanent. Friedman [1957] explique que ce phénomène est dû à des problèmes de biais de simultanéité¹⁰.

Certaines études économétriques récentes parviennent à estimer le paramètre de persistance des habitudes. En effet, les évolutions de la recherche en économétrie ont permis l'estimation de ce phénomène. Ainsi, Constantidines et Ferson [1991] parviennent à estimer le paramètre de persistance des habitudes en utilisant la méthode des moments généralisés qu'ils appliquent à l'équation d'Euler¹¹. Ils mettent alors en évidence un phénomène de persistance des habitudes de consommation dans les données aux Etats-Unis sur la période allant de 1970 à 1989 en utilisant des données agrégées trimestrielles. Ils testent et estiment alors un modèle à un seul bien avec prix d'actifs et non-séparabilité temporelle et montrent que la persistance des habitudes permet d'expliquer la sensibilité excessive de la consommation à des modifications de revenus observée dans les données. Notons, par ailleurs, qu'ils postulent l'existence potentielle à la fois du phénomène de persistance des habitudes

¹⁰A cet égard, Hadjimatheou [1987] montre dans une revue de la littérature portant sur la fonction de consommation que l'évidence empirique ne peut infirmer l'hypothèse de persistance des habitudes.

¹¹Hansen et Jagannathan [1991], Gallant et Tauchen [1989], Gallant, Hansen et Tauchen [1990] étudient les restrictions d'inégalités en termes de moment impliquées par l'équation d'Euler et montrent qu'il est possible de tester cette équation. Winder et Palm [1991] estiment l'équation d'Euler sous forme linéarisée et trouvent un phénomène de persistance des habitudes aux Pays-Bas. Enfin, notons également que Heaton [1990], considérant un processus de consommation explicite et supposant un taux d'intérêt constant montre un phénomène à la fois de persistance et de durabilité lorsqu'il considère des données mensuelles et trimestrielles en moyenne.

et de durabilité. Ils mettent alors en évidence un phénomène de persistance plutôt qu'un effet de durabilité. Leur estimation est conduite en utilisant des données trimestrielles alors que lorsque les estimations sont conduites en utilisant des données mensuelles, un phénomène d'habitudes durables apparaît (voir Dunn et Singleton [1986], Eichenbaum, Hansen et Singleton [1988], Eichenbaum et Hansen [1988] et Heaton [1993])¹². En effet, Constantidines et Ferson [1991] mettent en évidence que l'estimation sur données mensuelles n'est pas robuste au choix des instruments. Cependant, ils montrent que l'estimation est robuste lorsque l'on utilise des données trimestrielles. Constantidines et Ferson [1991] présentent alors deux arguments pour l'utilisation de données trimestrielles. Tout d'abord, l'erreur de mesure qui peut induire une autocorrélation négative de la croissance de la consommation est proportionnellement plus importante dans les données mensuelles que dans les données trimestrielles. Par ailleurs, les composantes des données mensuelles de consommation sont calculées par interpolation ce qui peut induire une autocorrélation négative. Des dépenses de consommation durables supposent une autocorrélation négative de la consommation. Si un consommateur achète, par exemple, une voiture à une période, il ne va pas nécessairement en acheter une aux périodes suivantes. La persistance des habitudes implique une autocorrélation positive de la croissance de la consommation car le consommateur maximise son utilité en lissant sa consommation davantage que ce qui serait optimal avec des préférences séparables dans le temps¹³. Une « fausse » autocorrélation positive ou négative peut conclure à un effet de persistance qui domine l'effet de durabilité ou inversement. C'est pourquoi, Constantidines et Ferson [1991] défendent l'utilisation de données trimestrielles. La valeur du paramètre de persistance des habitudes estimée sur données trimestrielles par Constantidines et Ferson [1991] varie entre 0.5 et 0.9. Enfin, lorsque cette étude est étendue à d'autres pays, le phénomène de persistance est moins marqué mais reste significatif pour le Royaume-Uni, la France, le Canada, et l'Allemagne

¹²Les résultats obtenus par Dunn et Singleton [1986], Eichenbaum et al. [1988], Eichenbaum et Hansen [1988] et Heaton [1993] montrent qu'il existe soit un phénomène de durabilité, soit un phénomène de persistance des habitudes. Dans ces estimations, la persistance des habitudes est plus faible que celle identifiée par Constantidines et Ferson [1991].

¹³Notons que nous observons une autocorrélation positive de la croissance de la consommation dans les données (voir le tableau 1.5 de la section 1.1.2 du premier chapitre de cette thèse).

alors qu'il est renforcé pour le Japon (voir Braun, Constantidines et Ferson [1993]). Enfin, la spécification estimée par Constantidines et Ferson [1991] et Braun et al. [1993] suppose que les ménages internalisent leurs habitudes de consommation, c'est-à-dire qu'ils tiennent compte de leurs habitudes lorsqu'ils décident de leurs plans de consommation. Par ailleurs, elle est modélisée en différence avec un retard. Le ménage tient alors compte de la consommation de la période précédente afin de définir son niveau de consommation présente. En effet, Constantidines et Ferson [1991] montrent qu'il est, pour des problèmes de colinéarité dans la consommation, difficile d'estimer avec précision le paramètre de persistance lorsque l'on tient compte de plus d'un retard et lorsque la spécification est exprimée en ratio. Des estimations conduites sur données microéconomiques semblent également confirmer l'existence d'un phénomène de formation d'habitudes. Ainsi, Naik et Moore [1996] estiment le paramètre de persistance des habitudes en utilisant des données microéconomiques trimestrielles portant sur la consommation de nourritures et obtiennent des valeurs proches de 0.5 (voir également Heien et Durham [1991]). Nous avons préalablement mentionné que les résultats obtenus par Dunn et Singleton [1986], Eichenbaum et al. [1988], Eichenbaum et Hansen [1988] et Heaton [1990] et [1993] sont moins marqués. Cependant, il nous faut également mentionner que Dynan [2000] obtient des résultats opposés. En effet, Dynan [2000] teste l'hypothèse de persistance des habitudes sur données de nourriture en fréquence annuelle. Les résultats obtenus ne montrent aucun phénomène de formation d'habitudes.

Spécification de la formation des habitudes L'hypothèse de formation des habitudes peut être appréhendée de trois façons différentes : *(i)* la vitesse avec laquelle les habitudes réagissent à la consommation, *(ii)* les habitudes peuvent être internalisées ou ne pas l'être par le ménage et *(iii)* la forme fonctionnelle des habitudes. Concernant le point *(i)*, les habitudes dépendent d'un retard sur la consommation (voir Abel [1990], [1999], Dunn et Singleton [1986] et Constantidines et Ferson [1991]) ou ne réagissent que de façon graduelle aux modifications de niveaux de consommation (voir Constantidines [1990], Sundaresan [1989], Campbell et Cochrane [1999] et Heaton [1995]). Le point *(ii)* suppose que les habitudes peuvent être internes (voir Constantidines [1990], Constantidines et Ferson

[1991] et Sundaesan [1989]) ou externes au ménage (voir Abel [1990], Campbell et Cochrane [1999]). Dans ce dernier cas, le ménage a des habitudes dans son comportement de consommation dont il ne tient pas compte lorsque qu'il décide de ses plans de consommation. En d'autres termes, au niveau agrégée cela consiste à dire que le comportement de consommation de l'agent est influencé par la catégorie à laquelle il pense appartenir¹⁴. Enfin, le point (*iii*) suppose que la persistance des habitudes peut être modélisée en ratio (voir Abel [1990], [1999]) ou en différence (Campbell et Cochrane [1999], Constantidines [1990], Constantidines et Ferson [1991] et Sundaesan [1989]).

Formation des habitudes et énigmes empiriques Enfin, sans entrer dans les détails, tant la littérature sur le sujet est vaste, remarquons que l'hypothèse de formation des habitudes dans le comportement de consommation des ménages a été utilisé afin d'expliquer une importante variété de phénomènes. Tout d'abord, elle a permis de résoudre les énigmes empiriques liés à l'*excès de lissage* et à l'*excès de sensibilité* de la consommation (voir Deaton [1992]). Cette hypothèse permet également d'expliquer la saisonnalité de la consommation (voir Osborn [1988]), le comportement d'épargne au Japon (voir Christiano [1989]), la causalité positive au sens de Granger entre croissance du revenu et épargne (voir Carrol et Weil [1994]), la relation entre la consommation et le prix des actifs financiers (voir Constantidines [1990], Shrikhande [1997], Campbell et Cochrane [1995], Campbell [1996a] et [1996b] et [1999]), les corrélations de la consommation au niveau international (voir Fuhrer et Klein [1998]), l'effet de l'incertitude dans les revenus sur la consommation (voir Alessie et Lusardi [1997]). Enfin, dans des domaines différents, de nombreux articles montrent que l'hypothèse de formation des habitudes est pertinente afin d'expliquer le comportement de demandes d'importation (voir De La Croix et Urbain [1998]), le comportement d'épargne dans les modèles de croissance endogène (voir Carrol, Overland et Weil [2000]), certains faits stylisés du cycle des affaires (Beaudry et Guay [1996], Lettau et Uhlig [2000] et Boldrin, Christiano et Fisher [2001]) et le comportement d'offre de travail (voir Hotz, Kydland et Sedlacek [1988], Kennan [1988] et Woittiez et Kapteyn [1998]).

L'apport de cette thèse est précisément de tester la pertinence de l'hypothèse de persistance

¹⁴En anglais, on parle de « Catching up with the Joneses » .

des habitudes conditionnellement à l'histoire monétaire et de l'intégrer dans les modèles monétaires à contrainte d'encaisses préalables.

Pour ce faire, nous adoptons la spécification de l'hypothèse de formation des habitudes postulée par Constantidines et Ferson [1991]. Tout d'abord, les habitudes sont supposées persistantes au cours du temps et nous ne considérons pas le phénomène de durabilité. Par ailleurs, les habitudes sont exprimées en différence en ne considérant qu'un retard dans la consommation. Cette modélisation présente l'avantage de la simplicité. Elle ne pose analytiquement pas de problème de résolution. Par ailleurs, il est possible de l'estimer. Enfin, les valeurs obtenues peuvent être comparées aux estimations empiriques obtenues en utilisant la même spécification (voir Constantidines et Ferson [1991] et Braun et al. [1993]).

0.4 Plan et résultats de la thèse

Tout d'abord, au regard du rôle non négligeable des effets monétaires dans l'économie, nous construisons un modèle VAR afin d'identifier les effets monétaires sur les grands agrégats de l'économie (voir chapitre 1). Nous introduisons la consommation dans ce modèle afin d'étudier le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation. Les résultats obtenus ont préalablement été décrits au début de cette introduction, nous nous permettons, cependant de les rappeler car nous chercherons au cours de cette thèse à reproduire ces faits.

Suite à une modification de la politique monétaire, par exemple, un choc de politique monétaire expansionniste, *(i)* le produit intérieur brut augmente de façon persistante, *(ii)* le taux d'intérêt nominal et le taux d'intérêt réel diminuent de façon persistante, *(iii)* la croissance de la consommation augmente de façon persistante (voir section 1.1.2 du premier chapitre) et *(iv)* le niveau des prix répond initialement négativement mais très faiblement. Les points *(i)* et *(iv)* décrivent le mécanisme de transmission monétaire alors que les points *(i)* et *(ii)* correspondent à l'effet de liquidité. Les résultats *(i)* et *(iii)* décrivent le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'une modification de la politique monétaire. Différents tests de robustesse du modèle

VAR sont conduits dans le premier chapitre et montrent que ces résultats sont robustes. En effet, l'utilisation de données différentes du taux d'intérêt ou de l'indicateur des prix de l'économie, une modification du schéma d'identification ou encore l'introduction d'un nombre différent de retards ne modifie qualitativement en rien les résultats obtenus.

Afin de reproduire ces faits, nous estimons puis testons la pertinence de l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages dans certains modèles monétaires.

Tout d'abord, nous estimons, dans le premier chapitre, la persistance des habitudes au regard d'une modification de la politique monétaire. Dans un second chapitre, nous testons la capacité de cette hypothèse à rendre compte d'un effet de liquidité persistant dans un modèle à participation limitée c'est-à-dire un modèle capable de représenter cet effet sans en reproduire la persistance. Enfin, dans un dernier chapitre, la démarche consiste à considérer le modèle standard à contraintes d'encaisses préalables et à y introduire l'hypothèse de persistance des habitudes.

Dans le premier chapitre, nous mettons donc, après avoir à l'aide d'un modèle VAR mis en exergue les faits monétaires précédemment décrits, l'emphase sur le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation. Cette étude nous permet alors de comprendre l'importance du mécanisme de substitution intertemporelle dans le comportement des ménages. En effet, la croissance de la consommation et le taux d'intérêt réel sont négativement corrélés impliquant alors un effet de substitution intertemporelle dans le comportement de consommation faible¹⁵. Au regard des avancées dans l'analyse de la consommation, nous nous focalisons alors sur un modèle fishérien intertemporel où compte tenu de ses préférences, chaque individu choisit entre consommer aujourd'hui et épargner pour consommer plus tard en comparant les conséquences de ces deux choix sur son bien-être. Nous montrons alors que les implications de ce modèle sont en opposition avec les données. En effet, dans ce modèle la croissance de la consommation et le taux

¹⁵Ce point a déjà été abordé. Rappelons cependant que diverses études empiriques montrent que l'élasticité de substitution intertemporelle est généralement inférieure à 0.5 et souvent proche de 0.

d'intérêt réel sont positivement corrélées et l'effet de substitution est relativement élevée.

Nous proposons alors, au regard des implications de cette hypothèse, d'introduire de la persistance des habitudes de consommation. Nous mettons en place une méthodologie originale afin d'estimer la persistance des habitudes et d'en tester la pertinence dans la reproduction du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'une modification de la politique monétaire. L'originalité de la méthodologie correspond à évaluer si les restrictions imposées par une équation d'Euler sont vérifiées conditionnellement à une histoire monétaire. La méthodologie consiste alors à mettre en adéquation les fonctions de réponse issues du modèles VAR et l'équation d'Euler issue du modèle théorique – un modèle intertemporel fishérien avec persistance des habitudes –. Les fonctions de réponse fournissent des restrictions identifiantes que nous utilisons afin d'estimer à l'aide de la méthode des moments généralisés le paramètre de persistance des habitudes qui apparaît dans l'équation qui décrit la relation entre consommation et taux d'intérêt réel. Cette équation d'Euler illustre alors que, dans le cas où les ménages ont des habitudes de consommation, le taux d'intérêt réel est corrélé au niveau passé, présent et anticipé de la consommation. Plus le paramètre d'habitude est élevé, plus les décisions de consommation présente dépendent des niveaux de consommation passée, affaiblissant alors le mécanisme de substitution intertemporelle. Par ailleurs, le ménage ne considère pas seulement son niveau de consommation passée pour déterminer son niveau de consommation présente mais également l'impact de sa décision sur son niveau d'utilité future. Ainsi, lorsque cette hypothèse est considérée, un taux d'intérêt élevé peut être associé à un niveau de consommation courante élevée relativement au niveau de consommation future. Les valeurs obtenues lors de l'estimation sont cohérentes au regard d'autres études empiriques. Enfin, nous montrons que l'hypothèse de persistance des habitudes est pertinente dans l'explication du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation car elle affaiblit l'effet de substitution intertemporelle. Notons, cependant, que cette hypothèse ne permet pas de reproduire le comportement joint de ces variables à l'impact du choc monétaire. Les différentes expériences que nous avons conduites confirment que la caractéristique la plus importante et la plus intéressante de l'hypothèse de persistance des habitudes réside dans sa capacité à affaiblir le mécanisme

de substitution intertemporelle.

Dans le second chapitre de cette thèse, la démarche consiste à considérer l'hypothèse de persistance des habitudes dont nous avons montré la pertinence afin de reproduire un effet de liquidité persistant. Pour ce faire, nous utilisons un modèle à participation limitée dont la principale caractéristique tient en sa capacité à reproduire un effet de liquidité. Cependant, cet effet n'est pas persistant car dès la seconde période, l'hypothèse de participation limitée ne s'applique plus, le seul mécanisme à l'oeuvre étant alors la taxe inflationniste dont les effets négatifs sont en partie liés à des effets de substitution intertemporelle. Nous montrons alors que l'introduction de la persistance des habitudes permet de reproduire un effet de liquidité persistant. Ce résultat provient de la capacité de la persistance des habitudes à affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. En effet, la formation des habitudes suppose que la consommation future doit au moins être supérieure aux habitudes, créant alors une irréversibilité dans le comportement intertemporel de consommation du ménage. Le ménage doit alors transférer de la richesse de la période courante vers la période future afin de soutenir le niveau de consommation future. Le ménage augmente sa détention de monnaie à la période future. Du fait de l'irréversibilité dans le comportement intertemporel de consommation du ménage, ce dernier doit lisser son comportement d'épargne. Il ne peut donc pas réduire, à la période après le choc monétaire, ses dépôts de façon aussi drastique que dans le modèle de participation limitée. L'irréversibilité dans le comportement de consommation du ménage induite par la formation des habitudes se transmet dans le comportement de détention d'encaisses du ménage par l'intermédiaire de la contrainte d'encaisses préalables. La baisse de la demande de dépôts est donc plus lente, le taux d'intérêt toujours négatif revenant alors à sa valeur d'équilibre stationnaire de façon plus persistante. Ainsi, en réduisant l'effet du mécanisme de substitution intertemporelle, ce modèle permet de briser le mécanisme de propagation de la taxe inflationniste à la seconde période. Enfin, nous utilisons la définition de Lucas [1990] et Fuerst [1992] afin de décomposer les effets d'un choc monétaire sur le taux d'intérêt nominal, d'isoler l'effet de liquidité et d'en étudier la persistance. Dans ce cas, le taux d'intérêt nominal dépend des fondamentaux fishériens auxquels s'ajoute une prime de liquidité. Cette prime correspond, en présence d'une imperfection sur le marché financier,

à la différence entre le prix marginal de l'emprunt pour la firme et le prix marginal du placement pour le ménage. La persistance des habitudes affecte le taux d'intérêt nominal par l'intermédiaire de cette prime dont l'importance dans le temps augmente. Les fonctions de réponse du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité montrent que la persistance de ces variables à un choc de politique monétaire augmente avec la persistance des habitudes de consommation. De plus, nous évaluons l'apport quantitatif de cette hypothèse en termes de persistance du choc de politique monétaire et montrons que la formation des habitudes permet d'augmenter la persistance de la réponse du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité à un choc de politique monétaire. Enfin, lorsque la persistance des effets est suffisamment forte, la volatilité du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité augmente.

Enfin, dans le dernier chapitre de cette thèse, nous considérons un modèle à contraintes d'encaisses préalables où les prix sont parfaitement flexibles et où l'information est parfaite. Nous incorporons alors l'hypothèse de formation des habitudes dont nous avons mis en évidence la pertinence dans la représentation du co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation ainsi que dans la reproduction d'un effet de liquidité persistant. Cette hypothèse est considérée au sein de ce modèle afin d'affaiblir les effets de substitution intertemporelle¹⁶. En effet, l'impact contre-factuel de la taxe inflationniste dans ce modèle est lié au mécanisme de substitution intertemporelle. Dans ce cadre, nous montrons, tout d'abord que l'introduction de la formation des habitudes dans le comportement de consommation des ménages dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables a pour conséquence l'apparition du phénomène d'indétermination réelle¹⁷. Nous explorons alors les propriétés quantitatives de l'indétermination réelle. Le phénomène d'indétermination réelle apparaît dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables avec règle monétaire exogène pour des valeurs cohérentes au regard des valeurs estimées du paramètre de persistance des habitudes. Nous expliquons alors que ce résultat est issu de l'interaction entre l'hypothèse de formation des habitudes et la contrainte d'encaisses préalables. En effet,

¹⁶Nous nous intéresserons non pas à la substituabilité intratemporelle entre consommation et loisir (voir Matheny [1998]) mais à la substituabilité intertemporelle entre consommation présente et consommation future.

¹⁷Voir section 3.1 du chapitre 3 pour une explication détaillée du phénomène d'indétermination réelle

lorsque les individus partagent les mêmes croyances sur l'inflation, à savoir une inflation plus élevée demain, cela les incite à substituer consommation courante et consommation future, ce qui fait augmenter leurs habitudes en termes de consommation. La formation des habitudes crée alors un phénomène d'irréversibilité dans les décisions de consommation. Ainsi, lorsque les habitudes deviennent suffisamment persistantes, ce phénomène se traduit dans le comportement du ménage par une demande de monnaie pour demain plus élevée. Ceci a alors pour conséquence une pression à la hausse des prix. Les anticipations d'inflation sont donc auto-réalisatrices traduisant le phénomène d'indétermination réelle. Enfin et surtout, nous exploitons dans la lignée des travaux de Benhabib et Farmer [1994] et [2000], le rôle des croyances en la monnaie. Nous montrons alors qu'en considérant les croyances des individus en la monnaie, il est possible de reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire et l'effet de liquidité dans ce modèle. En effet, l'indétermination réelle n'est pas, à elle seule, suffisante pour reproduire le mécanisme de transmission monétaire et l'effet de liquidité. La forme des croyances des agents en une modification de la politique monétaire joue un rôle prépondérant. Lorsque les croyances des agents ne sont pas corrélées avec l'injection monétaire, les prix restent parfaitement flexibles et la monnaie est totalement neutre dans le modèle. Ceci correspond alors à la théorie quantitative standard de la monnaie. Cependant, lorsque les croyances des agents sont positivement corrélées avec l'injection monétaire, une rigidité des prix purement endogène apparaît dans le modèle sans qu'il soit nécessaire de faire aucune hypothèse sur le marché des biens ou du travail. Par ailleurs, la réponse du produit à une injection monétaire est positive et persistante. Ainsi, le modèle permet de reproduire le mécanisme de transmission monétaire. Enfin, dans ce même cas, le modèle permet de reproduire l'effet de liquidité. Ainsi, lorsque les croyances des agents sont positivement corrélées à une modification de la politique monétaire, le modèle standard à contrainte d'encaisses préalables augmenté du phénomène de persistance des habitudes de consommation des ménages est capable de reproduire le mécanisme de transmission monétaire ainsi que l'effet de liquidité. Nous montrons donc qu'il est possible, en fonction des croyances des individus en la monnaie de reproduire des effets keynésiens, le mécanisme de transmission de la politique monétaire et l'effet de liquidité, dans un cadre originellement et définitivement néoclassique.

Chapitre 1

Consommation, taux d'intérêt réel et politique monétaire

Introduction

¹Afin de mettre en évidence le co-mouvement des agrégats de l'économie à la suite de modifications de la politique monétaire, une partie de la littérature empirique utilise des modèles vectoriel autorégressif (VAR par la suite). L'utilisation de ce type de représentation dynamique permet d'étudier les effets de la politique monétaire. Cette littérature (voir, par exemple, Sims [1992], Leeper et al. [1996] et Christiano et al. [1999]) s'accorde à dire qu'un changement de politique monétaire a deux effets majeurs : le mécanisme de transmission de la politique monétaire et l'effet de liquidité. Dans ce chapitre, l'utilisation d'un modèle VAR nous permet de mettre en évidence ces faits (voir section 1.1.2). De plus, à la différence de Sims [1992], Leeper et al. [1996], Christiano et al. [1999], nous incorporons la consommation dans le modèle VAR (voir section 1.1.2 ainsi que Fuhrer [2000] et Christiano et al. [2001]). L'ensemble des faits monétaires qui émergent peut alors se résumer de la façon suivante : à la suite d'un choc de politique monétaire restrictif, *(i)* le produit intérieur brut diminue de façon persistante, *(ii)* le taux d'intérêt nominal et le taux d'intérêt réel augmentent de façon persistante, *(iii)* la croissance de la consommation diminue de façon

¹Une partie de ce chapitre est issue d'un travail commun avec Clémentine Gallès (voir Auray et Gallès [2002]).

persistante et (iv) le niveau des prix répond initialement positivement mais très faiblement. Les résultats (i) et (iii) décrivent le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'une modification de la politique monétaire. Enfin, nous montrons, dans ce chapitre, que les chocs monétaires contribuent significativement à l'explication du comportement de la consommation. Nous nous intéressons alors au comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire.

Comme nous l'avons déjà mentionné au cours de l'introduction générale, l'approche théorique moderne de l'étude de la consommation consiste à utiliser des hypothèses micro-fondées, à considérer que l'agent qui prend les décisions connaît le modèle de l'économie, qu'il utilise donc toute l'information disponible et que ce dernier agit, tout au long de sa vie, en accord avec un plan de consommation. C'est pourquoi, l'économie est modélisée en considérant les choix intertemporels des agents. On suppose alors l'existence d'un agent représentatif qui maximise la somme actualisée des utilités que lui procure à chaque période sa consommation. Compte tenu de ses préférences, chaque individu choisit entre consommer aujourd'hui et épargner pour consommer plus tard en comparant les conséquences de ces deux choix sur son bien-être. La condition d'arbitrage de ce type de modèle (l'équation d'Euler) établit une relation entre le taux d'intérêt réel et le taux marginal de substitution intertemporelle, c'est-à-dire le poids relatif de la consommation présente par rapport à la consommation future. Nous illustrons dans ce chapitre l'incapacité d'un modèle intertemporel de type fishérien où les préférences sont séparables à représenter le co-mouvement observé des variables de taux d'intérêt réel et de croissance de la consommation. Dans la section 1.1.3 de ce chapitre, nous présentons une économie d'échange dans laquelle les ménages ont des anticipations rationnelles et effectuent des choix intertemporels en termes de consommation et où la consommation courante est une fonction du taux d'intérêt. Nous montrons alors qu'un taux d'intérêt réel élevé est associé à un taux de croissance de la consommation anticipé élevé. Cependant, ce fait théorique est en contradiction avec ce qui est observé dans les données. En effet, Hall et Mishkin [1982] montrent qu'il existe de longues périodes au cours desquelles le taux de croissance agrégé de la consommation de l'économie américaine

est positif et élevé alors que le taux d'intérêt réel reste très faible (proche de zéro)². Sur la période allant du premier trimestre 1967 au second trimestre 1999, nous calculons dans différents cas la corrélation conditionnelle à une modification de la politique monétaire entre le taux de croissance de la consommation et le taux d'intérêt réel. Les résultats obtenus montrent que le taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation sont corrélés négativement et ce de façon significative (voir section 1.1.2). En d'autres termes, à la suite d'un choc de politique monétaire restrictif, le taux d'intérêt réel augmente de façon significative alors que la croissance anticipée de la consommation diminue significativement de façon persistante. Ce fait empirique est en complète opposition avec le modèle de choix intertemporels (voir section 1.1.3) qui prédit, pour des motifs de substitution intertemporelle, une corrélation positive entre ces deux variables. En effet, une hausse du taux d'intérêt a pour conséquence de renchérir le prix de la consommation présente par rapport à la consommation future. L'agent a ainsi intérêt suite à une modification du taux d'intérêt à augmenter son épargne à la période courante et à substituer de façon intertemporelle sa consommation. Enfin, ce modèle implique que les ménages ajustent leurs niveaux de consommation de façon immédiate lorsque leurs ressources en termes de revenus se modifient (voir section 1.1.3) alors que l'examen des données montre que la consommation ne réagit que très peu à un choc de politique monétaire.

Explorer le mécanisme de substitution intertemporelle permet donc de comprendre l'incapacité des modèles standards à reproduire le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'une modification de la politique monétaire. Cet examen met l'accent sur la nécessité d'affaiblir ce mécanisme. A cette fin, l'hypothèse de complémentarité intertemporelle et en particulier l'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation des ménages³ est étudiée. La non-séparabilité dans les

²Des régressions avec variables instrumentales montrent que la croissance de la consommation est faiblement liée au taux d'intérêt (voir Campbell et Mankiw [1989], [1991]). Par ailleurs, Chapman [1997] montre que les taux d'intérêt et la croissance de la consommation sont faiblement et négativement corrélés sur la période 1953–1991. Nous procédons au calcul de ces corrélations sur la période 1967–1999 et montrons que le taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation sont faiblement et négativement corrélés (voir section 1.1.2).

³La justification théorique et empirique de cette hypothèse, point central de cette thèse, est présentée

décisions de consommation suppose que le ménage tient compte de ses niveaux de consommation passés, présents et futurs lorsqu'il effectue son arbitrage entre consommation et épargne. Cette hypothèse présente deux caractéristiques intéressantes. Tout d'abord, elle permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle⁴. Par ailleurs, dans ce cas, les consommateurs ajustent progressivement leurs niveaux de consommation à des chocs non-anticipés, parmi lesquels des chocs de politique monétaire.

Nous considérons donc une économie d'échange dans laquelle les ménages tiennent compte d'habitudes persistantes dans leur comportement de consommation lorsqu'ils effectuent leur arbitrage entre consommation et épargne. Nous évaluons alors la pertinence de l'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation du ménage ainsi que la capacité du modèle à reproduire le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire.

Afin de tester l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation, nous mettons en place une méthodologie originale. Celle-ci utilise les données monétaires issus du modèle VAR, l'équation d'Euler du modèle théorique et la méthode des moments généralisées. La méthodologie utilisée⁵ pour tester la validité du modèle structurel théorique proposé consiste en trois étapes. Dans la première, nous mettons en adéquation les estimations fournies par le modèle VAR (les fonctions de réponse de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel) et l'équation d'Euler du

en introduction générale et au cours des différents chapitres.

⁴L'intuition de ce mécanisme est présentée dans la section 1.2 de ce chapitre. Par ailleurs, notons dès maintenant que les résultats obtenus dans ce chapitre confirment cette intuition.

⁵La méthodologie utilisée est proche de celle de Fuhrer [2000] ou Christiano et al. [2001] au sens où elle consiste en une stratégie d'estimation et de test basée sur les moments conditionnels. Par exemple, Fuhrer [2000] estime les paramètres structurels de son modèle en minimisant la distance entre les moments théoriques générés par son modèle et le même ensemble de moments obtenus à partir d'un modèle VAR non contraint. L'approche utilisée ici diffère cependant de celle utilisée par Fuhrer [2000] car on ne s'intéresse qu'aux co-mouvements du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation après un choc de politique monétaire. L'approche est également proche de celle de Beaudry et Guay [1996] qui utilisent des moments conditionnels dans leur procédure d'estimation, celle-ci étant conditionnelle à des chocs technologiques.

modèle théorique considéré. Un ensemble de restrictions identifiantes est alors obtenu. Dans la seconde étape, nous estimons la valeur du paramètre de persistance des habitudes en appliquant la méthode des moments sur les restrictions précédemment obtenues. La méthode consiste à minimiser l'écart entre les implications du modèle théorique proposé et les données (fonctions de réponse du modèle VAR)⁶. Enfin, dans une dernière étape, nous testons la significativité du paramètre de persistance des habitudes et la validité du modèle (tests de sur-identification).

La méthodologie est appliquée à l'économie américaine sur la période allant du premier trimestre 1967 au second trimestre 1999. Les résultats obtenus suggèrent que la persistance des habitudes de consommation dans le comportement des ménages est prononcée et significative. Les valeurs estimées du paramètre de persistance des habitudes sont très proches des valeurs obtenues dans d'autres études empiriques (voir, par exemple, Constantidines et Ferson [1991] et Braun et al. [1993]).

De plus, nous montrons que la formation des habitudes affaiblit le mécanisme de substitution intertemporelle en calculant les valeurs d'état stationnaire de l'élasticité de substitution intertemporelle (ESI par la suite) impliquées par les valeurs estimées du paramètre de persistance des habitudes. Ces valeurs sont proches de zéro et par là-même proches de celles d'autres études empiriques (voir, par exemple, Hall [1988], Campbell et Mankiw [1989] et Attanasio et Weber [1993]).

Par ailleurs, le test de sur-identification conduit à ne jamais rejeter le modèle alors que le modèle de choix intertemporels sans l'hypothèse de persistance des habitudes est systématiquement rejeté par les données. L'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation est donc statistiquement pertinente afin de reproduire le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation après un choc de politique monétaire. Les résultats obtenus suggèrent qu'affaiblir le mécanisme de substitution

⁶Les moments conditionnels de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel sont obtenus à l'aide des fonctions de réponse estimées de ces variables à un choc de politique monétaire. Cette information conditionnelle est utilisée afin d'estimer le paramètre de persistance des habitudes de consommation en utilisant la méthode des moments.

intertemporelle au cœur de la plupart des modèles est une étape cruciale afin de développer un modèle monétaire permettant de reproduire certains faits stylisés. Cependant, même si le modèle n'est jamais rejeté par les données, il échoue dans d'autres domaines. En effet, les résidus de l'équation d'Euler, associés à la relation d'arbitrage qui détermine le comportement d'épargne/consommation du ménage, montrent que le modèle ne permet pas de reproduire la réponse instantanée de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel à un choc de politique monétaire. Afin de déterminer de façon précise les effets de la formation des habitudes sur la substitution intertemporelle, nous estimons, à nouveau, le paramètre de persistance des habitudes de consommation en fixant l'élasticité de substitution intertemporelle à différentes valeurs. Nous montrons alors que même en considérant que le ménage peut lisser son niveau de consommation, maintenir une élasticité de substitution intertemporelle élevée ne permet pas d'améliorer la capacité du modèle à représenter le comportement joint des variables d'intérêt. L'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation est donc pertinente car elle affaiblit le mécanisme contre-factuel de substitution intertemporelle. Enfin, l'introduction de retards supplémentaires dans la spécification de la formation des habitudes ne permet pas d'améliorer les résultats du modèle. Ce résultat supplémentaire confirme qu'affaiblir l'élasticité de substitution intertemporelle importe bien plus qu'augmenter le lissage de la consommation du ménage.

Dans la première section de ce chapitre, certains faits monétaires obtenus à partir d'un modèle VAR sont décrits. Une attention particulière est apportée au comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation après un choc de politique monétaire. Nous testons alors la capacité d'une économie d'échange où les agents effectuent des choix intertemporels en termes de consommation à reproduire le comportement joint de ces variables. Dans la section suivante, nous introduisons l'hypothèse de persistance dans le comportement de consommation des ménages. La méthodologie économétrique est décrite en section trois. Une quatrième section décrit les résultats des estimations. Nous mettons alors en évidence le rôle joué par la formation des habitudes de consommation sur le mécanisme de substitution intertemporelle et discutons la robustesse des résultats à différentes spécifications de la formation des habitudes. Une dernière section conclut.

1.1 Quelques faits monétaires

Cette section décrit un ensemble de faits stylisés relatifs au comportement de l'économie américaine suite à un choc sur la politique monétaire. Le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation est analysé de façon plus spécifique au regard de ce choc. Ce dernier est identifié à l'aide de restrictions imposées sur un modèle vectoriel autorégressif estimé pour l'économie américaine.

1.1.1 Le modèle vectoriel autorégressif

Afin d'étudier l'impact des chocs de politique monétaire sur l'activité économique, certaines hypothèses sont nécessaires. Tout d'abord, la banque centrale est supposée conduire sa politique monétaire en utilisant une fonction de réaction. A chaque période t , la banque centrale fixe le taux d'intérêt nominal de court terme S_t en tenant compte de l'ensemble d'information Ω_t dont elle dispose⁷. Le taux d'intérêt correspond ainsi à l'instrument de politique monétaire utilisé par le décideur. Un choc sur le taux d'intérêt nominal est équivalent à un choc sur la masse monétaire (voir Christiano, Eichenbaum et Evans [1996]). En effet, un choc sur le taux d'intérêt ne modifie pas le comportement de la demande de monnaie mais conduit la banque centrale à réduire, toutes choses égales par ailleurs, ses émissions monétaires afin d'équilibrer le marché de la monnaie. Il existe donc, *ceteris paribus*, une réciprocité entre les deux types de chocs⁸. La règle de politique monétaire s'écrit alors :

$$S_t = f(\Omega_t) + \sigma^j \epsilon_t^j$$

où $f(\cdot)$ est supposée linéaire. L'hypothèse de linéarité de la fonction de réaction est standard. Elle permet d'extraire de l'information et d'estimer le modèle VAR en utilisant la méthode des Moindres Carrés Ordinaires. La variable aléatoire ϵ_t^j , non corrélée avec aucune partie de l'ensemble d'information Ω_t , est le choc monétaire. Ce choc est de moyenne nulle

⁷Le choix des variables dont la banque centrale tient compte lorsqu'elle fixe l'instrument de la politique monétaire est discuté par la suite (voir 1.1.2)

⁸On retrouve cette équivalence dans un modèle *IS-LM* et dans un modèle quasi-offre, quasi-demande en l'absence d'incertitude sur les comportements privés.

et d'écart type constant σ^j . Différentes interprétations peuvent être données à ce choc. Il peut, par exemple, refléter l'existence d'erreurs de mesure concernant l'ensemble d'information dont dispose la banque centrale ou des chocs exogènes sur les préférences de la banque centrale. Ces chocs constituent alors la composante discrétionnaire de la politique monétaire. Pour identifier ces chocs, un ensemble de variables, Y_t contenant l'instrument S_t et les variables de l'ensemble d'information Ω_t , est considéré. Il est alors supposé que la dynamique de Y_t peut être représentée de façon précise par un modèle VAR d'ordre q :

$$A(L)Y_t = \epsilon_t$$

où L désigne l'opérateur retard, $A(L) = \sum_{i=0}^q A_i L^i$ et $E(\epsilon_t \epsilon_t') = D$ où D est une matrice diagonale. $A(L)$ est supposée inversible. ϵ_t est un vecteur de chocs structurels incluant le choc de politique monétaire. Cette représentation est utilisée pour analyser les effets de la politique monétaire *via* l'analyse des fonctions de réponse à un choc monétaire. Ces fonctions de réponse peuvent être obtenues à partir d'une représentation moyenne mobile infinie du VAR structurel :

$$Y_t = H(L)\epsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} H_i \epsilon_{t-i}$$

avec $H(L) \equiv A(L)^{-1}$.

L'estimation du modèle VAR est une étape préliminaire permettant d'obtenir les fonctions de réponse des variables considérées⁹. La matrice A_0 implique, cependant, des problèmes de simultanéité nécessitant alors de conduire l'estimation en deux temps. Tout d'abord, A_0 est supposée inversible ce qui permet d'estimer le modèle VAR dont la représentation est la suivante :

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_q Y_{t-q} + u_t$$

Pour estimer le modèle VAR, la méthode des Moindres Carrés Ordinaires est utilisée. $B_i = A_0^{-1} A_i$ pour $i = 1, \dots, q$. Par ailleurs, la matrice de variance covariance de $u_t = A_0^{-1} \epsilon_t$

⁹Les problèmes de stationnarité et de cointégration ne sont pas abordés car le modèle VAR n'est utilisé qu'afin d'obtenir les fonctions de réponse qui ne sont théoriquement pas affectées par la représentation choisie.

est notée V . Afin de retrouver les chocs structurels du modèle VAR, des restrictions identifiantes doivent être imposées sur A_0 . D est supposée être la matrice identité. La matrice A_0 est supposée triangulaire inférieure et les chocs structurels orthogonaux de volatilité unitaire. Le schéma d'identification est alors récursif (voir Sims [1980] et Christiano et al. [1999]). Le système obtenu dépend de l'ordre des variables dans Y_t ¹⁰. Des estimations convergentes des fonctions de réponse peuvent alors être dérivées, l'utilisation de simulations de Monte-Carlo¹¹ permettant d'obtenir une estimation de la matrice de variance-covariance des fonctions de réponse notée M par la suite.

1.1.2 Faits monétaires

La méthodologie décrite est alors appliquée sur données trimestrielles américaines allant du premier trimestre 1967 au second trimestre 1999¹². Afin d'identifier les chocs de politique monétaire, on considère un VAR incluant le produit intérieur brut (GDP_t), le déflateur implicite de ce PIB ($PGDP_t$), la consommation réelle de biens non-durables et de services (C_t), l'indice des prix à la production (PPI_t), le taux des titres fédéraux (FF_t), les réserves totales (TR_t), les réserves non empruntées de la banque centrale (NBR_t) et l'agrégat monétaire M1 (M_t). Les valeurs de ces variables sont prises à la date t .

Justification des données utilisées

Le produit de l'économie est introduit dans le modèle VAR car celui-ci décrit le niveau de l'activité économique. On considère que le taux des fonds fédéraux est l'instrument principal de la politique monétaire (voir Christiano et al. [1996] Christiano, Eichenbaum et Evans, [1996] et [1999]). Par ailleurs, le déflateur implicite du PIB est introduit dans le modèle afin de fournir un indice des prix dans l'économie. Il permet à la Banque Centrale une meilleure prévision de l'évolution future des prix.

¹⁰Le schéma d'identification adopté dans le modèle VAR est discuté par la suite (voir sous-section 1.1.2)

¹¹Une approche alternative, donnant des résultats similaires, aurait été d'utiliser la méthode du bootstrap (voir Efron [1982]).

¹²Les séries des données économiques utilisées sont disponibles sur le site internet de la Réserve Fédérale américaine (<http://www.stls.frb.org/fred/>). La définition des données utilisées se trouve en annexe A.1.

A la différence des modèles VAR fréquemment décrits (voir Christiano et al. [1996] et [1999]), la consommation réelle est introduite dans le modèle VAR (voir Christiano et al. [2001] et Fuhrer [2000]). En effet, la règle de Keynes-Ramsey nous indique que la consommation augmente (diminue) selon que la productivité marginale du capital – net de la croissance de la population – est plus (moins) élevée que le taux de préférence pour le présent. Cela est assez intuitif : plus la productivité marginale du capital est élevée par rapport au taux de préférence pour le présent, plus il est intéressant de réduire la consommation présente pour profiter d'une consommation future plus élevée. Le rôle de l'élasticité de substitution apparaît à ce niveau : plus cette élasticité est élevée, plus il est facile de sacrifier de la consommation présente pour profiter de la consommation future et donc, pour un niveau excédentaire du produit marginal (par rapport à la préférence pour le présent), plus le taux de variation de la consommation est fort. La règle de Keynes-Ramsey montre donc qu'un arbitrage s'opère entre consommation et épargne, c'est-à-dire entre consommation et taux d'intérêt¹³. Une modification de la politique monétaire de la Banque Centrale modifie le taux d'intérêt dans l'économie et a donc un impact sur le mécanisme de substitution qui s'opère entre consommation et épargne. La relation entre consommation et taux d'intérêt est donc étudiée au regard d'une modification de la politique monétaire. Ainsi, afin de mettre en adéquation les faits empiriques et la relation théorique entre consommation et taux d'intérêt, la consommation réelle est introduite dans le modèle VAR.

L'indice des prix à la production permet à la banque centrale une meilleure prévision de

¹³L'effet de substitution agit donc négativement sur la consommation et positivement sur l'épargne. La hausse du taux d'intérêt rend l'épargne plus attractive. Elle renchérit la consommation présente par rapport à la consommation future et incite l'agent à accroître son épargne. Un deuxième effet peut apparaître : l'effet revenu. Le sens de cet effet est ambigu. Il dépend de la position débitrice ou créditrice de l'agent. Si l'agent est créancier, la hausse du taux d'intérêt lui permet de réduire son épargne tout en maintenant le niveau de ses revenus financiers. Une hausse de la consommation courante et une baisse de l'épargne en découlent. A l'inverse, si l'agent est débiteur, la hausse du taux d'intérêt rend la charge de la dette plus lourde. Dans ce cas, il réduit sa consommation. Dans ce chapitre, nous ne modélisons que les revenus financiers du ménage et cherchons à comprendre le rôle de l'effet de substitution. L'effet revenu n'est donc pas discuté.

l'évolution future des prix de la production dans l'économie. En effet, celui-ci indique ce que les producteurs domestiques reçoivent pour la vente de leurs produits, permettant donc d'évaluer l'évolution future des prix des produits vendus au sein de l'économie. Les réserves totales et les réserves non empruntées de la banque centrale sont également introduites dans le modèle car la banque centrale tient compte du niveau de ses réserves lorsqu'elle fixe le taux de rémunération de la monnaie auprès des banques. Enfin, la quantité de monnaie est introduite dans le modèle car lorsque la banque centrale modifie le taux d'intérêt, elle modifie par là-même, *ceteris paribus*, ses émissions monétaires afin d'équilibrer le marché de la monnaie. Toutes les variables excepté le taux d'intérêt sont en logarithme.

Nombre de retards

Aucune restriction *a priori* n'est imposée sur la matrice $A(L)$, si ce n'est la sélection de l'ordre de retard q . Le problème de la sélection du retard n'est pas abordé ici bien qu'il puisse dans de nombreux cas expliquer la divergence de certains résultats. Le choix de l'ordre de retard est traditionnellement basé sur la minimisation des critères d'information AIC (voir Akaike [1981]) et BIC (voir Schwartz [1978]). Le critère d'information Akaike (AIC) conduit à sélectionner une représentation VAR d'ordre 3 alors que le critère d'information Schwartz (BIC) conduit à sélectionner une représentation VAR d'ordre 2 pour le vecteur Y_t ¹⁴. Remarquons que quel que soit le schéma d'identification choisi, ces tests conduisent à sélectionner le même nombre de retards dans le modèle VAR. En effet, ces tests sont conduits sur la forme réduite du modèle et donc indépendamment des hypothèses d'identification. Enfin, le test LR montre que l'on a tendance à toujours préférer un modèle avec un nombre de retards supplémentaire¹⁵. Cependant, afin de pouvoir comparer les résultats obtenus avec ceux mis en évidence par Christiano et al. [2001], un VAR d'ordre 4 sera préféré. Enfin, la robustesse des résultats obtenus à la fois pour le modèle VAR et pour les estimations du paramètre de persistance des habitudes est vérifiée. Les résultats ne sont qualitativement pas affectés (voir paragraphe sur la robustesse et annexe A.3).

¹⁴ $Y_t = \{GDP_t, PGDP_t, C_t, PPI_t, FF_t, NBR_t, TR_t, M_t\}$.

¹⁵L'ensemble des résultats concernant ces tests est reporté en annexe A.2.

Hypothèse de récursivité

Comme il a déjà été fait mention, le taux des fonds fédéraux est considéré comme étant l'instrument principal de la politique monétaire. Le choc de politique considéré est un choc sur le taux d'intérêt nominal R . L'hypothèse de récursivité utilisée pour identifier les chocs de politique implique que la Banque Centrale n'observe pas la production, les prix et la consommation de la période courante quand il fixe le taux des fonds fédéraux (R_t). Par ailleurs, cette hypothèse implique que le produit intérieur brut, les prix et la consommation ne réagissent pas au choc de politique monétaire à l'impact. Les données trimestrielles concernant le produit de l'économie, le déflateur du produit, la consommation réelle et l'indice des prix à la production sont connus avec un délai. La banque centrale n'observe donc pas ces agrégats lorsqu'elle fixe l'instrument de la politique monétaire¹⁶. La banque peut alors faire des prévisions concernant ces grandeurs ce qui est équivalent à introduire les valeurs passées de ces variables dans un VAR avec un certain nombre de retards. Enfin, il est supposé que les chocs de politique monétaire sont orthogonaux aux chocs sur les réserves totales de la banque, les réserves non empruntées et l'agrégat monétaire $M1$. Cependant, la Banque Centrale dispose des données concernant l'emploi agrégé, le produit industriel ou d'autres indicateurs de l'activité économique réelle en fréquence mensuelle. Ainsi, il est possible de s'affranchir de ce problème¹⁷. Il semble difficile d'affirmer qu'une hypothèse est plus plausible qu'une autre. La première hypothèse est conservée mais la robustesse du modèle VAR à différents schémas d'identification, en particulier à la consommation, est vérifiée par la suite (voir paragraphe sur la robustesse et annexe A.3).

Résultats du modèle VAR

Le graphique (1.1) représente les fonctions de réponse estimées de toutes les variables du modèle à un choc de politique monétaire négatif, c'est-à-dire à un choc positif sur

¹⁶Bernanke et Blinder [1992], Christiano et Eichenbaum [1992a], Christiano et al. [1996], [1999] et [2001], Gertler et Gilchrist [1994], Eichenbaum et Evans [1995], Strongin [1995], Bernanke et Blinder [1998], et Fuhrer [2000] adoptent cette hypothèse concernant l'hypothèse d'information.

¹⁷Voir par exemple les spécifications de Sims et Zha [1995] et Leeper et al. [1996]

le taux des fonds fédéraux de la banque centrale. La ligne pleine représente les valeurs des différentes fonctions de réponse¹⁸ des variables incluses dans le modèle et les lignes en pointillé à leurs intervalles de confiance à 95% obtenues par simulations de Monte–Carlo.

Suite à un choc de politique monétaire restrictif, le produit intérieur brut diminue et le taux d'intérêt nominal augmente de façon persistante. Ce fait est connu sous le nom d'effet de liquidité. De plus, au comportement persistant du produit, on ajoute le fait que les prix répondent initialement positivement mais très faiblement à un choc monétaire restrictif. Ce fait décrit le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Enfin, les fonctions de réponse instantanées obtenues, à l'aide du modèle VAR, montrent que la consommation décroît de façon persistante. Ces résultats sont similaires à ceux d'autres études et semblent robustes à différents schémas d'identification et ce sur différentes périodes (voir, par exemple, Sims [1992], Leeper et al. [1996] et Christiano et al. [1999] pour la mise en évidence du mécanisme de transmission monétaire et de l'effet de liquidité et, par exemple, Fuhrer [2000] et Christiano et al. [2001] pour le comportement de la consommation).

Robustesse du modèle VAR

Nous vérifions que le modèle VAR utilisé est robuste à une modification du nombre de retards, au schéma d'identification ainsi qu'à une modification du choix des données.

Nombre de retards

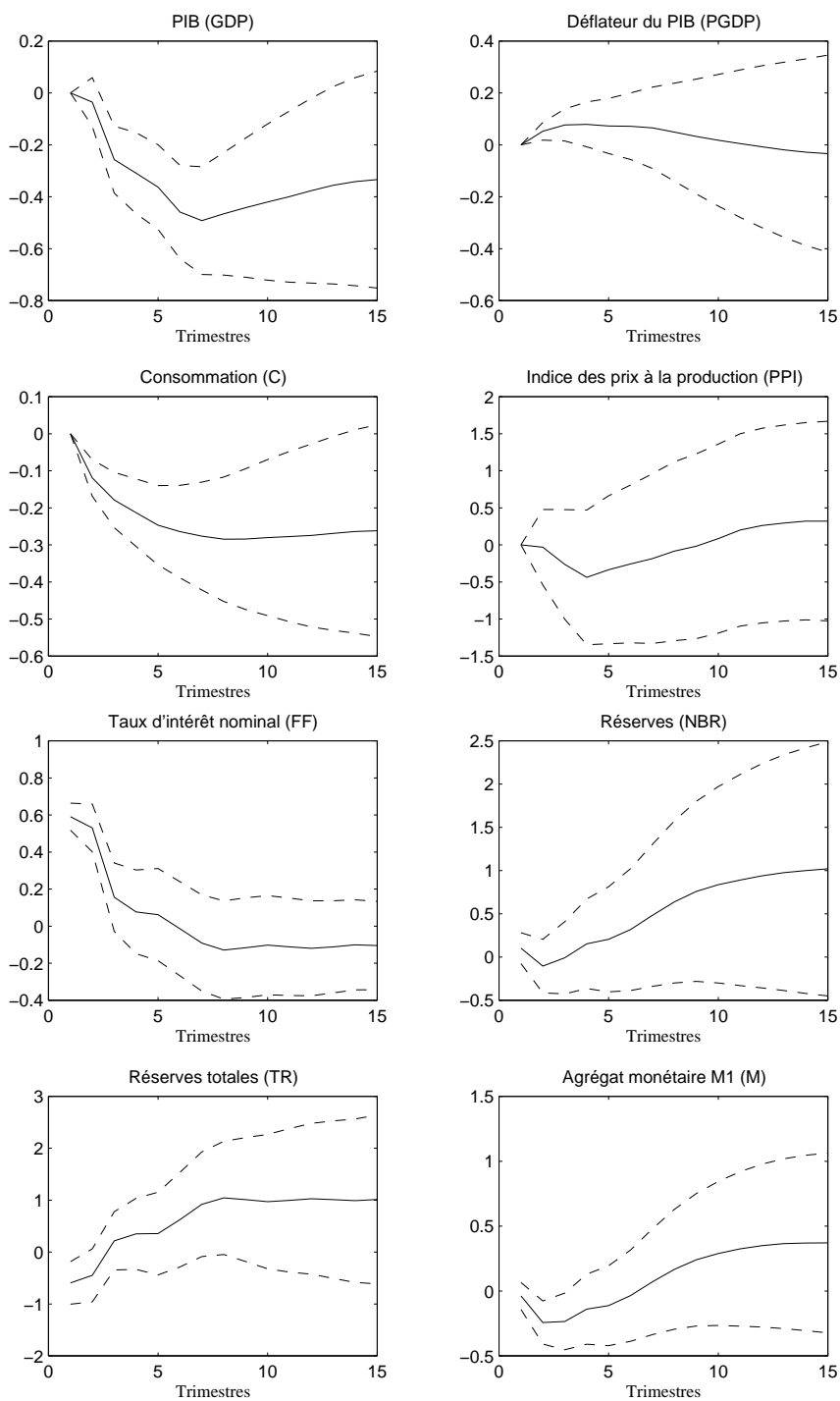
Tout d'abord, la robustesse par rapport au nombre de retards inclus dans le modèle VAR est vérifiée. Nous introduisons successivement trois et cinq retards dans le modèle. Quel que soit le cas considéré, les résultats ne sont pas affectés par ces modifications. Les fonctions de réponse obtenues (voir graphique 1.1 et graphiques 1.6 et 1.7 en annexe A.3) sont similaires à celles du modèle à quatre retards.

Structure du modèle VAR

Par ailleurs, nous examinons la robustesse du modèle à l'emplacement de la consommation dans le schéma d'identification. Il est maintenant supposé que la consommation

¹⁸Les fonctions de réponse sont en pourcentage de déviation.

GRAPH. 1.1 – Réponses à un choc sur le taux d'intérêt de 1%



peut réagir de façon contemporaine à un choc de politique monétaire. Le vecteur Y_t est maintenant $\{GDP_t, PGDP_t, PPI_t, FF_t, C_t, NBR_t, TR_t, M_t\}$. Les résultats obtenus sont similaires quel que soit l'emplacement de la consommation dans le schéma d'identification (voir graphique 1.1 et graphique 1.8 en annexe A.3). Ainsi, comme précédemment, suite à un choc de politique monétaire restrictif, le produit intérieur brut diminue et le taux d'intérêt nominal augmente de façon persistante. De même, comme dans le cas précédent, les fonctions de réponse instantanées obtenues à l'aide de modèle VAR montrent que le niveau des prix répond initialement positivement mais peu tandis que la consommation décroît de façon persistante.

Utilisation de données différentes

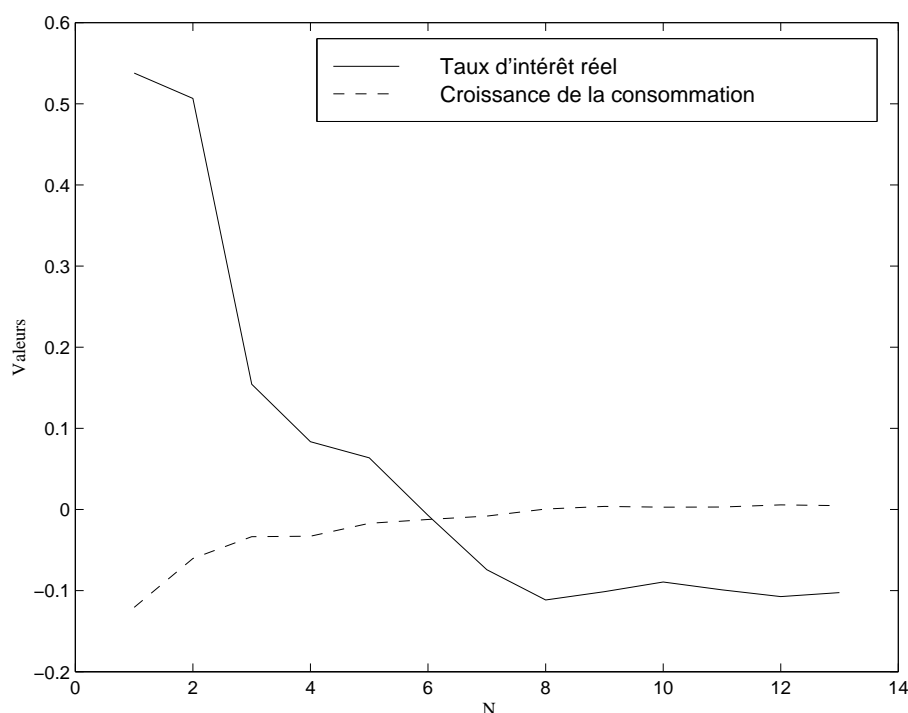
De plus, nous vérifions la robustesse du modèle VAR et des estimations à l'utilisation d'autres données. Tout d'abord, le taux des fonds fédéraux (« Federal Fund Rate » (FF)) qui représente l'indicateur du taux d'intérêt de l'économie, est remplacé par le taux de rémunération des bons du Trésor (« Treasury Bills » (TB)). Le vecteur Y_t associé au modèle VAR devient $\{GDP_t, PGDP_t, PPI_t, TB_t, C_t, NBR_t, TR_t, M_t\}$. Les fonctions de réponse obtenues sont similaires à celles du modèle de référence indiquant que le modèle VAR est robuste à l'utilisation d'une autre définition du taux d'intérêt (voir graphique 1.1 et graphique 1.9 en annexe (A.3)). Dans un second temps, le déflateur du produit (« GDP deflator » (PGDP)) est remplacé par l'indice des prix à la consommation (« Consumer Price Index » (CPI)) en tant qu'indice des prix de l'économie. Le vecteur Y_t associé au modèle VAR devient alors $\{GDP_t, CPI_t, PPI_t, FF_t, C_t, NBR_t, TR_t, M_t\}$. L'indice des prix à la production garde le même statut. Il permet à la banque centrale une meilleure prévision de l'évolution future des prix. Le modèle VAR de référence est robuste à cette modification. En effet, les résultats sont peu sensibles (voir graphique 2.1 et graphique 1.10 en annexe (A.3)).

Les résultats concernant les fonctions de réponse montrent que le modèle VAR de référence est robuste aux différentes modifications que nous venons de considérer.

Taux d'intérêt et croissance de la consommation

Les comportements du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation sont maintenant décrits de façon plus précise. Un choc de politique monétaire restrictif a pour conséquence une diminution de la croissance de la consommation et une augmentation persistante du taux d'intérêt réel (voir graphique (1.2)).

GRAPH. 1.2 – Taux d'intérêt réel et croissance de la consommation



Il est possible d'examiner la relation qui existe entre le taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation. Pour ce faire, nous comparons la corrélation entre ces deux variables sur les données brutes de l'économie américaine avec leur corrélation suite à un choc de politique monétaire. Le calcul est conduit sur l'ensemble de la période 1967–1999 puis sur deux sous-périodes 1967–1981 et 1982–1999. En effet, en 1982, la Banque Centrale américaine annonce le remplacement des agrégats monétaires par le taux d'intérêt dans la conduite de sa politique monétaire .

Le taux de croissance de la consommation et le taux d'intérêt réel sont négativement

corrélés sur la période allant de 1967 à 1999 (voir tableau 1.1). La corrélation conditionnelle à un choc de politique monétaire entre le taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation (entre C_{t-1} et C_t) est de -0.9568 alors que la corrélation non-conditionnelle entre ces deux variables n'est que de -0.3116 . Les corrélations conditionnelle et non-conditionnelle entre le taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation (entre C_t et C_{t+1}) sont plus faibles. Cependant, la corrélation conditionnelle c'est-à-dire suite à une modification de la politique monétaire est beaucoup plus élevée (-0.6072 contre -0.2985 pour la corrélation non-conditionnelle). Lorsque l'on considère des sous-périodes, le même constat émerge sur la période 1967-1981. La corrélation est ainsi beaucoup plus importante suite à un choc de politique monétaire. La corrélation conditionnelle devient même positive sur la période allant de 1982 à 1999.

TAB. 1.1 – Corrélations entre r_t et ΔC_{t+i}

Données utilisées et période	i	$corr(r_t, \Delta C_{t+i})_{NC}$	$corr(r_t, \Delta C_{t+i})_C$
FF et $PGDP$ (1967 – 1999)	0	-0.3116	-0.9568
	1	-0.2985	-0.6072
FF et $PGDP$ (1967 – 1981)	0	-0.2107	-0.8080
	1	-0.1601	-0.3164
FF et $PGDP$ (1982 – 1999)	0	-0.1974	0.1505
	1	-0.1992	0.0411

Note : $r_t = R_t - (E_t P_{t+1} - P_t)$. Les corrélations conditionnelles sont notées $(corr(r_t, \Delta C_{t+i})_C)$.

Les corrélations non-conditionnelles sont notées $(corr(r_t, \Delta C_{t+i})_{NC})$.

Elles sont calculées en supposant que $E_t P_{t+1}$ et $E_t C_{t+1}$ suivent des processus AR .

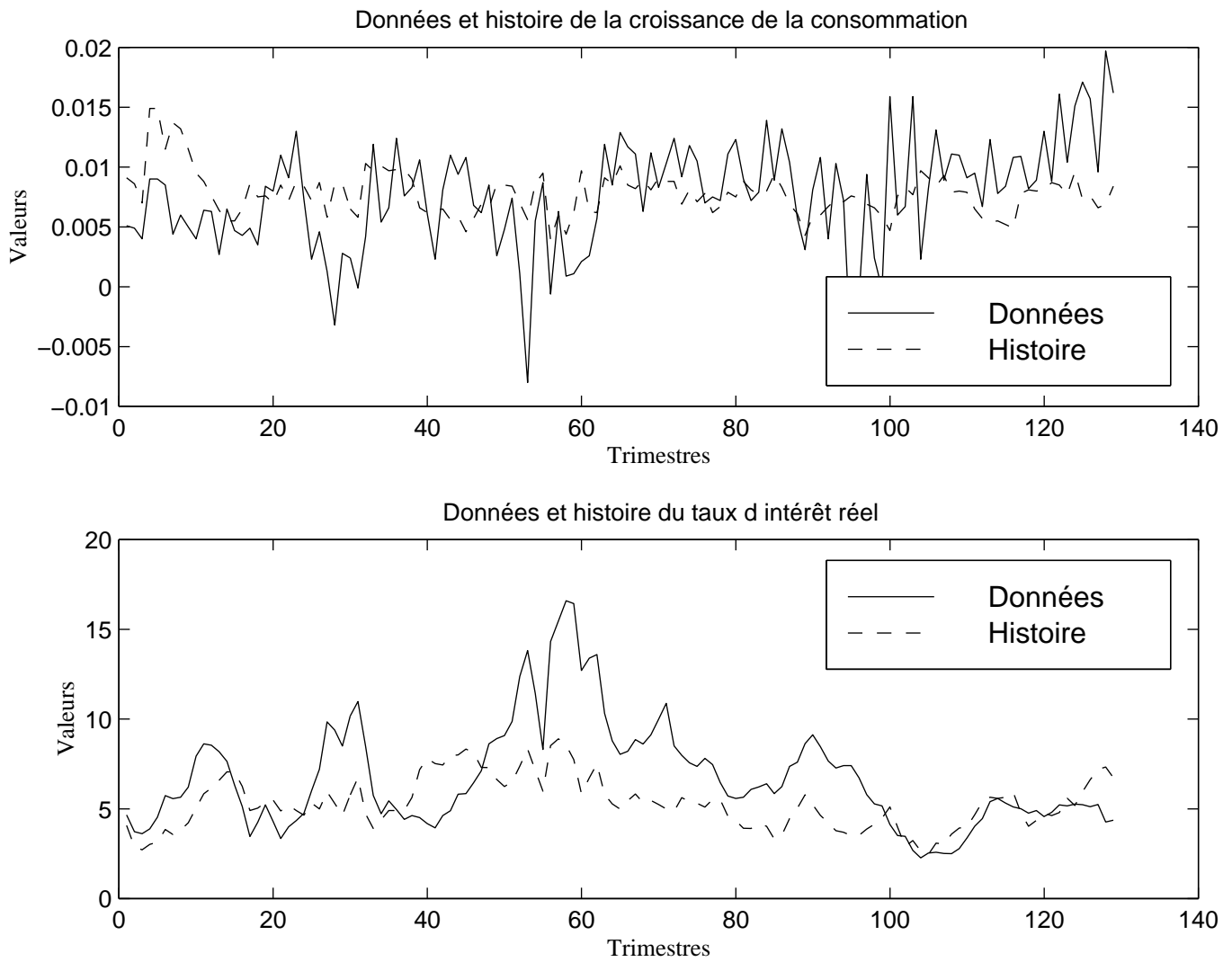
L'ensemble de ces résultats met en évidence, même de façon partielle, l'importance de la relation entre taux d'intérêt réel et croissance de la consommation. La robustesse de ces résultats au regard de l'utilisation de données différentes est vérifiée (voir tableau 1.16 en annexe A.3). Ainsi, nous utilisons le taux de rémunération des bons du Trésor comme indicateur du taux d'intérêt puis l'indice des prix à la consommation comme déflateur du produit et calculons, à nouveau, les corrélations. Enfin, la corrélation conditionnelle

est calculée, en supposant que la consommation réagit à l'impact du choc monétaire dans le schéma d'identification du modèle VAR. L'ensemble de ces résultats supplémentaires confirme les résultats précédemment énoncés. Il existe une corrélation négative entre croissance de la consommation et taux d'intérêt réel qui est plus forte à la suite d'un choc de politique monétaire.

Nous examinons maintenant les évolutions de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel conditionnellement aux seuls chocs monétaires. Nous comparons alors l'évolution de ces histoires aux données concernant ces mêmes variables. Ceci nous permet alors d'observer l'importance du choc monétaire dans l'évolution des variables concernées. Pour ce faire, nous utilisons le processus générateur de données du modèle VAR et les chocs de politique monétaire estimés. Le modèle VAR fournit le processus suivi par les données. Celui-ci est composé d'une partie « systématique » (variables retardées du modèle) et une partie que l'on ne parvient pas à expliquer (chocs). Si l'on suppose une parfaite connaissance des chocs de l'économie sur la période considérée et des données initiales de cette même économie, alors il est possible d'obtenir les données caractérisant l'économie en utilisant le processus générateur des données du modèle VAR. De même, si nous supposons ne connaître que les chocs monétaires de l'économie sur la période considérée et les données initiales, il est possible de reconstituer les histoires conditionnelles à ces chocs monétaires des variables d'intérêt en utilisant le processus générateur des données du modèle VAR. Le modèle VAR nous a permis d'identifier (hypothèses d'identification) et d'estimer les chocs de politique monétaire. Ainsi, en utilisant la démarche décrite, nous pouvons observer dans les données, l'évolution de celles-ci propre aux seuls chocs monétaires.

Le graphique 1.3 montre que l'évolution des données du taux d'intérêt réel, de la croissance de la consommation et de leurs histoires conditionnelles aux chocs monétaires sont similaires. L'évolution des variables est également expliquée par des chocs d'offre et/ou de demande, comme des chocs technologiques et/ou des chocs de politique budgétaire. Cependant, la comparaison de l'évolution des données et de leur histoire conditionnellement aux seuls chocs monétaires montre que les chocs monétaires permettent d'expliquer une partie considérable de l'évolution du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation.

GRAPH. 1.3 – Données et histoire du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation



Afin de déterminer la part expliquée de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel par une modification de la politique monétaire, nous utilisons une décomposition de variance. Les résultats sont reportés dans le tableau 1.2.

TAB. 1.2 – Décomposition de variance

Nombre de périodes après le choc	Croissance de la consommation	Taux d'intérêt réel
1	0.6141	100.0000
2	6.3289	86.3899
4	24.2010	54.8288
8	44.0845	35.1965
20	43.9601	26.8766
40	41.5481	24.1932

Note : Le nombre de périodes correspond à des trimestres

Les résultats obtenus montrent que la part de la variance du taux d'intérêt expliquée par une modification de la politique est importante. Un trimestre après le choc, elle est approximativement égale à 86.4%. Elle décroît au cours du temps mais reste cependant toujours relativement conséquente. En effet, un an et, respectivement, deux ans après le choc elle est encore approximativement de 54.8% et respectivement de 35.2%. Ce résultat montre que le choc monétaire explique une partie substantielle de la variation du taux d'intérêt dans l'économie. La part de la variance de la croissance de la consommation expliquée par une modification de la politique monétaire est plus faible et ce d'autant plus à l'impact du choc. En effet, la part expliquée de variance de la consommation un trimestre après le choc est environ de 0.6%. Cependant, elle augmente de façon considérable. Elle est ainsi de 24.2% et, respectivement, de 44.1%, un an et, respectivement deux ans après le choc. Le choc monétaire explique donc une partie plus faible de la variance de la consommation à l'impact mais celle-ci augmente au cours du temps et n'est ainsi pas négligeable.

Il est maintenant possible de calculer les corrélations entre le taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation lorsque l'on ne considère que l'histoire de ces variables au regard d'une modification de la politique monétaire.

TAB. 1.3 – Corrélations entre r_t et ΔC_{t+i}

Données utilisées et période	i	$corr(r_t, \Delta C_{t+i})$
FF et $PGDP$ (1967 – 1999)	0	-0.5500
$(E_t P_{t+1} = P_{t+1}$ et $E_t C_{t+1} = C_{t+1})$	1	-0.4062
FF et $PGDP$ (1967 – 1999)	0	-0.3694
$(E_t P_{t+1}$ et $E_t C_{t+1}$ suivent des processus AR)	1	-0.4952

La corrélation est calculée en supposant tout d'abord qu'il n'y a aucune incertitude ($E_t P_{t+1} = P_{t+1}$ et $E_t C_{t+1} = C_{t+1}$) puis en supposant que $E_t P_{t+1}$ et $E_t C_{t+1}$ suivent des processus AR . Les résultats obtenus montrent que le taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation sont corrélés négativement. Ceci montre l'importance de la relation entre croissance de la consommation et taux d'intérêt réel et confirme les résultats précédemment obtenus sur les corrélations.

On s'interroge alors sur la causalité qui existe entre ces variables. Pour répondre à cette question le test de Granger est conduit. Nous testons l'hypothèse de causalité d'une variable sur une autre. Le tableau 1.4 reporte, par exemple, le test d'hypothèse nulle consistant à dire que le produit ne cause pas au sens de Granger la croissance de la consommation et le taux d'intérêt réel. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau 1.4. Ils montrent que le taux d'intérêt réel et l'indice des prix à la production permettent d'expliquer le comportement de la croissance de la consommation. En effet, dans ces deux cas, on rejette l'hypothèse nulle au seuil de 1%. Ainsi, l'évolution du taux d'intérêt réel a un impact sur l'évolution de la croissance de la consommation. Par ailleurs, le produit, la croissance de la consommation, l'indice des prix à la production et l'agrégat monétaire permettent d'expliquer le comportement du taux d'intérêt réel. En effet, dans trois de ces cas, on rejette l'hypothèse nulle au seuil de 1%. L'hypothèse nulle est rejetée au seuil de

5% pour le produit. L'évolution de la croissance de la consommation a donc également un impact sur l'évolution du taux d'intérêt réel.

TAB. 1.4 – Tests de causalité (Granger : $X \rightarrow Y$)

Variables	Croissance de la consommation (Probabilité)	Taux d'intérêt réel (Probabilité)
Produit	0.61350	0.01109
Croissance de la consommation	--	0.00643
Indice des prix à la production	0.00628	0.00587
Taux d'intérêt réel	$4.7 \cdot 10^{-6}$	--
Réserves	0.82983	0.59495
Réserves totales	0.85645	0.47578
Agrégat monétaire	0.62716	0.00511

La causalité est double. L'évolution du taux d'intérêt réel modifie l'évolution de la croissance de la consommation. La réciproque est également vraie. L'évolution de la croissance de la consommation modifie l'évolution du taux d'intérêt réel.

Enfin, il est possible de calculer l'autocorrélation de la croissance de la consommation c'est-à-dire la corrélation entre la croissance de la consommation entre t et $t + 1$ et la corrélation entre la croissance de la consommation entre $t + 1$ et $t + 2$. L'autocorrélation est calculée en utilisant les données brutes de l'économie américaine sur la période allant de 1967 à 1999, en utilisant les fonctions de réponse de la consommation et en utilisant l'histoire conditionnelle de la consommation aux seuls chocs monétaires. Enfin, l'autocorrélation calculée sur données brutes et sur l'histoire de la consommation est calculée en considérant que $E_t C_{t+1} = C_{t+1}$ puis que $E_t C_{t+1}$ suit un processus AR . On observe une autocorrélation positive des taux de croissance de la consommation quelles que soient les données considérées (voir tableau 1.5). Par ailleurs, cette autocorrélation augmente lorsque l'on considère les fonctions de réponse de la consommation à un choc de politique

monétaire. Ces résultats mettent en évidence un phénomène de substitution intertemporelle entre consommation présente et consommation future, qui augmente à la suite d'une modification de la politique monétaire. Ce phénomène est au cœur des modèles monétaires. Afin de cerner le problème théorique lié à ce phénomène, nous présentons et discutons un modèle de choix intertemporel dans la section suivante.

TAB. 1.5 – Autocorrélations de la croissance de la consommation

données utilisées	i	$corr(\Delta C_t, \Delta C_{t+i})$
$(E_t C_{t+1} = C_{t+1})$		
données brutes	0	0.42
	1	0.28
fonctions de réponse	0	0.63
	1	0.47
histoires conditionnelles au choc monétaire	0	0.63
	1	0.45
$(E_t C_{t+1} \text{ suit un processus } AR)$		
données brutes	0	0.51
	1	0.39
fonctions de réponse	0	0.23
	1	0.28

1.1.3 Choix intertemporels, consommation et taux d'intérêt

La capacité d'un modèle de choix intertemporel à représenter le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation est maintenant discutée.

L'approche néoclassique, issue de travaux réalisés dans les années cinquante par Milton Friedman et Franco Modigliani, cherche à donner à la théorie de la consommation agrégée des fondements microéconomiques. Le cadre d'analyse choisi consiste alors en un modèle *fishérien* d'allocation intertemporelle des ressources. Dans ce cadre, le choix intertemporel

d'un agent porte à la fois sur ses actions présentes et sur ses actions futures. Le choix intertemporel d'un ménage se traduit donc par un plan de consommation et d'activités (travail) qui couvre toutes les périodes de sa vie. Compte tenu de ses préférences, chaque individu choisit entre consommer aujourd'hui et épargner pour consommer plus tard en comparant les conséquences de chacun de ces deux choix sur son bien-être (son utilité). L'analyse néoclassique repose sur l'analyse microéconomique des choix individuels. Les choix de consommation y sont analysés dans une perspective intertemporelle et la consommation courante est une fonction du taux d'intérêt et de la richesse, laquelle incorpore le stock d'actifs et les flux de revenus actuels et futurs. Un résultat important de cette analyse tient aux déterminants de la consommation qui ne résulte plus, comme dans la théorie keynésienne de la consommation, du revenu courant mais de la richesse et du taux d'intérêt. Dans ce cas, les variations de revenu n'affectent la consommation que par l'intermédiaire de la modification du niveau de la richesse qu'elles engendrent. Un supplément de revenu est alors consommé progressivement. Ainsi, l'épargne permet de transférer intertemporellement des ressources lorsque le profil des revenus est irrégulier. Par la suite, Hall [1978] introduit l'hypothèse d'anticipations rationnelles dans le modèle de revenu permanent. La consommation dépend alors des anticipations de revenus. Dès qu'une information nouvelle est portée à la connaissance des agents, ils l'intègrent et révisent leurs anticipations en conséquence. La modélisation des comportements de consommation nécessite une modélisation des revenus. Les anticipations étant rationnelles, les agents prennent en compte le caractère aléatoire qui affecte leurs revenus et adaptent en conséquence leur comportement. Dans ce contexte, Hall [1978] montre qu'une hausse non-anticipée du revenu est consommée de façon progressive.

Critiques du modèle de Hall [1978] L'estimation du modèle de Hall a fait l'objet d'une abondante littérature. Dans l'ensemble, les études économétriques rejettent l'hypothèse de revenu permanent avec anticipations rationnelles. En particulier, ce modèle n'explique pas *l'excès de lissage* de la consommation. Ce modèle implique une relation entre la variance de la variation de la consommation et la variance des hausses non anticipées de revenu. Ayant estimé le processus suivi par le revenu, il est alors possible de calculer la variance théorique de la variation de la consommation et de la comparer à sa

valeur empirique. Les études économétriques montrent que la variance empirique de la variation de la consommation est sensiblement plus faible que celle prédite par le modèle. Il y a, en d'autres termes, un *excès de lissage* de la consommation que n'explique pas le modèle de Hall. Ce fait a été mis en évidence par Campbell et Deaton [1989] et Deaton [1992] sur données américaines et par Bloch et Maurel [1991] sur données françaises. D'autres études empiriques remettent en cause les résultats du modèle de revenu permanent, lequel n'explique pas *l'excès de sensibilité* de la consommation (voir Flavin [1981]). Une des implications du modèle est qu'une hausse anticipée du revenu entraîne une augmentation de la consommation inférieure à celle qu'induit une hausse équivalente mais non anticipée du revenu. En effet, ce modèle implique une relation entre variation de la consommation et revenu passé c'est-à-dire revenu anticipé. Les estimations du coefficient portant sur le revenu passé montrent alors une trop forte sensibilité de la consommation au revenu passé et donc anticipé par rapport aux implications du modèle théorique.

Nous étudions, de façon plus précise, la capacité d'une économie d'échange dans laquelle les ménages font des choix intertemporels en termes de consommation à reproduire le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation. Le cadre d'analyse est un modèle de maximisation intertemporelle où les agents ont pour objectif la maximisation de leur utilité intertemporelle anticipée. Dans un cas simple, nous considérons que les revenus du ménage proviennent de la détention d'actifs qui peuvent servir de support à l'épargne. Ces actifs sont rémunérés à un taux d'intérêt qui est connu par les ménages lorsqu'ils prennent leurs décisions d'épargne. L'économie est constituée d'un continuum d'agents identiques à durée de vie infinie. On suppose qu'il existe un ménage représentatif dans cette économie qui a des préférences de consommation représentées par la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(C_t)] \quad (1.1)$$

Le terme E_t représente l'opérateur mathématique d'espérance conditionnelle à l'ensemble d'information à la date t . L'expression $u(C_t)$ représente l'utilité de l'agent à la date t lorsque son niveau de consommation est C_t . La fonction $u(\cdot)$ est croissante et concave. Elle vérifie les conditions d'Inada, soit $\lim_{C \rightarrow 0} u'(C) = +\infty$ et $\lim_{C \rightarrow \infty} u'(C) = 0$. L'utilité totale de

l'agent est alors donnée par la somme actualisée (en $t = 0$) des utilités instantanées sur tout l'horizon de vie. Le paramètre $\beta \in (0, 1)$ représente le facteur d'actualisation $\beta = 1/(1+\rho)$. Le paramètre ρ représente le taux de préférence pour le présent. On suppose que $\rho > 0$ (et donc $\beta < 1$), ce qui signifie que l'agent attribue un poids plus élevé à la consommation présente qu'à la consommation future.

Le ménage fait face à une contrainte budgétaire qui prend la forme suivante :

$$\frac{B_{t+1}}{P_t} + C_t \leq R_{t-1} \frac{B_t}{P_t} \quad (1.2)$$

L'actif financier est représenté par la variable B . Celui-ci est rémunéré au taux d'intérêt nominal R . On supposera, à des fins de simplicité, qu'il existe un unique actif financier rémunéré à un taux certain. L'agent utilise alors l'ensemble des revenus provenant de la détention d'actifs pour consommer et acquérir des titres à la période suivante. Nous considérons ici que le taux d'intérêt réel est connu lorsque les actifs sont achetés par le ménage. Ce dernier a donc fait ses choix d'allocation de portefeuille lorsque les chocs sont connus. Cette hypothèse permet de comparer les prédictions du modèle théorique avec les prédictions du modèle VAR. En effet, dans ce cas, le processus séquentiel du modèle théorique est compatible avec le schéma d'identification imposé pour identifier les chocs dans le modèle VAR.

La solution du problème d'optimisation du ménage est obtenue à partir de la résolution de l'équation de Bellman suivante :

$$V(B_t) = \max_{C_t} \{u(C_t) + \beta E_t [V(B_{t+1})]\} \quad (1.3)$$

Les conditions d'optimalité suivantes sont alors calculées :

$$u'(C_t) - \beta P_t E_t [V'(B_{t+1})] = 0 \quad (1.4)$$

$$V'(B_t) = \frac{R_{t-1}}{P_t} u'(C_t) \quad (1.5)$$

La résolution du problème d'optimisation du ménage conduit à l'équation d'Euler qui régit l'évolution dynamique de la consommation. Celle-ci s'écrit :

$$E_t \left[\frac{u'(C_t)}{u'(C_{t+1})} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (1.6)$$

Cette condition (1.6) établit donc une relation entre le taux d'intérêt réel (c'est-à-dire le taux d'intérêt nominal en tenant compte des prix, $R_t(P_t/P_{t+1})$) et le taux marginal de substitution intertemporelle, c'est-à-dire l'importance relative apportée par l'individu entre consommer aujourd'hui et consommer la période suivante. Le numérateur du terme de gauche représente l'utilité marginale d'une unité de consommation supplémentaire à la date t . Elle fait intervenir l'augmentation en t de l'utilité qu'induit la consommation à cette période d'une unité de bien en plus. Le dénominateur représente l'utilité marginale d'une unité de consommation au cours de la période $t + 1$. L'élasticité de substitution est maintenant calculée. En effet, celle-ci permet de mieux comprendre comment le ménage arbitre entre consommation présente et future au regard d'une modification du taux d'intérêt.

Elasticité de substitution intertemporelle

L'élasticité de substitution intertemporelle entre consommation présente et consommation future se définit de la manière suivante :

$$\epsilon = \frac{d \ln(C_t/C_{t+1})}{d \ln(TMS_{C_t, C_{t+1}})} \quad (1.7)$$

Le taux marginal de substitution est donné par la relation :

$$TMS_{C_t, C_{t+1}} = \frac{\beta^{t+1} u'(C_{t+1})}{\beta^t u'(C_t)} \quad (1.8)$$

L'élasticité entre C_t et C_{t+1} mesure comment le rapport des consommations C_t/C_{t+1} réagit à une variation du taux marginal de substitution. Dans le cas d'une fonction d'utilité logarithmique, on obtient l'expression du taux marginal de substitution $TMS_{C_t, C_{t+1}} = \beta(C_t/C_{t+1})$. On en déduit que $\epsilon = 1$. L'élasticité de substitution est donc constante et égale à l'unité¹⁹. La condition d'arbitrage (1.6) établit donc une relation entre le taux d'intérêt

¹⁹Dans le cas d'une fonction d'utilité iso-élastique ou couramment qualifiée de fonction d'utilité à aversion relative pour le risque constante (*constant relative risk aversion* ou CRRA), on obtient l'expression du taux marginal de substitution $TMS_{C_t, C_{t+1}} = \beta \sigma (C_t/C_{t+1})$. On en déduit que $\epsilon = 1/\sigma$ avec σ , le paramètre décrivant le paramètre d'aversion au risque. L'élasticité de substitution est donc constante.

réel et le taux marginal de substitution intertemporelle, c'est-à-dire l'importance relative apportée par l'individu entre consommer aujourd'hui et consommer la période suivante. Dans ce cas standard, l'effet de substitution agit négativement sur la consommation et positivement sur l'épargne. La hausse du taux d'intérêt rend l'épargne plus attractive. Elle renchérit la consommation présente par rapport à la consommation future et incite l'agent à accroître son épargne. Ce phénomène traduit le mécanisme de substitution intertemporelle qui régit le comportement de consommation des ménages dans ce modèle. On comprend alors l'importance de ce mécanisme dans l'explication du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'un choc de politique monétaire. En effet, une modification de la politique monétaire influence le niveau du taux d'intérêt dans l'économie et a donc un impact sur l'épargne. Le mécanisme de substitution intertemporelle décrit est ainsi au cœur du comportement des ménages et joue donc un rôle clé dans l'explication du co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire.

Co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation

Nous examinons maintenant la capacité de ce modèle théorique à reproduire le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire prédit par le modèle VAR. Tout d'abord, il est nécessaire de spécifier les préférences. Avec une fonction d'utilité logarithmique, l'équation d'Euler (1.6) se réduit à :

$$\frac{1}{C_t} = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{1}{C_{t+1}} \quad (1.9)$$

Cette équation d'Euler illustre que le taux d'intérêt réel (c'est-à-dire le taux d'intérêt nominal en tenant compte des prix $R_t(P_t/P_{t+1}) = R_t/(1 + E_t\pi_{t+1})$ avec $\pi_{t+1} = P_{t+1}/P_t$, le niveau d'inflation) est corrélé au niveau de consommation présent et anticipé de la consommation.

Afin de pouvoir comparer les prédictions de ce modèle théorique avec le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation prédit par le modèle VAR, la condition d'arbitrage définissant l'allocation intertemporelle de consommation du ménage

est log-linéarisée. Celle-ci est alors donnée par :

$$r_t = E_t \Delta C_{t+1} \quad (1.10)$$

où r_t est le taux d'intérêt réel²⁰, ΔC_{t+1} correspond à la croissance de la consommation entre t et $t+1$ ²¹. Cette condition d'arbitrage montre clairement qu'un taux d'intérêt élevé est associé à un taux de croissance anticipé élevé de la consommation. Ceci correspond au mécanisme de substitution intertemporelle standard utilisé par le ménage pour arbitrer entre consommation et épargne dans ce type de modèle. Un taux d'intérêt élevé crée une incitation à augmenter son niveau d'épargne au cours de la période, c'est-à-dire à reporter sa consommation à la période suivante. On retrouve ici le mécanisme de substitution intertemporelle déjà évoqué²². Ce modèle n'est donc pas en mesure de représenter qualitativement le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire. En d'autres termes, afin de représenter le co-mouvement de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel, il est pertinent d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle.

1.2 Le modèle

L'incapacité d'un modèle simple de choix intertemporels à représenter le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'un choc de politique monétaire résulte donc du mécanisme de substitution intertemporelle au cœur de ce modèle. L'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages est maintenant considérée. Il est ainsi supposé que toute augmentation de consommation du ménage crée un phénomène d'habitudes. Ce phénomène incite alors le ménage à toujours conserver, au moins, le même niveau de consommation. Cette hypothèse

²⁰La relation entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'intérêt réel est donnée par $r_t = R_t / (1 + E_t \pi_{t+1})$ avec $\pi_{t+1} = P_{t+1} / P_t$. Après log-linéarisation, le taux d'intérêt réel est donc $r_t = R_t - E_t \pi_{t+1}$.

²¹La croissance de la consommation entre t et $t+1$, est donnée par $\Delta C_{t+1} = C_{t+1} / C_t$. Après log-linéarisation, la croissance de la consommation est donc $\Delta C_{t+1} = C_{t+1} - C_t$.

²²A partir de l'équation (1.10), on voit immédiatement que l'élasticité de substitution $\epsilon = d \ln(\Delta C_{t+1}) / d \ln(r_t)$ est égale à l'unité.

devrait donc, en affaiblissant le mécanisme de substitution intertemporelle, s'avérer pertinente pour expliquer le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation au regard d'un choc de politique monétaire.

1.2.1 Spécification de l'hypothèse de persistance des habitudes

Cette hypothèse peut être appréhendée de trois façons différentes : *(i)* la vitesse avec laquelle les habitudes réagissent à la consommation, *(ii)* les habitudes peuvent être internalisées ou ne pas l'être par le ménage et *(iii)* la forme fonctionnelle des habitudes. Concernant le point *(i)*, les habitudes dépendent d'un retard sur la consommation (voir Abel [1990], [1999], Dunn et Singleton [1986] et Constantidines et Ferson [1991]) ou ne réagissent que de façon graduelle aux modifications de niveaux de consommation (voir Constantidines [1990], Sundaresan [1989], Campbell et Cochrane [1999] et Heaton [1995]). Le point *(ii)* suppose que les habitudes peuvent être internes (voir Constantidines [1990], Constantidines et Ferson [1991] et Sundaresan [1989]) ou externes au ménage (voir Abel [1990], Campbell et Cochrane [1999]). Dans ce dernier cas, le ménage a des habitudes dans son comportement de consommation dont il ne tient pas compte lorsque qu'il décide de ses plans de consommation. Enfin, le point *(iii)* suppose que la persistance des habitudes peut être modélisée en ratio (voir Abel [1990], [1999]) ou en différence (Campbell et Cochrane [1999], Constantidines [1990], Constantidines et Ferson [1991] et Sundaresan [1989]).

Dans ce chapitre, nous utilisons la spécification la plus simple et la plus communément utilisée : la persistance des habitudes de consommation est considérée interne dans le comportement des ménages, en différence avec un retard dans la consommation. Les résultats des estimations peuvent ainsi être comparés à ceux obtenus par Constantidines et Ferson [1991] et Braun et al. [1993]. Notons, par ailleurs, que cette hypothèse permet de s'affranchir des problèmes de colinéarité liés au fait que les taux de croissance de la consommation sont corrélés. De plus, il est montré qu'il est difficile d'estimer de façon précise une spécification des habitudes de consommation incluant un nombre de retards supérieur (voir Constantidines et Ferson [1991]). L'estimation est cependant conduite en considérant un nombre de retards supérieur en section 3.2. Enfin, à des fins de simplicité, une fonction d'utilité en logarithme est utilisée.

L'hypothèse de persistance dans les habitudes de comportement de consommation des ménages est introduite dans une économie d'échange ou de dotations. Le cadre d'analyse est un modèle de maximisation intertemporelle où les agents ont pour objectif la maximisation de leur utilité intertemporelle anticipée. L'économie est constituée d'un continuum d'agents identiques à durée de vie infinie. On suppose qu'il existe un ménage représentatif dans cette économie qui a des préférences de consommation représentées par la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s [u(C_{t+s} - \theta C_{t+s-1})] \text{ avec } \theta \in [0, 1[\quad (1.11)$$

Le paramètre $\beta \in (0, 1)$ représente le facteur d'actualisation $\beta = 1/(1 + \rho)$. Le paramètre ρ représente le taux de préférence pour le présent. On suppose que $\rho > 0$ (et donc $\beta < 1$), ce qui signifie que l'agent attribue un poids plus élevé à la consommation présente qu'à la consommation future. L'hypothèse de persistance des habitudes est introduite en considérant que les préférences du ménage ne sont pas additivement séparables. L'utilité instantanée dépend positivement de la consommation courante et négativement de la consommation passée. Ainsi, plus la consommation passée est élevée et plus l'agent doit consommer aujourd'hui pour maintenir le niveau de son utilité courante. Le paramètre θ représente le poids des habitudes de consommation. Ce paramètre varie entre $[0, 1[$ traduisant un phénomène de persistance des habitudes de consommation²³. La consommation passée réduit d'autant plus l'utilité courante que ce paramètre est élevé. Cette non-séparabilité temporelle modifie la condition standard d'arbitrage entre consommation présente et future.

Le ménage fait face à une contrainte budgétaire qui prend la forme suivante :

$$\frac{B_{t+1}}{P_t} + C_t \leq R_{t-1} \frac{B_t}{P_t} \quad (1.12)$$

L'actif financier est représenté par la variable B . Celui-ci est rémunéré au taux d'intérêt nominal R . On supposera, à des fins de simplicité, qu'il existe un unique actif financier.

²³Lorsque ce paramètre varie entre $[-1, 0[$, on suppose que les habitudes de consommation sont durables. Dans ce cas, l'utilité instantanée dépend positivement de la consommation passée. Plus la consommation passée de l'agent est élevée, moins il doit consommer aujourd'hui pour maintenir son utilité courante.

L'agent utilise alors l'ensemble des revenus provenant de la détention d'actifs pour consommer et acquérir des titres à la période suivante. Nous considérons ici que le taux d'intérêt est connu lorsque les actifs sont achetés par le ménage. Ce dernier a donc fait ses choix d'allocation de portefeuille lorsque les chocs sont connus. Ainsi, le processus séquentiel est compatible avec le schéma d'identification imposé pour identifier les chocs dans le modèle VAR.

La solution du problème d'optimisation du ménage est obtenue à partir de la résolution de l'équation de Bellman suivante²⁴ :

$$V(B_t) = \max_{C_t} \{u(C_t^*) + \beta E_t [V(B_{t+1})]\} \text{ avec } C_t^* = C_t - \theta C_{t-1} \quad (1.13)$$

Les conditions d'optimalité suivantes sont alors calculées :

$$u'(C_t^*) - \beta P_t E_t [V'(B_{t+1})] = 0 \quad (1.14)$$

$$V'(B_t) = \frac{R_{t-1}}{P_t} u'(C_t^*) \quad (1.15)$$

La résolution du problème d'optimisation du ménage conduit à l'équation d'Euler qui régit l'évolution dynamique de la consommation. Celle-ci est donnée par :

$$E_t \left[\frac{u'(C_t - \theta C_{t-1}) - \theta \beta u'(C_{t+1} - \theta C_t)}{\beta u'(C_{t+1} - \theta C_t) - \theta \beta^2 u'(C_{t+2} - \theta C_{t+1})} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (1.16)$$

Le numérateur du terme de gauche représente l'utilité marginale d'une unité de consommation supplémentaire à la date t . Elle fait intervenir l'augmentation en t de l'utilité qu'induit la consommation à cette période d'une unité de bien en plus et la réduction d'utilité qu'elle implique à la période suivante. Le dénominateur représente l'utilité marginale d'une unité de consommation au cours de la période $t + 1$. Par opposition au cas où il n'y a pas d'effet d'habitude, l'agent tient compte dans son arbitrage intertemporel de la dépréciation

²⁴L'équation d'Euler intertemporelle associée à la fonction d'utilité (1.11) peut également être obtenue en utilisant un argument de perturbation. Dans ce cas, on considère que les dépenses de consommation du ménage à la période t se réduisent de C_t à $C_t - \zeta$, avec $\zeta \ll 1$. L'investissement de ζ dans un actif sans risque dont le rendement nominal est R_t conduit à une augmentation des dépenses de consommation du ménage à la période $t+1$ de C_{t+1} à $C_{t+1} + \zeta R_t$. L'optimalité des plans de consommation et d'investissement du ménage nécessite alors que l'anticipation en t des flux de consommation dans l'utilité du ménage soit maximale lorsque $\zeta = 0$ (voir Constantidines et Ferson [1991]).

de l'utilité qu'entraîne dans le futur une augmentation de sa consommation présente. Lorsque les préférences sont non-séparables, une consommation présente élevée réduit l'utilité future. La présence d'habitudes conduit l'agent à préférer un profil de consommation croissant qui ne devient lisse qu'asymptotiquement. En effet, l'augmentation du niveau de consommation est nécessaire pour compenser l'effet négatif des habitudes de consommation sur l'utilité. Le choix par l'agent d'un profil croissant de consommation lui permet de minimiser le coût, en termes d'utilité, des habitudes de consommation passées. Ce phénomène est d'autant plus marqué que le poids des habitudes de consommation est élevé.

Un exemple intuitif : les habitudes externes Dans le cas où l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation est supposé ne pas être internalisé par les ménages lorsqu'il prend ses décisions de consommation, il est possible de comprendre intuitivement les mécanismes à l'œuvre. L'équation d'Euler s'écrit dans ce cas²⁵ sous la forme suivante :

$$E_t \left[\frac{1}{C_t - \theta C_{t-1}} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \left[\frac{1}{C_{t+1} - \theta C_t} \right] \quad (1.17)$$

L'équation d'Euler est log-linéarisée afin de pouvoir comparer les prédictions du modèle théorique avec le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation prédit par le modèle VAR. Elle se réécrit alors sous la forme suivante :

$$(1 - \theta)r_t = E_t \Delta c_{t+1} - \theta \Delta c_t \quad (1.18)$$

où les lettres en minuscules correspondent aux déviations relatives du taux de croissance des variables à leur état stationnaire. On comprend alors immédiatement l'impact de l'hypothèse de persistance des habitudes. La partie droite de l'équation ($E_t \Delta c_{t+1} - \theta \Delta c_t$) montre que cette hypothèse affaiblit le mécanisme de substitution intertemporelle. Supposons que le ménage anticipe que son niveau de consommation sera plus élevé à la période suivante. Dans ce cas, il tient compte de cette consommation plus élevée demain dans sa décision de consommation aujourd'hui. L'irréversibilité dans son comportement due

²⁵La fonction d'utilité est logarithmique.

au phénomène de formation des habitudes l'incite alors à avoir une consommation courante plus élevée, affaiblissant ainsi le mécanisme de substitution intertemporelle. Ainsi, la consommation courante étant élevée, le taux d'intérêt réel va diminuer (partie gauche de l'équation d'Euler (1.18)). Cet exemple simple montre donc que l'hypothèse de persistance des habitudes peut qualitativement permettre d'avoir simultanément une augmentation persistante du taux d'intérêt réel et une diminution persistante de la croissance de la consommation.

1.2.2 Effet des habitudes et co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation

Nous examinons maintenant la capacité théorique du modèle à reproduire le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation. Pour ce faire, il est nécessaire de spécifier les préférences. Enfin, afin de comparer les prédictions du modèle théorique avec celles du modèle VAR, l'équation d'Euler (1.6) est log-linéarisée.

Avec une fonction d'utilité logarithmique, l'équation d'Euler prend la forme suivante :

$$E_t \left[\frac{1}{C_t - \theta C_{t-1}} - \frac{\beta\theta}{C_{t+1} - \theta C_t} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \left[\frac{1}{C_{t+1} - \theta C_t} - \frac{\beta\theta}{C_{t+2} - \theta C_{t+1}} \right] \quad (1.19)$$

Cette équation d'Euler illustre que, dans le cas où les ménages ont des habitudes de consommation, le taux d'intérêt réel (le taux d'intérêt nominal en tenant compte des prix) est corrélé au niveau passé, présent et anticipé de la consommation. Plus le paramètre d'habitude θ est élevé, plus les décisions de consommation présente dépendent des niveaux de consommation passée, affaiblissant alors le mécanisme de substitution intertemporelle. Par ailleurs, la persistance des habitudes de consommation étant un phénomène internalisé par le ménage, ce dernier ne considère pas seulement son niveau de consommation passée pour déterminer son niveau de consommation présente mais également l'impact de sa décision sur son niveau d'utilité future. Ainsi, lorsque cette hypothèse est considérée, un taux d'intérêt élevé peut être associé à un niveau de consommation courant élevé relativement au niveau de consommation future (faible croissance de la consommation courante relativement à la croissance future).

Afin de pouvoir comparer les prédictions du modèle théorique avec le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation prédit par le modèle VAR, l'équation d'Euler est log-linéarisée :

$$\alpha(\theta)r_t = E_t [\alpha_1(\theta)\Delta c_{t+2} + \alpha_2(\theta)\Delta c_{t+1} + \alpha_3(\theta)\Delta c_t] \quad (1.20)$$

où

$$\begin{aligned} \alpha(\theta) &= (1 - \beta\theta)(1 - \theta) \\ \alpha_1(\theta) &= -\beta\theta \\ \alpha_2(\theta) &= \beta\theta^2 + 1 \\ \alpha_3(\theta) &= -\theta \end{aligned}$$

et où les lettres en minuscules correspondent aux déviations relatives du taux de croissance des variables à leur état stationnaire.

1.2.3 Effet des habitudes sur l'élasticité de substitution intertemporelle

Nous pouvons calculer l'élasticité de substitution intertemporelle ϵ directement à partir de l'équation d'Euler (équation 1.20) :

$$\epsilon = \frac{d \ln(\Delta C_{t+1})}{d \ln(r_t)} = \frac{\alpha(\theta)}{\alpha_2(\theta)} \quad (1.21)$$

L'élasticité de substitution intertemporelle est donc donnée par $(1 - \theta)(1 - \beta\theta)/(1 + \beta\theta^2)$. Ainsi, toute augmentation de la persistance des habitudes dans le comportement de consommation du ménage réduit les motifs de substitution intertemporelle. Il est également possible d'obtenir ce résultat en calculant le paramètre de courbure de la fonction d'utilité au regard de l'indice de consommation c^* , à l'état stationnaire de l'économie. Ce paramètre est donné par $\sigma_c^* = -u''(c^*)c^*/u'(c^*) \geq 0$. La formation des habitudes rompt le lien direct qui existe entre le paramètre de courbure de la fonction d'utilité et l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation. A l'état stationnaire, l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation est donné par $\sigma_c = -u''(c)c/u'(c)$. Dans le modèle, la valeur, à l'état stationnaire, de σ_c se réduit à $\sigma_c^*(1 + \beta\theta^2)/(1 - \theta)(1 - \beta\theta)$. Lorsque la fonction d'utilité est logarithmique, le paramètre σ_c^* est égal à l'unité.

Ce modèle simple fournit une condition d'équilibre résumant le comportement joint de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel autour d'un sentier de croissance. De façon plus spécifique, la seule source d'incertitude considérée correspond à un choc non anticipé de politique monétaire. Assumant ici que l'équation d'Euler (équation 1.20) doit être vraie pour toute déviation des variables de leurs valeurs d'équilibre, on suppose alors que cette condition est également vraie pour une déviation de leur équilibre après un choc de politique monétaire. Les restrictions imposées par l'équation d'Euler (1.20) sur les données peuvent être testées à l'aide de la méthodologie décrite dans la section suivante.

1.3 Méthodologie économétrique

Dans cette section, nous décrivons la méthodologie utilisée pour tester la capacité du modèle structurel théorique proposé à reproduire le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation. La méthode d'estimation et de test utilisée comporte trois étapes. Dans la première étape, nous mettons en adéquation les estimations fournies par le modèle VAR (les fonctions de réponse de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel) et l'équation d'Euler. Un ensemble de restrictions identifiantes est alors obtenu. Dans la seconde étape, nous estimons la valeur du paramètre de persistance des habitudes θ en appliquant la méthode des moments sur les restrictions précédemment obtenues. La méthode consiste à minimiser l'écart entre les implications du modèle théorique proposé et les données (fonctions de réponse du modèle VAR). Enfin, dans une dernière étape, nous conduisons des tests de significativité du paramètre de persistance des habitudes et des tests de sur-identification afin de tester la validité du modèle.

L'algorithme

[Étape 1 :] Dans un premier temps, nous estimons le processus Y_t à l'aide d'un modèle VAR. On peut alors écrire la décomposition du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation²⁶ :

²⁶Initialement, les variables correspondant au taux d'intérêt nominal i_t , au prix P_t et à la consommation c_t sont incluses dans le modèle VAR. Les fonctions de réponse du taux d'intérêt réel et de la croissance de la

$$r_t = \sum_{i=0}^{\infty} h_i^r \epsilon_{t-i}$$

$$\Delta c_t = \sum_{i=0}^{\infty} h_i^c \epsilon_{t-i}$$

où les paramètres $\{h_i\}_{i=0,\dots,\infty}$ correspondent aux fonctions de réponse à un choc sur ϵ_t où i est l'horizon après le choc. A partir des estimations des paramètres \hat{A} du modèle, nous générons $I=500$ processus, notés $\{Y_t(i)\}_{i=1}^I$. Le modèle VAR est alors, à nouveau, estimé sur chacun des processus simulés. Un ensemble de nouveaux paramètres estimés $\{\hat{A}(i)\}_{i=1}^I$ est donc obtenu. Celui-ci permet de déterminer les paramètres auxiliaires simulés c'est-à-dire les fonctions de réponse notées $\{\hat{h}_T(i)\}_{i=1}^I$ où T est la taille de l'ensemble des données du modèle VAR.

Les fonctions de réponse obtenues à partir du modèle VAR sont utilisées pour tester la validité de la forme structurelle du modèle théorique c'est-à-dire l'équation d'Euler. La version log-linéaire de l'équation d'Euler s'écrit :

$$\alpha(\theta)r_t - \alpha_1(\theta)E_t\Delta c_{t+2} - \alpha_2(\theta)E_t\Delta c_{t+1} - \alpha_3(\theta)\Delta c_t = 0 \quad (1.22)$$

La croissance de la consommation et le taux d'intérêt réel apparaissent dans cette équation. C'est pourquoi nous utilisons les fonctions de réponse estimées provenant du modèle VAR qui leur correspondent. Les anticipations étant considérées conditionnelles au seul choc monétaire, les fonctions de réponse de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel obtenues à partir du modèle VAR sont :

$$E_t r_{t+n} - E_{t-1} r_{t+n} = h_n^r \epsilon_t^n \quad (1.23)$$

$$E_t \Delta c_{t+n} - E_{t-1} \Delta c_{t+n} = h_n^c \epsilon_t^n \quad (1.24)$$

Le vecteur h correspond ainsi à un vecteur contenant les déviations des variables r et Δc .

consommation sont respectivement obtenues à partir des fonctions de réponse du taux d'intérêt nominal, des prix et de la consommation *i.e.*

$$r_t = i_t - E_t[P_{t+1} - P_t] = \sum_{i=0}^{\infty} h_i^i \epsilon_{t-i} - \sum_{i=1}^{\infty} h_i^P \epsilon_{t-i+1} + \sum_{i=0}^{\infty} h_i^P \epsilon_{t-i}$$

$$\Delta c_t = c_t - c_{t-1} = \sum_{i=1}^{\infty} h_i^c \epsilon_{t-i+1} - \sum_{i=0}^{\infty} h_i^c \epsilon_{t-i}$$

Afin de mettre en adéquation l'équation d'Euler et les fonctions de réponse du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation, l'équation d'Euler est réécrite. Nous prenons les anticipations basées sur l'ensemble d'information disponible à la période $t - 1$. On obtient alors :

$$\alpha E_{t-1} r_t - \alpha_1 E_{t-1} \Delta c_{t+2} - \alpha_2 E_{t-1} \Delta c_{t+1} - \alpha_3 E_{t-1} \Delta c_t = 0 \quad (1.25)$$

où la dépendance de α_i par rapport à θ est éliminée à des fins de simplicité de l'exposé. L'équation (1.22) associée à l'équation (1.25) impliquent

$$\alpha(r_t - E_{t-1} r_t) - \alpha_1(E_t \Delta c_{t+2} - E_{t-1} \Delta c_{t+2}) - \alpha_2(E_t \Delta c_{t+1} - E_{t-1} \Delta c_{t+1}) - \alpha_3(\Delta c_t - E_{t-1} \Delta c_t) = 0$$

On voit alors que $r_t - E_{t-1} r_t$ et $E_t \Delta c_{t+i} - E_{t-1} \Delta c_{t+i}$ qui entrent dans l'équation d'Euler trouvent une équivalence dans les données (fonctions de réponse provenant du modèle VAR).

En mettant les contreparties empiriques²⁷ dans le modèle théorique, on obtient :

$$\alpha h_0^r - \alpha_1 h_2^c - \alpha_2 h_1^c - \alpha_3 h_0^c = 0$$

L'équation d'Euler dans laquelle nous avons introduit les contreparties empiriques provenant du modèle VAR correspond maintenant à une première restriction identifiante. Elle fournit alors une condition permettant de tester le modèle.

Afin de tenir compte de l'information contenue dans la dynamique des variables de taux d'intérêt réel et de croissance de la consommation une période après le choc, nous réécrivons l'équation d'Euler une période après le choc. Celle-ci devient alors :

$$\begin{aligned} \alpha E_t r_{t+1} - \alpha_1 E_t \Delta c_{t+3} - \alpha_2 E_t \Delta c_{t+2} - \alpha_3 E_t \Delta c_{t+1} &= 0 \\ \alpha E_{t-1} r_{t+1} - \alpha_1 E_{t-1} \Delta c_{t+3} - \alpha_2 E_{t-1} \Delta c_{t+2} - \alpha_3 E_{t-1} \Delta c_{t+1} &= 0 \end{aligned}$$

impliquant

$$\alpha(E_t r_{t+1} - E_{t-1} r_{t+1}) - \alpha_1(E_t \Delta c_{t+3} - E_{t-1} \Delta c_{t+3}) - \alpha_2(E_t \Delta c_{t+2} - E_{t-1} \Delta c_{t+2}) - \alpha_3(E_t \Delta c_{t+1} - E_{t-1} \Delta c_{t+1}) = 0$$

²⁷Les contreparties empiriques correspondent aux fonctions de réponse de la croissance de la consommation (équation (1.23)) et du taux d'intérêt réel (équation (1.24)).

Cette condition fournit donc une restriction identifiante supplémentaire qui tient compte de l'information contenue dans la dynamique des variables de taux d'intérêt réel et de croissance de la consommation une période après le choc :

$$\alpha h_1^r - \alpha_1 h_3^c - \alpha_2 h_2^c - \alpha_3 h_1^c = 0$$

En appliquant la même méthodologie à différents horizons, on peut obtenir un système de restrictions identifiantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} \alpha(\theta)h_0^r - \alpha_1(\theta)h_2^c - \alpha_2(\theta)h_1^c - \alpha_3(\theta)h_0^c = 0 \\ \alpha(\theta)h_1^r - \alpha_1(\theta)h_3^c - \alpha_2(\theta)h_2^c - \alpha_3(\theta)h_1^c = 0 \\ \vdots \\ \alpha(\theta)h_n^r - \alpha_1(\theta)h_{n+2}^c - \alpha_2(\theta)h_{n+1}^c - \alpha_3(\theta)h_n^c = 0 \\ \vdots \end{array} \right.$$

Bien qu'un nombre infini de conditions identifiantes puisse être dérivé de ce système, seules les N premières conditions sont considérées. En effet, les degrés de liberté sont de limite finie dans le modèle VAR. Ainsi, quelques périodes après le choc, les fonctions de réponse ne fournissent plus d'information. En d'autres termes, les résultats des fonctions de réponse provenant d'un nombre limité de paramètres du modèle VAR, le nombre de fonctions de réponse indépendantes n'est pas infini. Les résultats des estimations de θ reportés (voir tableau 1.6) se limitent donc, de fait, à différentes valeurs de N . Les conditions de sur-identification permettent alors de tester la validité du modèle²⁸.

Le système de restrictions identifiantes obtenues à partir du modèle théorique peut être résumé simplement par une fonction notée g ayant pour arguments h qui correspond au vecteur contenant les déviations des variables r et Δc à différents horizons et θ qui est le paramètre structurel d'intérêt²⁹ :

$$g(h; \theta) = 0$$

²⁸Le nombre de conditions utilisées excède le nombre de paramètres à estimer (égal à un dans notre cas).

²⁹Il faut noter que le paramètre β qui apparaît dans l'équation d'Euler est fixé car il n'est pas possible de l'estimer. Lorsque l'on cherche à estimer ce paramètre d'actualisation, des problèmes de colinéarité

On note $\{\widehat{h}_{Tn}\}_{n=1,\dots,N}$ la séquence des N fonctions de réponse obtenues à partir du modèle VAR³⁰. Le modèle est valide si les données considérées vérifient :

$$g(\widehat{h}_T; \theta) = 0$$

où \widehat{h}_T et donc $g(\widehat{h}_T; \theta)$ sont des vecteurs de taille $N \times 1$.

[Etape 2 :] La méthode utilisée consiste donc à obtenir une valeur du paramètre de persistance des habitudes θ qui minimise l'écart entre les implications du modèle théorique proposé et les données (fonctions de réponse du modèle VAR) selon une métrique. Un estimateur convergent, $\widehat{\theta}$, de θ peut être obtenu en minimisant la quantité

$$J(\theta) \equiv g(\widehat{h}_T, \theta)' \widehat{W}_T g(\widehat{h}_T, \theta) \quad (1.26)$$

où \widehat{W}_T est la matrice de poids symétrique définie positive donnée par l'inverse de la matrice de covariance S des N conditions $g(\widehat{h}_T; \theta)$.

La méthode est proche de celle des moindres carrés asymptotiques de Gouriéroux et Monfort [1996] mais quelque peu différente des moments généralisés de Hansen [1982] car les estimations de h sont dérivées d'une première estimation. Un estimateur convergent de S_t est alors utilisé. Celui-ci tient compte de l'incertitude dans l'estimation de \widehat{h}_T :

$$\widehat{S}_T = \left(\frac{\partial g(\widehat{h}, \theta)}{\partial \widehat{h}'} \right)' \widehat{M}_T \left(\frac{\partial g(\widehat{h}, \theta)}{\partial \widehat{h}'} \right)$$

où \widehat{M}_T est l'estimateur de la matrice de variance-covariance de \widehat{h}_T .

La matrice de poids étant dépendante de θ , une approche itérative est utilisée. La matrice de poids W est construite en utilisant le paramètre estimé au cours des n -étapes. Cette matrice est alors utilisée afin d'obtenir une valeur du paramètre à l'étape $n+1$ qui minimise la forme quadratique. Le paramètre obtenu est ensuite utilisé afin d'actualiser la matrice de poids car on ne connaît pas le nombre de restrictions identifiantes nécessaire à l'estimation.

apparaissent. Par ailleurs, les estimations ne sont pas convergentes. Ces raisons justifient la seule calibration de ce paramètre.

³⁰L'ensemble des données du modèle VAR est de taille T .

Les itérations continuent jusqu'à ce que les estimations des valeurs du paramètre soient stables. Pour chaque simulation i , une estimation, θ_i , du paramètre structurel θ minimisant (1.26), est obtenue. On obtient alors la séquence $\{\hat{\theta}(i)\}_{i=1\dots I}$ des I estimations de θ .

[Etape 3 :] Dans cette dernière étape, nous testons la significativité du paramètre de persistance des habitudes. Par ailleurs, afin de tester la validité du modèle théorique, le test standard portant sur les restrictions sur-identifiantes est appliqué (voir Hansen [1982]). Généralement, ce test statistique est distribué asymptotiquement comme un $\chi^2(n)$, n étant le degré de sur-identification dans le modèle. Cependant, notre estimation étant conduite en deux étapes sur petit échantillon, cette distribution n'est pas pertinente. En effet, il est difficile de connaître exactement le nombre de restrictions identifiantes nécessaires au cours de l'estimation. Il est, en particulier, difficile de connaître le nombre de restrictions sur les paramètres du modèle VAR qu'auraient nos restrictions sur les fonctions de réponse. La méthode d'estimation est conduite en deux étapes, impliquant alors que la loi simulée est différente de celle d'un $\chi^2(n)$. Par ailleurs, la distribution des estimateurs du modèle VAR est dégénérée du fait de problèmes de colinéarité qui apparaissent dans le modèle. Ainsi, afin de conduire les tests de significativité de l'estimateur du paramètre structurel θ et les tests de sur-identification, une approche de type Monte-Carlo est utilisée dans le but d'obtenir une distribution pertinente/cohérente avec la procédure d'estimation.

Pour chaque séquence, $\{\hat{\theta}(i)\}_{i=1\dots I}$, une estimation de la covariance du paramètre θ est obtenue. Cette covariance est alors utilisée pour tester la significativité du paramètre d'intérêt.

Pour chaque $\hat{\theta}(i)$, la valeur associée du test statistique de sur-identification est calculée. Le seuil de significativité (la « p-value ») associé est obtenu en utilisant l'ensemble des statistiques simulées.

1.4 Résultats économétriques et robustesse

Dans cette section, les résultats des estimations du paramètre de persistance des habitudes sont reportés. De plus, nous mettons en évidence l'impact de l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement des ménages sur le phénomène de substitution inter-

temporelle. Par ailleurs, le rôle de cette hypothèse dans la reproduction du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation est discuté. Enfin, la robustesse des résultats au modèle VAR, à différentes valeurs de l'élasticité de substitution intertemporelle et à une spécification alternative de la persistance des habitudes incluant deux retards est commentée.

1.4.1 Le modèle économique de référence

Les valeurs estimées du paramètre de persistance des habitudes θ sont reportées dans le tableau 1.6 pour différentes valeurs de l'horizon temporel N des fonctions de réponse. Le seul paramètre pour lequel il est nécessaire de choisir une valeur est le paramètre d'escompte β qui est fixé à 0.988, impliquant un taux annuel d'escompte de 4%³¹.

Les valeurs estimées du paramètre de persistance des habitudes, $\hat{\theta}$, varient entre 0.6 et 0.93 en fonction de l'horizon temporel considéré pour les fonctions de réponse³². Les valeurs estimées sont similaires à celles obtenues dans d'autres d'études empiriques. L'estimation de ce paramètre sur données macroéconomiques conduit Constantidines et Ferson [1991] et Braun et al. [1993] à conclure que θ varie entre [0.5; 0.9]³³. Par ailleurs, le test de sur-

³¹Le paramètre de préférence temporelle β est fixé car il n'est pas possible de l'estimer. Cependant, notons que les résultats obtenus sont robustes à différentes valeurs de β allant de 0.95 à 0.995.

³²Ces résultats sont obtenus en utilisant une fonction d'utilité logarithmique. La robustesse des estimations à des formes de préférence plus générales est vérifiée. En particulier, une fonction d'utilité de type CRRA, dont le paramètre de courbure est σ , est utilisée. Il eût été intéressant d'estimer les paramètres de persistance des habitudes θ et de courbure σ simultanément, mais dans ce cas des problèmes d'identification apparaissent. Ainsi, afin de vérifier la robustesse de nos résultats à l'utilisation d'une fonction d'utilité logarithmique, on se contente de vérifier la robustesse des résultats de l'estimation du paramètre θ par rapport à différentes valeurs de σ . Pour différentes valeurs de N , les estimations de θ varient entre 0.9295 et 0.9915 (voir tableau 1.17 en annexe A.3), 0.7335 et 0.9542 (voir tableau 1.18 en annexe A.3), 0.4824 et 0.9036 (voir tableau 1.19 en annexe A.3), 0.3640 et 0.8773 (voir tableau 1.20 en annexe A.3), et 0.3118 et 0.8646 (voir tableau 1.21 en annexe A.3), en posant le paramètre de courbure σ respectivement à 0.1, 0.5, 2, 5 et 10. Enfin, le modèle n'est globalement jamais rejeté par les données.

³³L'estimation de ce paramètre sur données microéconomiques (données de consommation de nourriture) conduit Naik et Moore [1996] à conclure que θ est plus faible que sur données macroéconomiques mais qu'il est significatif.

TAB. 1.6 – Modèle à un retard

N	$\hat{\theta}$	$s.e.$	$J(\hat{\theta})$		Valeur critique	ESI
			$\hat{\theta}$	$\theta = 0$		
1	0.6052	(0.0099)	–	–	–	0.1166
2	0.7627	(0.0077)	19.1068	81.8270	35.0171	0.0371
3	0.8312	(0.0067)	26.5114	83.6121	41.6196	0.0179
4	0.8775	(0.0071)	31.1214	91.0012	44.3933	0.0093
5	0.8995	(0.0075)	33.6500	92.4376	46.9745	0.0062
6	0.9120	(0.0077)	35.4382	92.6275	49.1068	0.0048
7	0.9184	(0.0078)	36.3441	93.3096	51.6165	0.0041
8	0.9224	(0.0079)	36.9789	93.7156	52.7970	0.0037
9	0.9250	(0.0080)	37.6186	94.3325	53.4769	0.0035
10	0.9267	(0.0081)	37.8391	94.5696	55.5346	0.0033
15	0.9285	(0.0099)	39.2190	96.0330	64.5250	0.0032

Note : ESI = élasticité de substitution intertemporelle

identification (N supérieur à 1) montre que le modèle n'est jamais rejeté par les données, la statistique J étant toujours inférieure à la valeur critique³⁴ qui lui est associée à un niveau de significativité de 5%. À l'inverse, ce test montre que le modèle sans l'hypothèse de persistance des habitudes est systématiquement rejeté par les données (colonne $\theta = 0$).

Quel que soit l'horizon temporel sélectionné, l'estimation conserve sa précision. Cependant, un critère simple correspond à choisir la valeur de N qui minimise l'erreur quadratique moyenne. Les résultats des estimations obtenus étant, par construction, pertinentes, la variance du paramètre est une statistique suffisante pour mesurer la précision de l'estimation. Cela conduit alors à sélectionner un horizon $N = 3$. Le poids des habitudes de consommation dans la fonction d'utilité est relativement fort. Il affaiblit donc de façon substantielle le mécanisme de substitution intertemporelle.

Elasticité de substitution intertemporelle

Dans le modèle de choix intertemporel présenté en section 1.1.3, nous avons montré que toute augmentation du taux d'intérêt réel est associée à un taux de croissance de la consommation plus élevé. En effet, dans ce cas, à la suite d'une modification de la politique monétaire c'est-à-dire du taux d'intérêt de l'économie, le ménage augmente son niveau d'épargne reportant alors sa consommation à la période suivante. Cet effet de substitution intertemporel est affaibli lorsque la persistance dans les habitudes de consommation du ménage est considérée car, dans ce cas, l'augmentation de consommation future est affaiblie par le principe d'habitudes auquel le ménage est assujéti. Ainsi, les ménages ajustent leurs niveaux de consommation de façon graduelle à des chocs non-anticipés. Ceci reflète simplement le fait que la persistance des habitudes de consommation permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. Afin d'évaluer ce phénomène, l'élasticité de substitution intertemporelle (ESI) impliquée par la persistance des habitudes à l'état stationnaire déterministe de l'économie est calculée et reportée dans la dernière colonne du tableau 1.6. L'élasticité de substitution intertemporelle est obtenue en utilisant l'équation

³⁴Cette valeur critique est obtenue par simulations de Monte-Carlo.

(1.21) obtenue dans la section 1.2.3. Elle est égale à :

$$ESI = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{(1 + \beta\theta^2)}$$

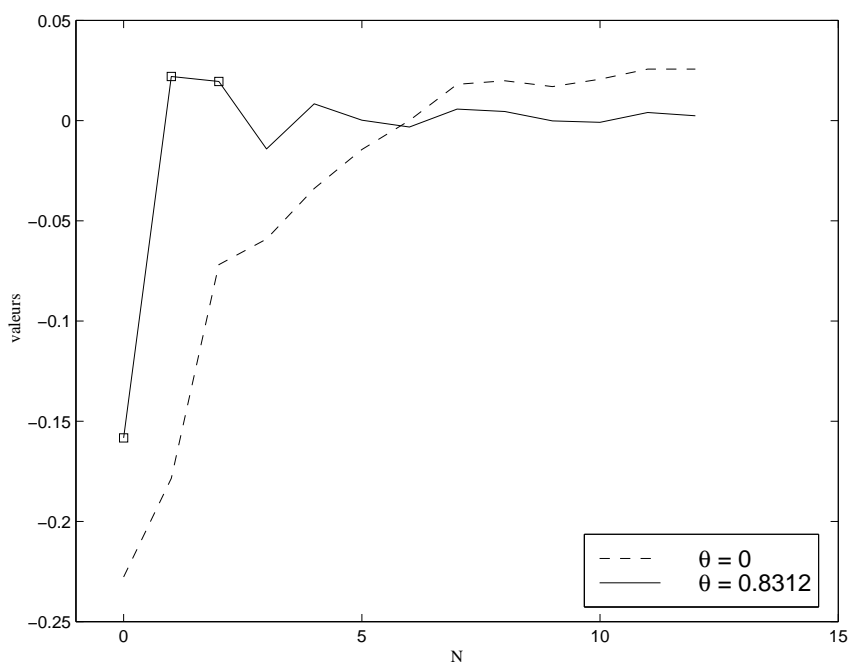
Les valeurs de l'élasticité associées aux valeurs estimées du paramètre d'habitudes — pour différentes valeurs de N — sont positives. Les résultats obtenus sont similaires à ceux de différentes estimations empiriques (voir Hall [1988], Campbell et Mankiw [1989], Attanasio et Weber [1993]). Les valeurs de l'élasticité sont généralement proches de zéro. Campbell et Mankiw [1989] reportent, par exemple, des valeurs estimées de l' ESI proches de 0.2 et montrent qu'une valeur de zéro de l' ESI ne peut pas être rejetée par les données³⁵. En d'autres termes, ces résultats, associés à ceux du test de sur-identification, suggèrent que l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages est un mécanisme de propagation pertinent.

Co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation

L'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation permet donc d'affaiblir l'élasticité de substitution intertemporelle, mécanisme clé dans le comportement des ménages suite à une modification de la politique monétaire. Cette hypothèse devrait donc permettre de représenter le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation identifié dans les données.

Afin d'observer la capacité du modèle à représenter le comportement joint des variables considérées, les résidus de la version log-linéaire de l'équation d'Euler sont calculés en utilisant les valeurs estimées du paramètre de persistance des habitudes. Le graphique 1.4 représente les résidus de l'équation d'Euler à différents horizons temporels du modèle avec persistance des habitudes ainsi que du modèle à revenu permanent ($\theta = 0$) lorsque l'estimation est conduite en utilisant trois conditions d'orthogonalité. Cette approche permet d'évaluer les propriétés hors échantillon du modèle, la rendant ainsi relativement intéressante. Les fonctions de réponse appartenant à l'échantillon utilisé durant l'estimation sont indiquées à l'aide d'un carré.

³⁵Leur estimation est conduite en utilisant des données agrégées.

GRAPH. 1.4 – Résidus de l'équation d'Euler ($N = 3$)

Ce graphique montre que les résidus sont plus faibles lorsque la persistance des habitudes est intégrée dans le modèle (ligne pleine). Ce modèle permet donc de mieux représenter le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à un choc de politique monétaire. Cependant, il est à noter que les réalisations des résidus associées au modèle avec persistance des habitudes sont différentes de zéro en anticipation, montrant l'échec potentiel du modèle. En effet, ce modèle ne semble pas être en mesure de représenter la réponse jointe des variables considérées à l'impact du choc monétaire³⁶.

³⁶Ce résultat peut provenir du schéma d'identification utilisé dans le modèle. En effet, ce dernier suppose que la consommation ne réagit pas à l'impact du choc de politique monétaire alors que la consommation est une variable de saut dans le modèle théorique. Cependant, lorsque la variable de consommation est laissée libre de répondre instantanément au choc, sa réponse est statistiquement égale à zéro dans le modèle VAR (voir le paragraphe sur la robustesse du modèle et le graphique 1.8 en annexe A.3). Les estimations du paramètre de persistance des habitudes sont peu sensibles à une modification du schéma d'identification du modèle VAR (voir tableau 1.13 en annexe A.3). Les résultats sont peu affectés car même lorsqu'il est supposé que la consommation peut réagir à l'impact du choc de politique monétaire, celle-ci ne réagit que très peu à l'impact.

L'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation est donc pertinente car elle permet d'affaiblir le mécanisme contre-factuel de substitution intertemporelle. Le modèle est ainsi accepté par les données. Cependant, cette hypothèse ne permet pas de reproduire la réponse instantanée du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à un choc de politique monétaire.

Dans la section suivante, nous cherchons à mettre en exergue le rôle de la formation des habitudes sur le mécanisme de substitution intertemporelle. Par ailleurs, nous discutons le rôle du lissage de la consommation dans l'explication du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation.

1.4.2 Robustesse

Dans cette section, nous discutons la robustesse des résultats des estimations du paramètre de persistance des habitudes à certaines spécifications du modèle VAR. De plus, la robustesse des résultats relatifs à l'hypothèse de persistance des habitudes de consommation est mise en exergue. Cette hypothèse altère le niveau de l'élasticité de substitution intertemporelle. Afin d'évaluer le rôle des habitudes sur cette élasticité, nous estimons, à nouveau, le modèle en imposant une élasticité de substitution intertemporelle égale à l'unité. Par ailleurs, deux retards dans la persistance des habitudes de consommation sont introduits afin de discuter le rôle du lissage de la consommation dans le processus.

Robustesse des estimations du paramètre de persistance des habitudes au modèle VAR

Tout d'abord, notons que les estimations du paramètre de persistance des habitudes sont peu sensibles au nombre de retards considéré dans le modèle VAR (voir le tableau 1.6 des résultats des estimations et les tableaux 1.11 et 1.12 en annexe A.3). Par ailleurs, lorsque l'on considère que la consommation réagit à l'impact du choc de politique monétaire, les résultats des estimations du paramètre de persistance des habitudes obtenus restent similaires (voir le tableau 1.6 des résultats des estimations et le tableau 1.13 en annexe A.3). Enfin, l'utilisation de données différentes lors de l'estimation du modèle VAR ne modifient que très peu les résultats des estimations du paramètre de persistance des habitudes (voir

le tableau 1.6 des résultats des estimations du modèle de référence dans la section 1.4.1 et les tableaux 1.14 en annexe A.3, pour une utilisation du taux de rémunération des bons du Trésor comme taux d'intérêt de l'économie et 1.15 en annexe A.3, pour une utilisation de l'indice des prix à la consommation comme déflateur du produit.)

Persistance des habitudes et élasticité de substitution intertemporelle

Afin de déterminer plus précisément le rôle de la formation des habitudes sur le mécanisme de substitution intertemporelle, les estimations sont conduites de façon contrainte, c'est-à-dire en imposant une valeur unitaire à l'élasticité de substitution intertemporelle. En effet, Beaudry et Van Wincoop [1996] estiment la valeur de l'élasticité de substitution intertemporelle et obtiennent des valeurs proches de l'unité.

TAB. 1.7 – ESI constante

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.1326	(0.0063)	–	–
2	0.2317	(0.0069)	75.9448	73.6433
3	0.2376	(0.0080)	82.0294	77.5319
4	0.2456	(0.0081)	84.0212	78.6557
5	0.2474	(0.0083)	85.4955	80.9385
6	0.2499	(0.0082)	87.9619	81.9089
7	0.2516	(0.0083)	88.3041	83.5370
8	0.2518	(0.0083)	88.3210	84.2067
9	0.2517	(0.0084)	88.4693	85.1975
10	0.2518	(0.0085)	88.5353	86.5101
15	0.2514	(0.0088)	89.7783	96.4978

Note : Ces résultats sont obtenus pour une valeur de l'ESI égale à l'unité

Les valeurs du paramètre de persistance des habitudes obtenues (voir tableau 1.7) sont plus faibles que dans l'estimation non-contrainte. Ces valeurs varient entre 0.13 et 0.25. Le paramètre reste significatif mais le test de sur-identification conduit à rejeter le modèle

(la statistique J est toujours supérieure à sa valeur critique). Ce résultat opposé à celui obtenu dans le modèle précédent met en lumière le rôle de la formation des habitudes dans les résultats. La persistance des habitudes dans le comportement des ménages permet d'affaiblir de façon substantielle l'élasticité de substitution intertemporelle. C'est précisément ce phénomène qui permet au modèle avec persistance des habitudes de ne pas être rejeté par les données. Lorsque l'élasticité est fixée à une valeur supérieure à l'unité ($ESI = 10$ voir tableau 1.22 en annexe A.3), le modèle est rejeté. Ce résultat confirme alors le rôle de l'hypothèse de persistance des habitudes qui consiste à affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. Enfin, lorsque l'élasticité est fixée à une valeur inférieure à l'unité ($ESI = 0.5$ voir tableau 1.23 en annexe A.3), le modèle n'est pas rejeté. Ceci confirme à nouveau nos résultats. En effet, même en considérant que le ménage peut lisser son niveau de consommation, maintenir une élasticité de substitution intertemporelle élevée ne permet pas d'améliorer la capacité du modèle à représenter le comportement joint des variables d'intérêt.

Modèle à deux retards

La vitesse à laquelle les habitudes s'ajustent au niveau de consommation individuelle est modifiée. Deux retards sont maintenant introduits dans le phénomène de formation des habitudes. La consommation s'écrit alors³⁷

$$C_t^* = C_t - \theta_1 C_{t-1} - \theta_2 C_{t-2} \text{ avec } \theta_1, \theta_2 \in (0, 1) \quad (1.27)$$

Les deux paramètres de persistance des habitudes, θ_1 et θ_2 , sont estimés, pour différentes valeurs de N ³⁸. Les résultats des estimations sont reportés dans le tableau 1.8. Les valeurs estimées de θ_1 varient entre 0.43 et 0.86 et semblent cohérentes au regard des estimations précédemment obtenues et des estimations de la littérature. La valeur de θ_2 varie entre 0.05 et 0.28. Celle-ci est toujours inférieure à la valeur θ_1 qui lui est associée. Les deux

³⁷La consommation peut se réécrire sous la forme

$$C_t^* = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2) C_t$$

avec L un opérateur retard. Ainsi, on vérifie que les conditions de stationnarité existent.

³⁸ $N = 2$ correspond alors au cas de parfaite identification.

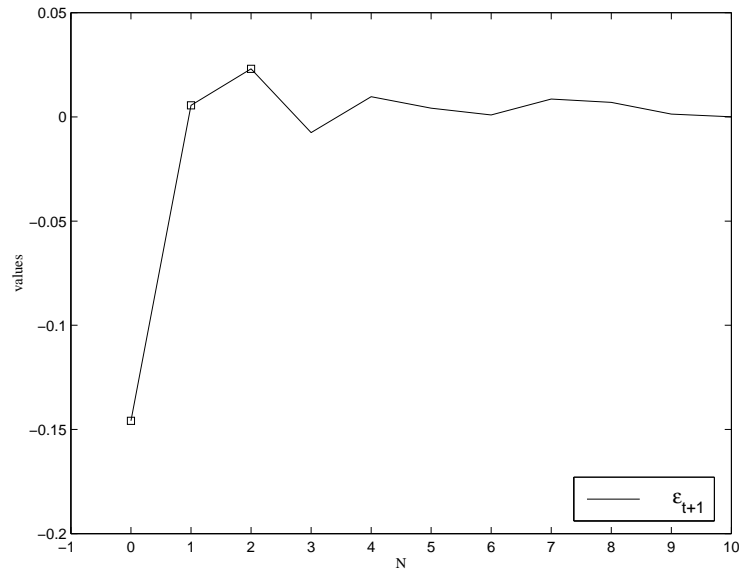
paramètres sont toujours significatifs. Cependant, les écarts-type obtenus dans le modèle à deux retards sont supérieurs à ceux obtenus dans le modèle à un retard. La colinéarité entre les deux variables a ici pour conséquence une perte de précision dans l'estimation (voir Constantidines et Ferson [1991]). De plus, la statistique J montre que le modèle à deux retards n'est jamais rejeté par les données.

TAB. 1.8 – Modèle à 2 retards

N	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$	<i>s.e.</i> $\hat{\theta}_1$	<i>s.e.</i> $\hat{\theta}_2$	$J(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$	Valeur critique
2	0.4338	0.2863	(0.0127)	(0.0133)	–	–
3	0.6881	0.0928	(0.0185)	(0.0166)	18.8517	32.0310
4	0.7168	0.1259	(0.0227)	(0.0221)	26.5196	40.4088
5	0.8626	0.0156	(0.0263)	(0.0242)	31.0885	43.5759
6	0.8640	0.0361	(0.0307)	(0.0287)	33.5669	46.3380
7	0.8529	0.0562	(0.0308)	(0.0284)	35.3038	47.4922
8	0.8446	0.0734	(0.0321)	(0.0297)	36.1790	49.6605
9	0.8402	0.0816	(0.0322)	(0.0297)	36.8315	50.8980
10	0.8285	0.0958	(0.0322)	(0.0309)	37.4434	52.9344
15	0.7648	0.1629	(0.0369)	(0.0343)	38.8726	60.9135

Enfin, les résidus de l'équation d'Euler de ce modèle (voir graphique 1.5) montrent que cette spécification ne permet pas d'améliorer la représentation du comportement joint des variables de taux d'intérêt réel et de croissance de la consommation à l'impact du choc de politique monétaire. Les mécanismes de propagation générés par la spécification à deux retards sont similaires à ceux du modèle où un seul retard est considéré, les résidus de l'équation d'Euler étant du même ordre. Ce phénomène confirme le résultat précédemment énoncé. Affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle est plus important qu'augmenter le lissage de la consommation de l'agent. Des résultats similaires sont, par ailleurs, obtenus lorsque l'on augmente le nombre de retards dans le modèle.

GRAPH. 1.5 – Résidus de l'équation d'Euler (modèle à 2 retards)



1.5 Conclusion

Dans ce chapitre, la capacité de l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages à reproduire le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à un choc de politique monétaire est discutée. L'utilisation d'un modèle VAR sur données trimestrielles américaines permet d'obtenir les fonctions de réponse de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel à un choc de politique monétaire. La mise en adéquation de ces fonctions de réponse avec l'équation d'Euler d'une économie d'échange où les choix intertemporels des ménages sont dépendants de l'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation permet de tester la pertinence de cette hypothèse. Le paramètre de persistance des habitudes de consommation est alors estimé à l'aide de la méthode des moments.

Les résultats des estimations sont comparables à ceux obtenus dans d'autres études empiriques qui utilisent des méthodes différentes. Par ailleurs, le modèle n'est jamais rejeté par les données. L'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation est donc pertinente car elle permet d'affaiblir le mécanisme contre-factuel de substitution intertemporelle. En effet, lorsque cette hypothèse est considérée, l'augmentation de consommation

future due au mécanisme de substitution est affaiblie par le principe d'habitudes auquel le ménage est assujéti. Ainsi, les ménages ajustent leurs niveaux de consommation de façon graduelle à des chocs non-anticipés. Enfin, au regard des résidus de l'équation d'Euler, on montre que le modèle avec persistance des habitudes permet de mieux représenter le comportement joint des variables considérées que le modèle avec séparabilité temporelle. Cependant, ce modèle échoue dans la représentation de ces variables à l'impact du choc de politique monétaire.

Afin de déterminer plus précisément, le rôle de l'hypothèse de formation des habitudes, l'élasticité de substitution intertemporelle est fixée à différentes valeurs. L'estimation du paramètre de persistance des habitudes est alors re-conduite. Ces expériences confirment que la caractéristique la plus importante et la plus intéressante de l'hypothèse de persistance des habitudes réside dans sa capacité à affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. Elle n'est cependant pas suffisante pour représenter le comportement joint du taux d'intérêt et de la croissance de la consommation à l'impact du choc de politique monétaire.

Différents tests de robustesse ont été conduits dans ce chapitre. L'ensemble des résultats obtenus confirment la pertinence de l'hypothèse de persistance des habitudes dans la réduction du phénomène de substitution intertemporelle. Enfin, il est à noter qu'introduire des retards supplémentaires dans l'hypothèse de formation des habitudes ne permet pas d'améliorer le modèle de base même si ces spécifications ne sont pas rejetées par les données.

Dans les deux chapitres suivants, la complémentarité intertemporelle est utilisée afin d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, mécanisme central des modèles monétaires. Nous cherchons alors à reproduire la persistance l'effet de liquidité. Pour ce faire, nous considérons un modèle monétaire à participation limitée qui permet de reproduire cet effet mais qui échoue dans la prise en compte de sa persistance. Dans le dernier chapitre, l'hypothèse de persistance est introduite dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables dont le mécanisme central, contre-factuel au regard des données (la taxe inflationniste) est lié à l'effet de substitution intertemporel.

A Annexe

A.1 Données utilisées dans le modèle VAR

Les données utilisées sont trimestrielles. La période s'étend du premier trimestre 1967 au second trimestre 1999. Les séries des données économiques utilisées sont disponibles sur le site internet de la Réserve Fédérale américaine (<http://www.stls.frb.org/fred/>).

Le Produit Intérieur Brut (« Gross Domestic Product » (GDP)) : Valeur totale de marché (exprimée en volume au prix de 1996) de tous les biens et services produits au sein de l'économie américaine, au cours d'une période donnée. Ceci est la mesure officielle du gouvernement de la valeur de la production dans l'économie. La mesure du produit intérieur brut est fournie par le Bureau d'Analyse Economique (B.E.A. Bureau of Economic Analysis) qui est une partie du Département du Commerce américain. Cette mesure est donnée tous les trois mois.

Le taux d'intérêt interbancaire (« Federal Funds rate » (FF)) : Taux d'intérêt interbancaire auquel les banques sont soumises lorsqu'elles empruntent des réserves bancaires *via* le marché des fonds fédéraux. Ce taux d'intérêt est un taux clé de l'économie car il permet de déterminer le coût minimum d'obtention de fonds pour les banques. Tous les autres taux d'intérêt (taux d'hypothèques, taux de prêts pour achat de véhicule automobile, ...) augmentent lorsque ce taux d'intérêt augmente.

Consommation de biens non durables (« Consumption of non durable goods ») : Dépenses individuelles de consommation de biens tangibles qui durent moins d'un an (nourriture, vêtements, essence, ...). Ceci correspond à l'une des trois catégories des dépenses individuelles de consommation qui apparaît dans les comptes de la nation. Les deux autres parties correspondent aux biens durables et services. Les biens non durables représentent approximativement 30% des dépenses individuelles de consommation totales et 20% du produit intérieur brut.

Consommation de services (« Consumption of services ») : Dépenses individuelles de consommation dans des activités qui ne correspondent pas à une consommation de biens

tangibles (exemples : information, divertissement, éducation, ...). Les services représentent environ 60% des dépenses individuelles de consommation totale et 40% du produit intérieur brut.

Deflateur du produit (« GDP deflator » (PGDP)) : Indice de prix calculé comme le ratio du produit intérieur brut nominal et du produit intérieur brut réel. Il correspond au déflateur implicite des prix. Celui-ci est utilisé comme un indicateur du niveau moyen des prix dans l'économie. Cet indicateur est donné par le Bureau d'Analyse Economique tous les trois mois.

Indice des prix à la production (« Producer Price Index » (PPI)) : Indice des prix que les producteurs locaux reçoivent pour la vente de leurs produits. Cet indice est un des indices de prix à la production publié par le Bureau des Statistiques du Travail (BLS Bureau of Labor Statistics) tous les mois. Cet indice est différent de celui publié par les médias pour toutes les marchandises produites. Notons qu'il existe 10000 indices différents dans la famille des indices de prix à la production.

Réserves totales (« Total Reserves » (TR)) : Quantité de monnaie fiduciaire effective et de dépôts conservée dans le coffre fort de la Réserve Fédérale, qui garantit les transactions journalières des banques.

Réserves non-empruntées (Non-borrowed Reserves) : Réserves de la Réserve Fédérale non-empruntées par les banques sur le marché des fonds fédéraux.

Agrégat monétaire M1 : Cet agrégat monétaire regroupe la monnaie fiduciaire effective et les dépôts effectués auprès des banques (comptes chèques et livrets d'épargne).

A.2 Nombre de retards dans le modèle VAR

Le choix de l'ordre de retard est traditionnellement basé sur la minimisation des critères d'information AIC (Akaike [1981]) et BIC (Schwartz [1978]). Ces critères comportent deux termes : le premier correspond à l'estimateur de la variance de l'erreur de prévision du modèle $\hat{\Omega}$ qui diminue avec l'ordre de retard q , tandis que le second augmente de façon

déterministe avec q . La définition de ces critères de sélection du retard optimal est :

$$\begin{aligned} S_{AIC} &= -2\frac{l}{n} + 2\frac{k}{n} \\ S_{Schwarz} &= -2\frac{l}{n} + k\frac{\log(n)}{n} \end{aligned}$$

où k est le nombre de paramètres estimés dans le modèle VAR, n le nombre d'estimations et l la fonction du maximum de vraisemblance. Cette fonction est donnée par :

$$l = -\frac{nz}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2}|\hat{\Omega}|$$

avec

$$|\hat{\Omega}| = \det\left(\sum_t \frac{\tilde{\epsilon}_t \tilde{\epsilon}_t'}{n}\right)$$

où ϵ est le vecteur z des résidus. Les valeurs obtenues pour ces deux critères de sélection sont reportées dans le tableau (1.9).

TAB. 1.9 – Test de Rapports

<i>Nombre de retards</i>	AIC	Schwartz
1	-52.27023	-49.90887
2	-52.81621	-50.67405
3	-52.93915	-48.33717
4	-52.76147	-46.81878
5	-52.65148	-45.22999
6	-52.65776	-43.74203
7	-52.54605	-42.12040
8	-52.48945	-40.53788

Le critère d'information Akaike (AIC) conduit à sélectionner une représentation VAR d'ordre 3 alors que le critère d'information Schwartz (BIC) privilégie un VAR d'ordre 2 pour le vecteur Y_t ³⁹. Remarquons que quel que soit le schéma d'identification choisi, ces

³⁹ $Y_t = \{GDP_t, PGDP_t, C_t, PPI_t, FF_t, NBR_t, TR_t, M_t\}$.

test conduisent à sélectionner le même nombre de retards. En effet, ces tests sont conduits sur la forme réduite du modèle et donc indépendamment des hypothèses d'identification. Enfin, le test statistique LR permet de tester l'hypothèse d'un modèle avec un certain nombre de retards contre un modèle avec un autre nombre de retards. Ainsi, on peut, par exemple tester l'hypothèse d'un modèle avec un retard contre un modèle à deux retards en utilisant la formule suivante :

$$LR = -2(l_1 - l_2)$$

TAB. 1.10 – Fonction du maximum de vraisemblance

<i>Nombre de retards</i>	<i>l</i>
1	-52.27023
2	-52.93915
3	-52.81621
4	-52.76147
5	-52.65148
6	-52.65776
7	-52.54605
8	-52.48945

Le test LR suit asymptotiquement une loi du χ^2 avec un nombre de degrés de liberté équivalent au nombre de restrictions utilisées pour ce test. La valeur obtenue est alors comparée avec sa valeur critique. Ainsi, par exemple, lorsque l'on teste l'hypothèse d'un modèle avec un retard contre un modèle à deux retards, la valeur obtenue est comparée à un $\chi^2(8)$. Les résultats obtenus montrent que l'on a tendance à toujours préférer le modèle avec un nombre de retards supplémentaire.

A.3 Robustesse du modèle VAR et des estimations

Dans cette annexe, nous vérifions la robustesse du modèle VAR. Tout d'abord, la robustesse au nombre de retards inclus dans le modèle est vérifiée (trois et cinq retards sont

successivement utilisés). Par ailleurs, nous examinons la robustesse du modèle à l'emplacement de la consommation dans le schéma d'identification. De plus, nous vérifions la robustesse du modèle VAR et des estimations à l'utilisation d'autres données. Tout d'abord, le taux des fonds fédéraux (« Federal Fund Rate » (FF)) est remplacé par le taux de rémunération des bons du Trésor (« Treasury Bills » (TB)) comme indicateur du taux d'intérêt. Dans un second temps, le déflateur du produit (« GDP deflator » (PGDP)) est remplacé par l'indice des prix à la consommation (« Consumer Price Index » (CPI)) en tant qu'indice des prix de l'économie. L'indice des prix à la production garde le même statut. Il permet à la Banque Centrale une meilleure prévision de l'évolution future des prix. Dans les cinq cas, l'estimation du paramètre de persistance des habitudes θ est reconduite. Les résultats concernant les fonctions de réponse du modèle VAR et les estimations de θ montrent que les résultats obtenus à l'aide du modèle VAR de référence sont robustes.

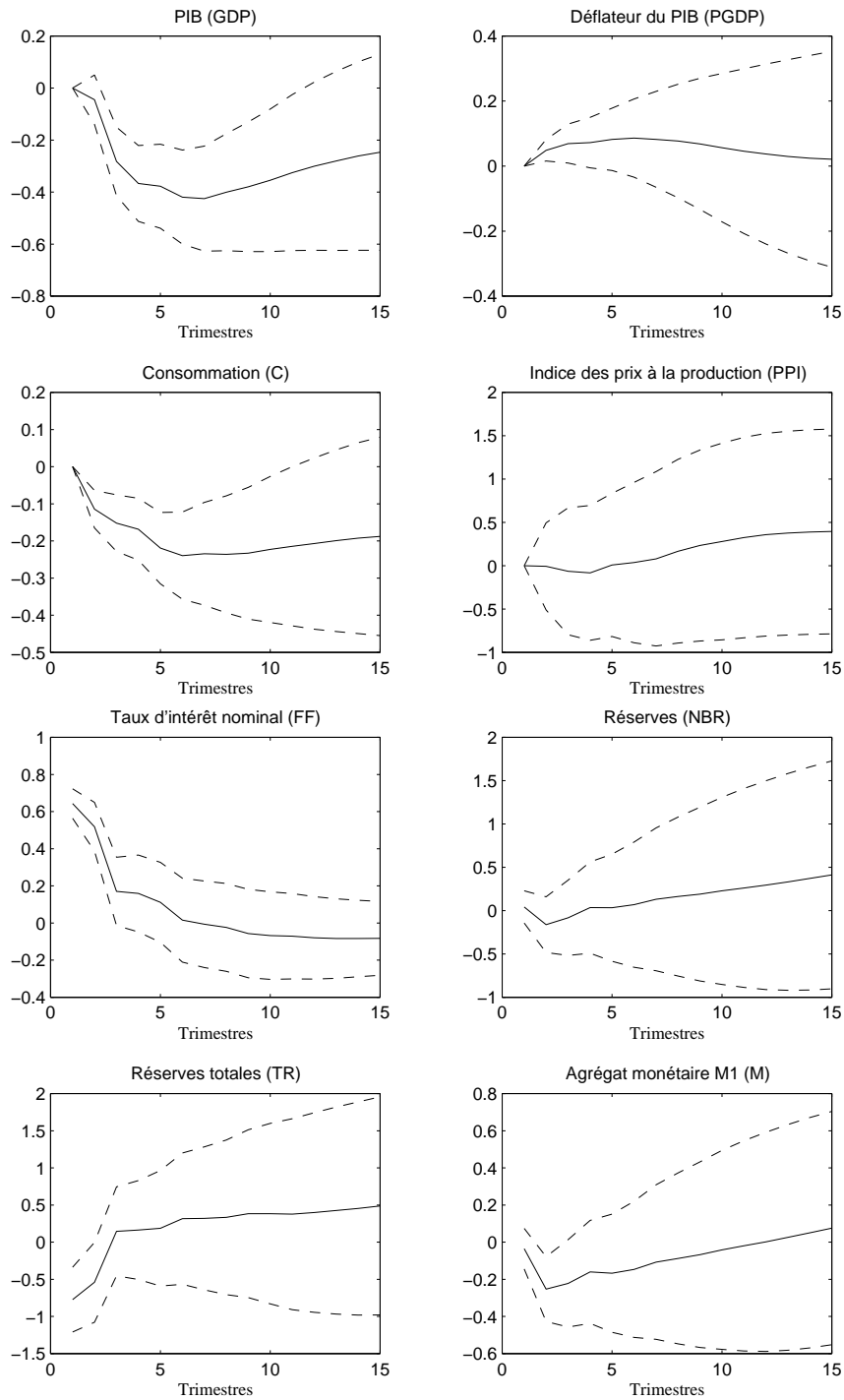
Robustesse au nombre de retards

La robustesse du modèle VAR au nombre de retards utilisé est vérifiée. Nous incluons successivement trois et cinq retards dans le modèle.

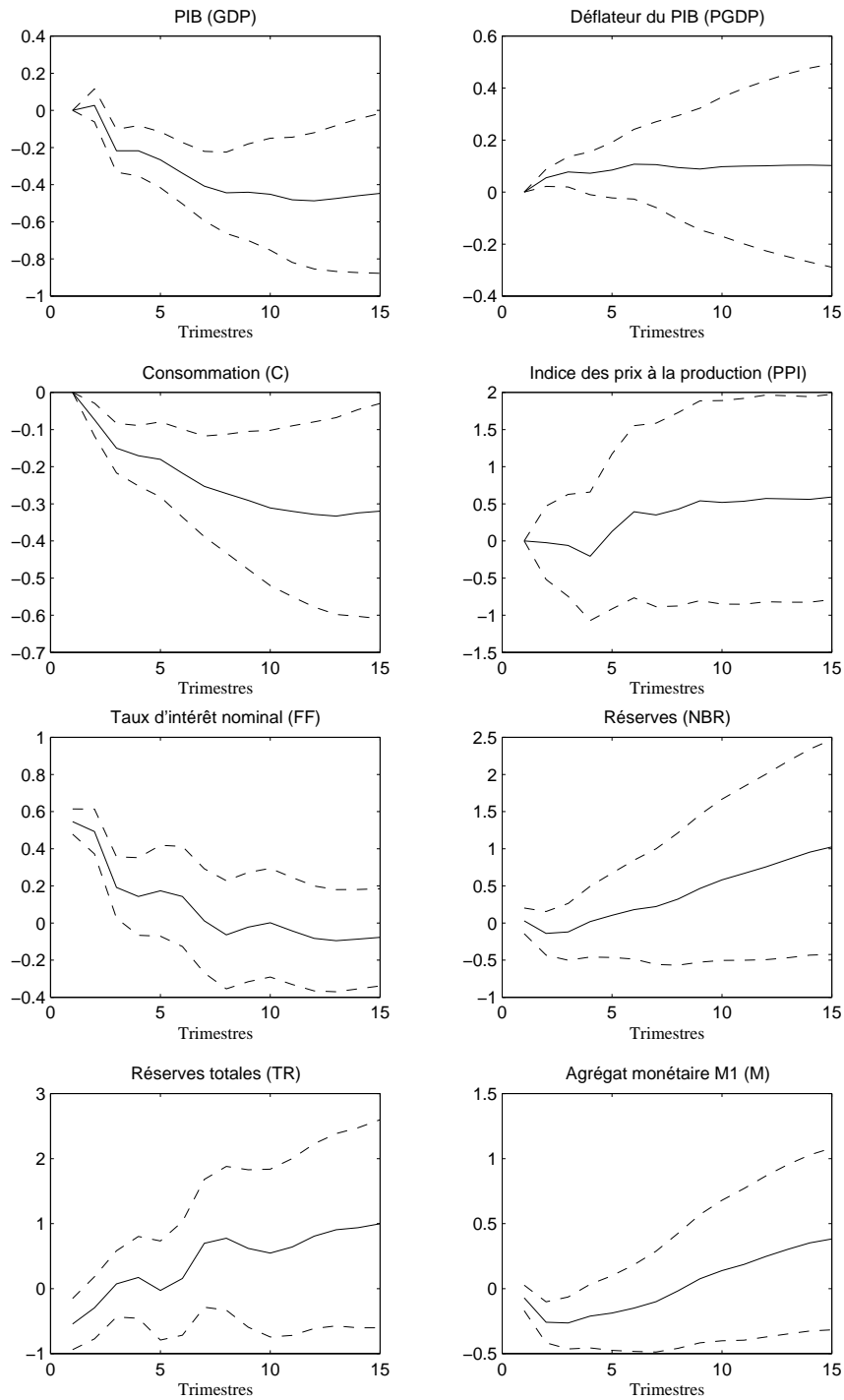
Robustesse au schéma d'identification

La robustesse du modèle VAR à l'emplacement de la consommation dans le schéma d'identification est vérifiée. Il est maintenant supposé que la consommation peut réagir de façon contemporaine à un choc de politique monétaire. Le vecteur Y_t devient $\{GDP_t, PGDP_t, PPI_t, FF_t, C_t, NBR_t, TR_t, M_t\}$. Les résultats obtenus sont similaires quel que soit l'emplacement de la consommation dans le schéma d'identification (voir graphiques 1.1 et 1.8).

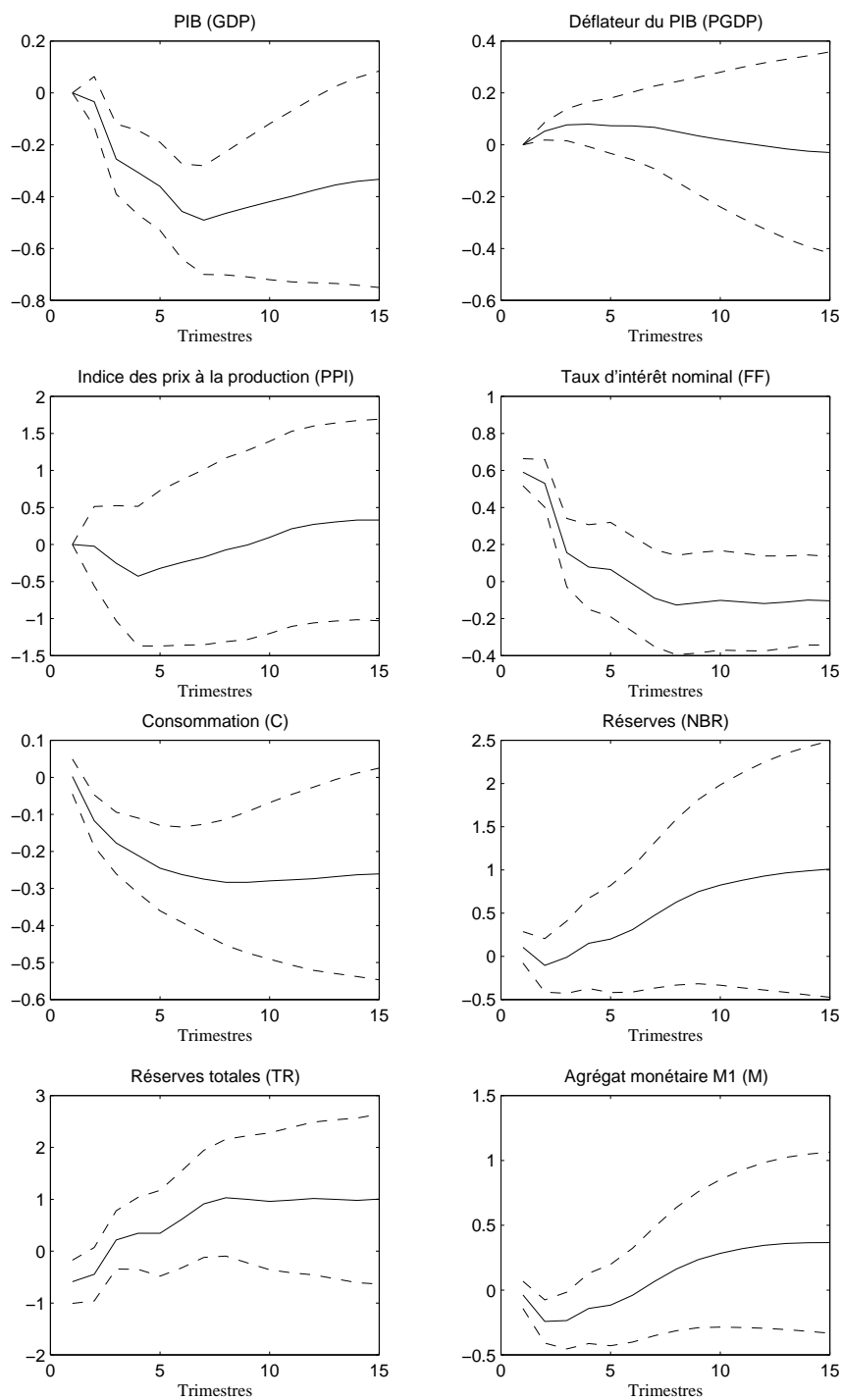
GRAPH. 1.6 – Réponses à un choc sur le taux d'intérêt de 1% (modèle à 3 retards)



GRAPH. 1.7 – Réponses à un choc sur le taux d'intérêt de 1% (modèle à 5 retards)



GRAPH. 1.8 – Réponses à un choc sur le taux d'intérêt de 1%



TAB. 1.11 – Modèle à un retard sur les habitudes avec trois retards dans le VAR

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.6040	(0.0097)	–	–
2	0.7466	(0.0080)	17.4009	31.5302
3	0.8373	(0.0067)	19.4897	34.9937
4	0.8994	(0.0053)	27.1415	43.0674
5	0.9154	(0.0056)	30.4971	45.8915
6	0.9207	(0.0056)	30.9740	47.9920
7	0.9223	(0.0057)	30.9425	49.9144
8	0.9276	(0.0067)	31.4063	52.2190
9	0.9295	(0.0072)	31.4679	53.1851
10	0.9305	(0.0082)	31.4729	55.3240
15	0.9322	(0.0126)	32.2180	59.1155

TAB. 1.12 – Modèle à un retard sur les habitudes avec cinq retards dans le VAR

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.7891	(0.00149)	–	–
2	0.8175	(0.0054)	15.2799	25.3645
3	0.8676	(0.0045)	22.0496	31.0839
4	0.8873	(0.0052)	22.3384	31.9001
5	0.9002	(0.0053)	22.3743	32.0480
6	0.9180	(0.0052)	23.6386	34.7797
7	0.9330	(0.0051)	26.0118	36.6910
8	0.9391	(0.0053)	26.7001	39.3851
9	0.9452	(0.0054)	28.0308	41.7203
10	0.9494	(0.0056)	28.5845	43.0941
15	0.9585	(0.0066)	32.4305	53.8823

TAB. 1.13 – Modèle à un retard pour un schéma d'identification différent

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.6043	(0.0113)	–	–
2	0.7264	(0.0097)	13.3284	28.8584
3	0.8170	(0.0089)	15.9310	32.5087
4	0.8532	(0.0092)	16.2487	32.9476
5	0.8686	(0.0099)	16.0846	35.7565
6	0.8735	(0.0101)	16.0069	36.7315
7	0.8779	(0.0105)	15.9833	38.4471
8	0.8789	(0.0109)	15.9609	40.8542
9	0.8768	(0.0114)	16.1707	44.5785
10	0.8764	(0.0118)	16.1870	47.2222
15	0.8853	(0.0142)	17.0058	54.6195

Robustesse au choix du taux d'intérêt

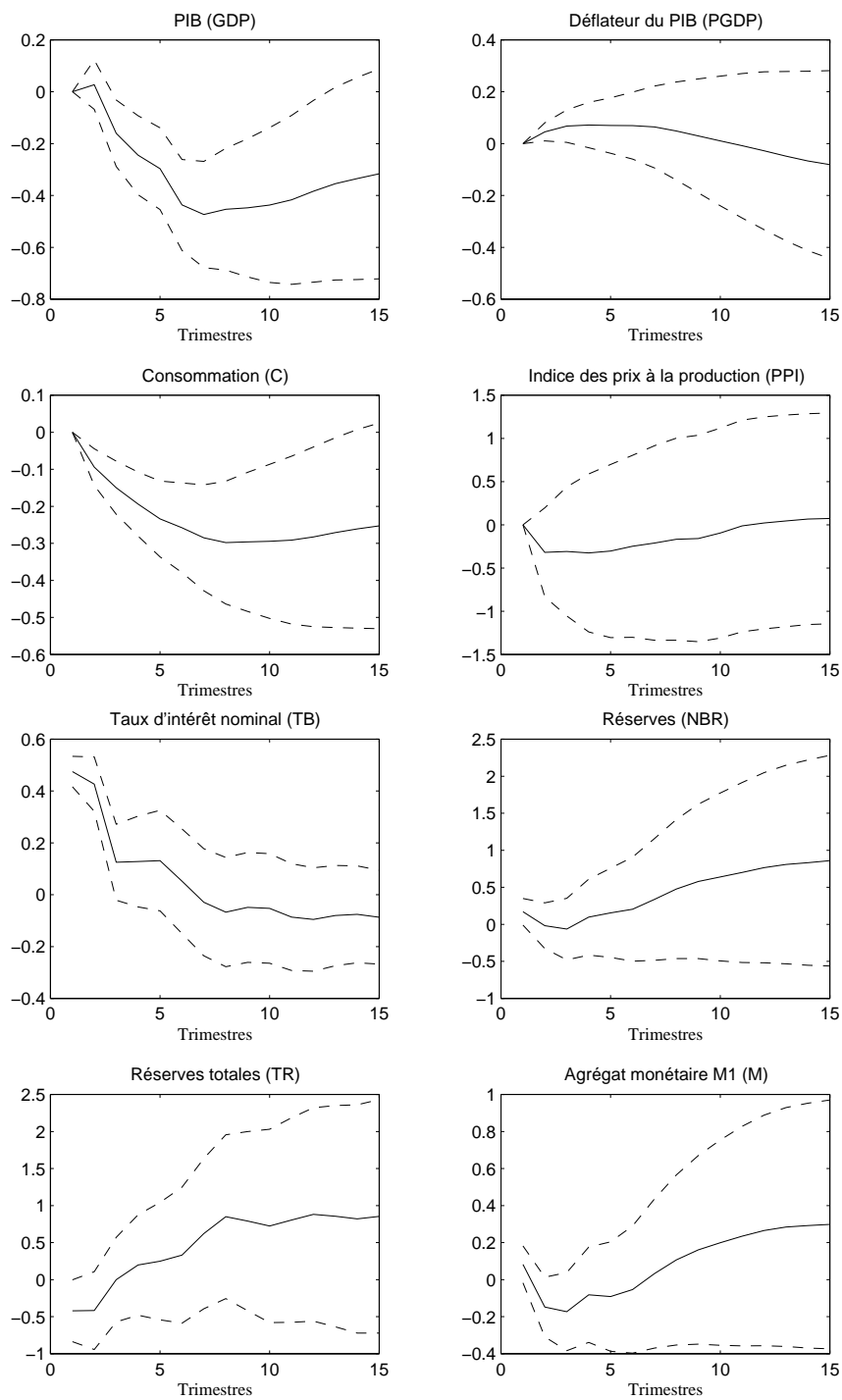
La robustesse du modèle VAR et des estimations à l'utilisation du « Treasury Bills » comme indicateur du taux d'intérêt est vérifiée. Le vecteur Y_t associé au modèle VAR devient $\{GDP_t, PGDP_t, PPI_t, TB_t, C_t, NBR_t, TR_t, M_t\}$.

La définition du taux d'intérêt des bons du Trésor (« Treasury Bills » (TB)) est la suivante : type d'actif du gouvernement émis par le trésor américain pour obtenir des fonds afin de financer le déficit budgétaire fédéral. Un bon du Trésor (ou « T-bill ») a une maturité de un an au moins. Ces bons sont échangés sur le marché monétaire. Le taux d'intérêt sur ces bons est l'un des indicateurs clés de l'activité économique à court terme.

TAB. 1.14 – Modèle à un retard (Taux des bons du Trésor)

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.6221	(0.0138)	–	–
2	0.7833	(0.0089)	10.5067	25.0897
3	0.8477	(0.0068)	16.1883	32.3794
4	0.8941	(0.0060)	21.3077	35.5838
5	0.9152	(0.0064)	23.3885	38.7908
6	0.9281	(0.0062)	26.6313	42.4456
7	0.9362	(0.0062)	28.8814	45.1389
8	0.9415	(0.0068)	30.4018	46.6746
9	0.9435	(0.0081)	30.5532	47.8944
10	0.9464	(0.0084)	31.1359	49.0816
15	0.9542	(0.0097)	32.1299	57.7830

GRAPH. 1.9 – Réponses à un choc sur le taux d'intérêt de 1% (Taux des bons du Trésor)



Robustesse au choix du déflateur du produit

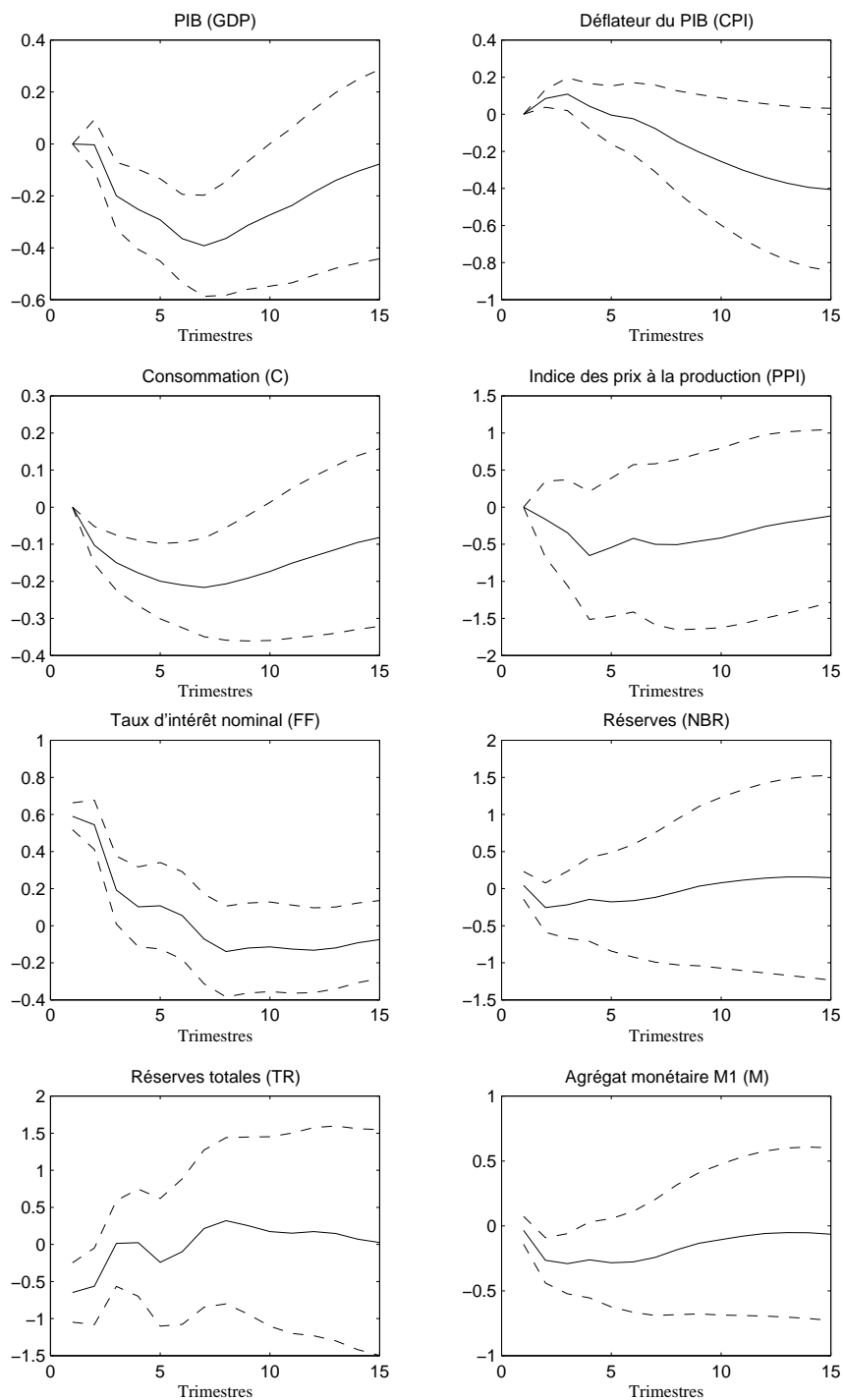
La robustesse du modèle VAR et des estimations à l'utilisation de l'indice des prix à la consommation (« Consumer Price Index » (CPI)) comme déflateur du produit est vérifiée. Le vecteur Y_t associé au modèle VAR devient $\{GDP_t, CPI_t, PPI_t, FF_t, C_t, NBR_t, TR_t, M_t\}$.

Le CPI est un indice des prix des biens et services achetés par les consommateurs qui est publié tous les mois par le Bureau des Statistiques du Travail. Il est utilisé comme un indicateur des prix et de l'inflation mais permet également de convertir des indicateurs nominaux en indicateurs réels. Il permet enfin, d'ajuster les salaires et les charges sur l'inflation.

TAB. 1.15 – Modèle à un retard (Indice des prix à la consommation)

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.5554	(0.0139)	–	–
2	0.7550	(0.0099)	13.6988	28.2248
3	0.8485	(0.0074)	18.7032	33.0704
4	0.8992	(0.0064)	23.1064	35.6389
5	0.9305	(0.0054)	25.7509	39.4666
6	0.9424	(0.0052)	27.9612	41.9646
7	0.9500	(0.0050)	28.6140	44.0756
8	0.9550	(0.0047)	29.3505	44.8560
9	0.9572	(0.0050)	29.4445	46.1213
10	0.9563	(0.0052)	29.4979	48.7786
15	0.9572	(0.0079)	29.6354	58.5655

GRAPH. 1.10 – Réponses à un choc sur le taux d'intérêt de 1% (Indice des prix à la consommation)



Corrélations entre le taux d'intérêt réel (r_t) et la croissance de la consommation (ΔC_{t+i})

La robustesse des résultats concernant les corrélations entre r_t et ΔC_t et r_t et ΔC_{t+1} est vérifiée au regard de l'utilisation de données différentes. Ainsi, nous utilisons le taux de rémunération des bons du Trésor comme indicateur du taux d'intérêt puis l'indice des prix à la consommation comme déflateur du produit et re-calculons les corrélations. Enfin, nous re-calculons la corrélation conditionnelle lorsque il est supposé que la consommation réagit à l'impact du choc monétaire dans le schéma d'identification du modèle VAR.

TAB. 1.16 – Corrélations entre r_t et ΔC_{t+i}

Données utilisées et période	i	$corr(r_t, \Delta C_{t+i})_{NC}$	$corr(r_t, \Delta C_{t+i})_C$
<i>FF</i> et <i>CPI</i> (1967 – 1999)	0	-0.3428	-0.9748
	1	-0.3346	-0.6815
<i>TB</i> et <i>PGDP</i> (1967 – 1999)	0	-0.2806	-0.9129
	1	-0.2576	-0.7297
<i>FF</i> et <i>PGDP</i> (1967 – 1999) (modification du schéma d'identification)	0	--	-0.9580
	1	--	-0.6024

Note : $r_t = R_t - (E_t P_{t+1} - P_t)$. Les corrélations non-conditionnelles ($corr(r_t, \Delta C_{t+i})_{NC}$)

sont calculées en supposant que $E_t P_{t+1}$ et $E_t C_{t+1}$ suivent des processus *AR*.

L'ensemble de ces résultats supplémentaires confirme les résultats énoncés dans le paragraphe concernant l'évolution du taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation de la section 1.1.2. Il existe une corrélation négative entre croissance de la consommation et taux d'intérêt réel qui est plus forte à la suite d'un choc de politique monétaire.

Robustesse des estimations au paramètre de courbure

Dans cette annexe, nous analysons la robustesse des résultats des estimations du paramètre de persistance des habitudes à la spécification des préférences. Ainsi, nous ré-estimons ce paramètre dans le cas où la fonction d'utilité est de type CRRA. Il eut été intéressant d'estimer les paramètres de persistance des habitudes θ et de courbure σ simultanément

mais dans ce cas des problèmes d'identification apparaissent. Ainsi, afin de vérifier la robustesse de nos résultats à l'utilisation d'une fonction d'utilité logarithmique, on se contente de vérifier la robustesse des résultats de l'estimation du paramètre θ à différentes valeurs de σ . Pour différentes valeurs de N , les estimations de θ varient entre 0.9295 et 0.9915 (voir tableau 1.17), 0.7335 et 0.9542 (voir tableau 1.18), 0.4824 et 0.9036 (voir tableau 1.19), 0.3640 et 0.8773 (voir tableau 1.20), et 0.3118 et 0.8646 (voir tableau 1.21), en posant le paramètre de courbure σ respectivement à 0.1, 0.5, 2, 5 et 10. Enfin, le modèle n'est globalement jamais rejeté par les données.

TAB. 1.17 – Modèle à un retard ($\sigma = 0.1$)

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.9295	(0.0028)	–	–
2	0.9627	(0.0021)	16.3183	29.1220
3	0.9761	(0.0014)	23.8168	36.4480
4	0.9844	(0.0012)	28.9747	40.6872
5	0.9881	(0.0011)	31.8681	44.0347
6	0.9902	(0.0011)	33.8815	46.0968
7	0.9912	(0.0011)	34.9353	49.0462
8	0.9918	(0.0011)	35.6504	49.8306
9	0.9922	(0.0011)	36.3633	51.1279
10	0.9924	(0.0011)	36.6394	52.3200
15	0.9915	(0.0013)	38.0909	61.4607

Note : Ces résultats sont obtenus pour une valeur de $\sigma = 0.1$

Pour différentes valeurs de N , les estimations de θ varient entre 0.9295 et 0.9915 (voir tableau 1.17) lorsque le paramètre de courbure σ est fixé à 0.1. De plus, le modèle n'est pas rejeté par les données.

TAB. 1.18 – Modèle à un retard ($\sigma = 0.5$)

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.7335	(0.0078)	–	–
2	0.8460	(0.0056)	18.0323	33.4832
3	0.8927	(0.0043)	25.5040	39.9175
4	0.9233	(0.0040)	30.3564	43.2323
5	0.9376	(0.0040)	33.0421	46.2887
6	0.9456	(0.0039)	34.9290	48.0028
7	0.9497	(0.0040)	35.9004	49.7512
8	0.9521	(0.0040)	36.5740	51.8616
9	0.9536	(0.0041)	37.2510	52.9284
10	0.9546	(0.0040)	37.4979	54.1988
15	0.9542	(0.0049)	38.9482	64.2068

Note : Ces résultats sont obtenus pour une valeur de $\sigma = 0.5$

Pour différentes valeurs de N , les estimations de θ varient entre 0.7335 et 0.9542 (voir tableau 1.18) lorsque le paramètre de courbure σ est fixé à 0.5. De plus, le modèle n'est pas rejeté par les données.

TAB. 1.19 – Modèle à un retard ($\sigma = 2$)

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.4824	(0.0113)	–	–
2	0.6765	(0.0102)	20.0403	35.7241
3	0.7666	(0.0103)	27.3423	42.1479
4	0.8290	(0.0105)	31.7108	44.6769
5	0.8593	(0.0124)	34.0868	47.1349
6	0.8766	(0.0129)	35.7736	49.2612
7	0.8856	(0.0136)	36.6101	51.8027
8	0.8914	(0.0139)	37.2016	53.0622
9	0.8954	(0.0144)	37.7960	53.6445
10	0.8980	(0.0148)	37.9883	55.4969
15	0.9036	(0.00173)	39.2899	64.5933

Note : Ces résultats sont obtenus pour une valeur de $\sigma = 2$

Pour différentes valeurs de N , les estimations de θ varient entre 0.4824 et 0.9036 (voir tableau 1.19) lorsque le paramètre de courbure σ est fixé à 2. De plus, le modèle n'est pas rejeté par les données.

TAB. 1.20 – Modèle à un retard ($\sigma = 5$)

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.3640	(0.0123)	–	–
2	0.5843	(0.0137)	20.6569	35.3144
3	0.6966	(0.0152)	27.8124	41.1654
4	0.7756	(0.0180)	31.9655	43.8058
5	0.8147	(0.0201)	34.2158	46.0496
6	0.8372	(0.0212)	35.8151	47.0040
7	0.8490	(0.0219)	36.5918	50.5427
8	0.8569	(0.0223)	37.1466	52.0187
9	0.8624	(0.0229)	37.6984	52.6665
10	0.8660	(0.0236)	37.8686	53.6592
15	0.8773	(0.0275)	39.1163	63.1763

Note : Ces résultats sont obtenus pour une valeur de $\sigma = 5$

Pour différentes valeurs de N , les estimations de θ varient entre 0.3640 et 0.8773 (voir tableau 1.20) lorsque le paramètre de courbure σ est fixé à 5. De plus, le modèle n'est pas rejeté par les données.

TAB. 1.21 – Modèle à un retard ($\sigma = 10$)

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.3118	(0.0128)	–	–
2	0.5398	(0.0158)	20.7734	34.5356
3	0.6627	(0.0182)	27.8541	40.4183
4	0.7493	(0.0220)	31.9301	43.2921
5	0.7926	(0.0254)	34.1401	45.2715
6	0.8177	(0.0267)	35.7079	45.7815
7	0.8309	(0.0278)	36.4629	49.4812
8	0.8398	(0.0283)	37.0052	50.8307
9	0.8461	(0.0293)	37.5393	51.5171
10	0.8501	(0.0302)	37.7027	52.9705
15	0.8646	(0.0324)	38.9411	54.0124

Note : Ces résultats sont obtenus pour une valeur de $\sigma = 10$

Pour différentes valeurs de N , les estimations de θ varient entre 0.3118 et 0.8646 (voir tableau 1.21) lorsque le paramètre de courbure σ est fixé à 10. De plus, le modèle n'est pas rejeté par les données.

Robustesse des résultats à l'élasticité de substitution intertemporelle

Dans cette annexe, afin de déterminer plus précisément le rôle de la formation des habitudes sur le mécanisme de substitution intertemporelle, des estimations sont conduites de façon contrainte. Tout d'abord, l'élasticité de substitution intertemporelle est fixée à une valeur supérieure à l'unité (10) puis à une valeur inférieure (0.5).

TAB. 1.22 – $ESI = 10$

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.0902	(0.0042)	–	–
2	0.1483	(0.0044)	81.8409	79.3244
3	0.1476	(0.0046)	83.5477	80.1447
4	0.1530	(0.0046)	88.0207	83.4518
5	0.1547	(0.0046)	89.6937	85.1354
6	0.1554	(0.0046)	91.7894	88.6338
7	0.1564	(0.0046)	92.0540	88.9152
8	0.1563	(0.0045)	92.1024	88.8050
9	0.1561	(0.0046)	92.2048	91.2511
10	0.1563	(0.0046)	93.0643	92.3165
15	0.1561	(0.0047)	93.7396	93.0504

Note : Ces résultats sont obtenus pour une valeur de l' ESI égale à 10

Dans ce cas, les valeurs obtenues du paramètre de persistance des habitudes sont plus faibles que lorsque l'estimation n'est pas contrainte. Ce paramètre est significatif mais la statistique J est toujours supérieure à sa valeur critique.

TAB. 1.23 – $ESI = 0.5$

N	$\hat{\theta}$	<i>s.e.</i>	$J(\hat{\theta})$	Valeur critique
1	0.2298	(0.0120)	–	–
2	0.4506	(0.0161)	29.0181	38.4145
3	0.5561	(0.0192)	42.1371	47.8675
4	0.6295	(0.0230)	50.2714	51.9599
5	0.6562	(0.0302)	53.1224	52.9705
6	0.6671	(0.0271)	54.4995	55.5237
7	0.6706	(0.0280)	54.8721	59.9468
8	0.6736	(0.0288)	55.2028	57.9711
9	0.6749	(0.0291)	55.4048	59.8431
10	0.6749	(0.0300)	55.4051	61.6616
15	0.6758	(0.0325)	55.8725	68.8528

Note : Ces résultats sont obtenus pour une valeur de l' ESI égale à 0.5

Dans ce cas, les valeurs obtenues du paramètre de persistance des habitudes sont plus faibles que lorsque l'estimation n'est pas contrainte. Ce paramètre est significatif et le test de sur-identification montre que le modèle n'est pas rejeté par les données.

Chapitre 2

Persistance des habitudes de consommation et effet de liquidité

Introduction

L'utilisation des modèles explicatifs de type VAR nous a permis d'identifier certains faits monétaires dans le chapitre précédent. L'étude de la formation des habitudes nous a permis de montrer que cette hypothèse permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. En utilisant un modèle monétaire existant, nous nous focalisons, dans ce chapitre, sur la pertinence de l'hypothèse de persistance des habitudes dans l'explication de la persistance de l'effet de liquidité. Ce dernier s'énonce de la façon suivante : suite à un changement dans la politique monétaire, par exemple un choc de politique monétaire expansionniste, le produit intérieur brut augmente et les taux d'intérêt nominal et réel diminuent de façon persistante. La démarche consiste, dans ce chapitre, à utiliser un modèle à participation limitée qui permet de représenter l'effet de liquidité sans en reproduire la persistance. Nous cherchons alors à comprendre quantitativement un problème théorique. En utilisant les travaux de Fuerst [1992] et Lucas [1990], nous décomposons l'effet de liquidité et cherchons à comprendre les effets quantitatifs liés à la persistance des habitudes.

Le modèle à participation limitée trouve son origine dans l'incapacité du modèle à contrainte d'encaisses préalables à reproduire l'effet de liquidité. Ce modèle à prix flexibles utilise une

contrainte d'encaisses préalables (voir Lucas et Stokey [1983] ou, pour une application, Cooley et Hansen [1989]). A la suite d'une injection monétaire positive, le produit diminue alors que le taux d'intérêt nominal et le taux d'intérêt réel augmentent. Le mécanisme majeur de transmission des chocs monétaires dans les modèles à contrainte de transactions monétaires repose sur le phénomène de taxe inflationniste qui est le déterminant majeur de la dynamique intertemporelle des variables. Ainsi, afin de mieux représenter les effets monétaires, on a cherché à affaiblir l'effet de la taxe inflationniste.

De nombreux auteurs ont alors proposé d'introduire l'hypothèse de participation limitée dans un modèle monétaire à contrainte d'encaisses préalables (voir par exemple Lucas [1990], Christiano [1991] et Fuerst [1992]). Dans ce modèle, l'épargne est en définitive pré-déterminé car les ménages ne peuvent ajuster immédiatement leur comportement aux modifications qui se produisent sur le marché financier. A la suite d'une injection monétaire, l'offre de fonds prêtables des banques augmente mais les ménages ne peuvent pas se porter à court terme sur le marché du crédit. Les entreprises peuvent alors absorber cet excès d'offre de fonds prêtables, ce qui exerce une pression à la baisse sur le taux d'intérêt nominal. C'est pourquoi, en réduisant la charge de la dette des entreprises, la baisse du taux d'intérêt leur permet d'augmenter leur échelle de production, favorisant alors l'emploi et l'activité.

Cependant, tout comme dans le modèle à contrainte d'encaisses préalables, la réponse de la consommation à une modification de la politique monétaire est contre-factuelle (la consommation réagit négativement à une injection monétaire). En effet, un accroissement du taux de croissance des encaisses nominales entraîne une diminution de la richesse anticipée des agents. Afin de lisser leur trajectoire de consommation, ces derniers réduisent leur consommation dès la période du choc. Le ménage va donc reporter sa consommation à la période suivante. Enfin, bien que ce modèle permette de reproduire un effet de liquidité, ce dernier ne dure qu'une période et n'est donc pas persistant. En effet, dès la seconde période après le choc monétaire, l'hypothèse de participation limitée ne s'applique plus, le seul mécanisme à l'oeuvre est alors celui de la taxe inflationniste. Les ménages réduisent leurs dépôts car leur rendement a diminué et car ils anticipent une inflation

positive à la période suivante. La baisse de la demande de dépôts fait augmenter le taux d'intérêt au dessus de sa valeur d'équilibre stationnaire. L'hypothèse de participation limitée permet donc de briser l'effet de la taxe inflationniste à la première période, ce dernier l'emportant sur l'effet de liquidité dès la seconde période. Afin de reproduire un effet de liquidité persistant, il est donc pertinent d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, mécanisme central de la taxe inflationniste. C'est pourquoi, l'hypothèse de complémentarité intertemporelle dans la consommation des agents est introduite dans un modèle à participation limitée.

Il est montré, dans ce chapitre, que cette hypothèse permet d'augmenter la persistance des effets d'un choc de politique monétaire dans le modèle. L'effet de liquidité ainsi reproduit est persistant et donc pertinent au regard des données. En effet, les fonctions de réponse montrent que le produit et le taux d'intérêt répondent de façon plus persistante à une modification de la politique monétaire. En affaiblissant l'effet de substitution intertemporel présent dans le modèle, l'hypothèse de formation des habitudes permet de briser l'effet négatif de la taxe inflationniste à la seconde période. Du fait de l'irréversibilité dans le comportement intertemporel de consommation du ménage, ce dernier doit lisser son comportement d'épargne. Il ne peut donc pas réduire ses dépôts de façon aussi drastique que dans le modèle de participation limitée à la période après le choc monétaire. En effet, l'hypothèse de formation des habitudes induit une irréversibilité dans le comportement intertemporel de consommation du ménage. Cette irréversibilité se transmet alors dans le comportement de détention d'encaisses monétaires du fait de la contrainte d'encaisses préalables auquel le ménage est soumis. La baisse de la demande de dépôts est donc plus lente, le taux d'intérêt toujours négatif revenant alors à sa valeur d'équilibre stationnaire de façon plus persistante. L'effet de liquidité généré par le modèle avec persistance des habitudes devient donc persistant. Notons, cependant, que comme dans le chapitre précédent, l'hypothèse de formation des habitudes permet une meilleure représentation du comportement de la consommation à la suite d'un choc de politique monétaire mais ne permet pas d'en reproduire le comportement à l'impact du choc.

La définition de l'effet de liquidité proposé par Lucas [1990] et Fuerst [1992] est utilisée

afin de quantifier les effets d'un choc de politique monétaire sur le taux d'intérêt. La décomposition de l'effet de liquidité obtenue permet de déterminer la persistance de cet effet. L'augmentation de persistance liée à l'introduction de l'hypothèse de formation des habitudes peut alors être mesurée. La définition de l'effet de liquidité consiste en une mesure de la liquidité sur le marché du crédit. Cette prime représente la différence entre le prix marginal de l'emprunt pour la firme et le prix marginal du placement pour le ménage en présence d'imperfection financière liée à l'hypothèse de participation limitée. L'utilisation de cette mesure permet de montrer que, lorsque la persistance des habitudes est considérée, l'effet de liquidité est plus persistant. Tout d'abord, nous calculons le pourcentage de volatilité du taux d'intérêt expliqué par l'effet de liquidité et montrons que la partie du taux d'intérêt expliquée par cet effet augmente avec la persistance des habitudes. En effet, la persistance des habitudes amplifie l'importance de la prime de liquidité, ce qui fait croître la persistance de l'effet de liquidité. Ce premier résultat quantitatif confirme les conclusions tirées des fonctions de réponse. L'apport de cette hypothèse, en termes de persistance, est alors quantifié en calculant l'autocorrélation et la densité spectrale de l'effet de liquidité. L'examen de la persistance et de la volatilité dans le domaine des fréquences montre que la persistance du mécanisme de propagation de l'effet de liquidité augmente avec la persistance des habitudes de consommation, le taux d'intérêt devenant, lorsque la persistance des habitudes est suffisamment forte, plus volatile. Enfin, l'étude de la persistance en moyenne montre que la persistance des réponses du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité à une modification de la politique monétaire croît avec la persistance des habitudes, la volatilité de ces variables augmentant lorsque la persistance des habitudes est suffisamment forte.

Le chapitre est organisé comme suit. La section 1 discute l'effet de liquidité observé au sein de l'économie américaine. Le modèle à participation limitée augmenté de l'hypothèse d'habitudes dans le comportement de consommation des ménages est alors présenté en section 2. Nous rappelons, en section 3, les mécanismes de propagation du choc de politique monétaire dans le modèle à contrainte d'encaisses préalables puis dans celui à participation limitée. Enfin, nous discutons, dans cette même section, ces mécanismes lorsque l'hypothèse de formation des habitudes est introduite dans le modèle à participation li-

mitée. La persistance de l'effet de liquidité liée à cette hypothèse est discutée. Enfin, la section 4 donne quelques éléments de conclusion.

2.1 L'effet de liquidité

Sous l'hypothèse d'effet de liquidité, l'incidence initiale d'un choc récessionniste non anticipé de la politique monétaire consiste en une augmentation momentanée des taux d'intérêt nominaux et réels alors que l'activité est réduite de façon persistante. Cependant, comme les anticipations s'ajustent au nouveau taux d'expansion monétaire, leur effet finit par se manifester et dominer l'effet de liquidité. Les taux d'intérêt se mettent alors à augmenter. Cette hypothèse se retrouve-t-elle dans les données ?

Equivalence empirique ? L'équivalence empirique de l'effet de liquidité a largement été débattue par les macroéconomistes. Certaines études empiriques récentes, parmi les plus importantes, Christiano et Eichenbaum [1992a] et Strongin [1995], montrent que cet effet de liquidité existe et qu'il est conséquent aux Etats-Unis. Ces études suggèrent que la variable correspondant aux réserves non-empruntées de la Banque Centrale (« Non Borrowed Reserves » (NBR), voir le modèle VAR du chapitre 1, section 1.1.2) est la mesure la plus pertinente de la monnaie aux Etats-Unis, la Banque Centrale tenant compte du niveau de ses réserves lorsque elle fixe le taux de rémunération de la monnaie auprès des banques. Par ailleurs, ces études montrent que l'effet de liquidité est une caractéristique significative et persistante de l'économie américaine. Intéressons nous alors à certaines études empiriques de l'effet de liquidité aux Etats-Unis.

Les études empiriques des années soixante-dix et quatre-vingt ne trouvent pas d'évidence concernant l'effet de liquidité. Ces études économétriques identifient des chocs d'offre négatifs comme des innovations négatives sur les agrégats monétaires ou des innovations positives sur le taux d'intérêt de court terme. La méthode utilisée par Cagan et Gandolfi [1969], Melvin [1983] et Cochrane [1989] pour mesurer l'existence potentielle de l'effet de liquidité dans les données consiste à régresser le taux d'intérêt sur la croissance passée et présente de la monnaie.

Cagan et Gandolfi [1969] étudient la relation entre le taux d'intérêt appliqué au « papier commercial » (« commercial paper rate ») et l'agrégat monétaire $M2$ sur la période 1910–1965. Ainsi, les auteurs considèrent la relation entre taux d'intérêt et croissance monétaire dans l'étude de l'effet de liquidité. Ils trouvent alors que la monnaie n'a un impact sur le taux d'intérêt que six mois plus tard. Melvin [1983] étend cette analyse à partir du début des années soixante-dix. Il trouve alors qu'il existe un effet de liquidité faible sur la période 1973–1979 et que celui-ci disparaît très rapidement c'est-à-dire qu'il n'est pas persistant. Notons que les taux d'inflation élevés des années soixante-dix peuvent expliquer la disparition rapide de l'effet de liquidité dans les données à cette période. Par la suite, Cochrane [1989] utilise les bons du trésor à trois mois (« Treasury bills » (TB)) et l'agrégat monétaire $M1$ (qui ne tient pas compte des ajustements saisonniers) et montre que l'effet de liquidité réapparaît entre 1979 et 1982 lorsque la Banque Centrale a pour cible les réserves non-empruntées. L'effet de liquidité est alors plus persistant, il est de deux mois.

Ces résultats empiriques basés sur des approches traditionnelles suggèrent que la relation entre les modifications des agrégats monétaires et le taux d'intérêt varie au cours du temps et qu'elle n'est pas persistante au cours de certaines périodes.

A contrario, des études empiriques plus récentes montrent que l'effet de liquidité existe et qu'il est persistant aux Etats-Unis.

Leeper et Gordon [1992] suggèrent qu'afin d'expliquer le co-mouvement du taux d'intérêt et de la croissance monétaire, il est nécessaire de tenir compte de l'impact d'autres agrégats de l'économie. Ils proposent d'utiliser un modèle VAR à quatre retards dans lequel ils introduisent la croissance monétaire, le taux d'intérêt, les prix à la consommation et à la production. Ils étudient alors la relation entre l'agrégat monétaire (la base monétaire) et le taux d'intérêt (le taux d'intérêt fédéral) en utilisant des séries mensuelles sur la période 1954–1990. Deux versions de ce modèle VAR sont estimées. Dans la première, la croissance monétaire est exogène alors que dans la seconde version, aucune restriction n'est imposée. Les résultats obtenus montrent que la corrélation entre le taux d'intérêt et la croissance non-anticipée de la monnaie n'est jamais négative et qu'elle est même positive et élevée au cours de certaines sous-périodes.

D'après Christiano et Eichenbaum [1992a] et Strongin [1995], l'utilisation des agrégats monétaires $M1$ et $M2$ est insuffisante. Ces agrégats sont influencés par des chocs de demande de monnaie et ne sont pas en relation directe avec les actions de politique de la Banque Centrale. Afin d'étudier l'effet de liquidité, Christiano et Eichenbaum [1992a] suggèrent que le montant des réserves non-empruntées auprès de la Banque Centrale est une mesure de la monnaie dont il faut tenir compte car ces réserves sont contrôlées par le comité fédéral lors des opérations dites d'open market. Ainsi, c'est une mesure appropriée de la monnaie dont il faut tenir compte afin d'identifier et d'estimer les effets de la politique monétaire. Christiano et Eichenbaum [1992a] utilisent un modèle VAR qui inclut une mesure de la monnaie, le taux des fonds fédéraux, une mesure du produit réel et le niveau des prix. Ils utilisent des données mensuelles et trimestrielles. La réponse du taux d'intérêt (le taux des fonds fédéraux) à une modification de la politique monétaire est alors étudiée en utilisant différentes mesures de la monnaie : les agrégats monétaires $M0$ et $M1$ et le montant des réserves non-empruntées (NBR). Lorsque cette dernière mesure est introduite dans l'analyse, le taux d'intérêt augmente instantanément de façon persistante à la suite d'un choc de politique monétaire négatif. Ce résultat est robuste à la fois aux hypothèses d'identifications, à la période d'après-guerre utilisée et au fait d'utiliser des données mensuelles ou trimestrielles. Ainsi, ces auteurs montrent qu'un choc de politique monétaire non-anticipé restrictif a toujours pour conséquence une augmentation persistante du taux d'intérêt de court terme et une diminution de l'activité économique.

Enfin, Strongin [1995] suggère que pour tenir compte des modifications de politique de la Banque Centrale, il est nécessaire de considérer à la fois les réserves empruntées et les réserves non-empruntées. Il utilise des données mensuelles sur la période 1959 : 1–1992 : 2 et des sous-échantillons identiques à ceux de Leeper et Gordon [1992]. Strongin [1995] montre alors que quelle que soit la période considérée, un effet de liquidité persistant apparaît dans les données.

Modèle VAR et effet de liquidité Dans ce paragraphe, nous présentons les résultats d'un modèle VAR similaire à celui de Christiano et al. [1999]¹. Ce dernier permet d'observer

¹Voir la section 1.1.1 du chapitre précédent pour une présentation détaillée de la méthodologie VAR.

le comportement des agrégats de l'économie à la suite d'une modification de la politique monétaire de la Banque Centrale, étant donné un schéma d'identification.

Le graphique 2.1 représente les fonctions de réponse estimées des variables du modèle VAR du chapitre précédent à un choc de politique monétaire positif c'est-à-dire à un choc négatif sur le taux des fonds fédéraux de la Banque Centrale. Suite à un choc de politique monétaire expansionniste, le produit intérieur brut augmente et le taux d'intérêt nominal diminue de façon persistante. Par ailleurs, les fonctions de réponse montrent que, suite au choc, le niveau des prix répond initialement positivement mais faiblement. Un effet de liquidité persistant apparaît donc dans les données. Remarquons également que, suite à une injection monétaire, la consommation augmente de façon persistante et présente un comportement « relativement lisse »².

L'effet de liquidité suivant lequel une politique monétaire expansionniste (respectivement restrictive) conduit à une diminution (augmentation) persistante du taux d'intérêt nominal et à un accroissement (une réduction) persistant(e) du produit apparaît comme le principal mécanisme de transmission des chocs monétaires³. La mise en évidence d'un tel mécanisme dans un modèle à encaisses préalables relève du défi car non seulement les modèles traditionnels à fondements microéconomiques ne présentent pas d'effet de liquidité⁴ mais, de plus, le mécanisme de taxe inflationniste (voir section 2.3.2) est en complète opposition avec un tel processus⁵. Certains modèles récents à contraintes de transactions permettent de reproduire des effets de liquidité parallèlement aux mécanismes de taxe inflationniste. Il s'agit des modèles à participation limitée (voir Lucas [1990] et Fuerst [1992]). Cependant, il ne suffit pas de construire un modèle capable d'engendrer un effet de liquidité,

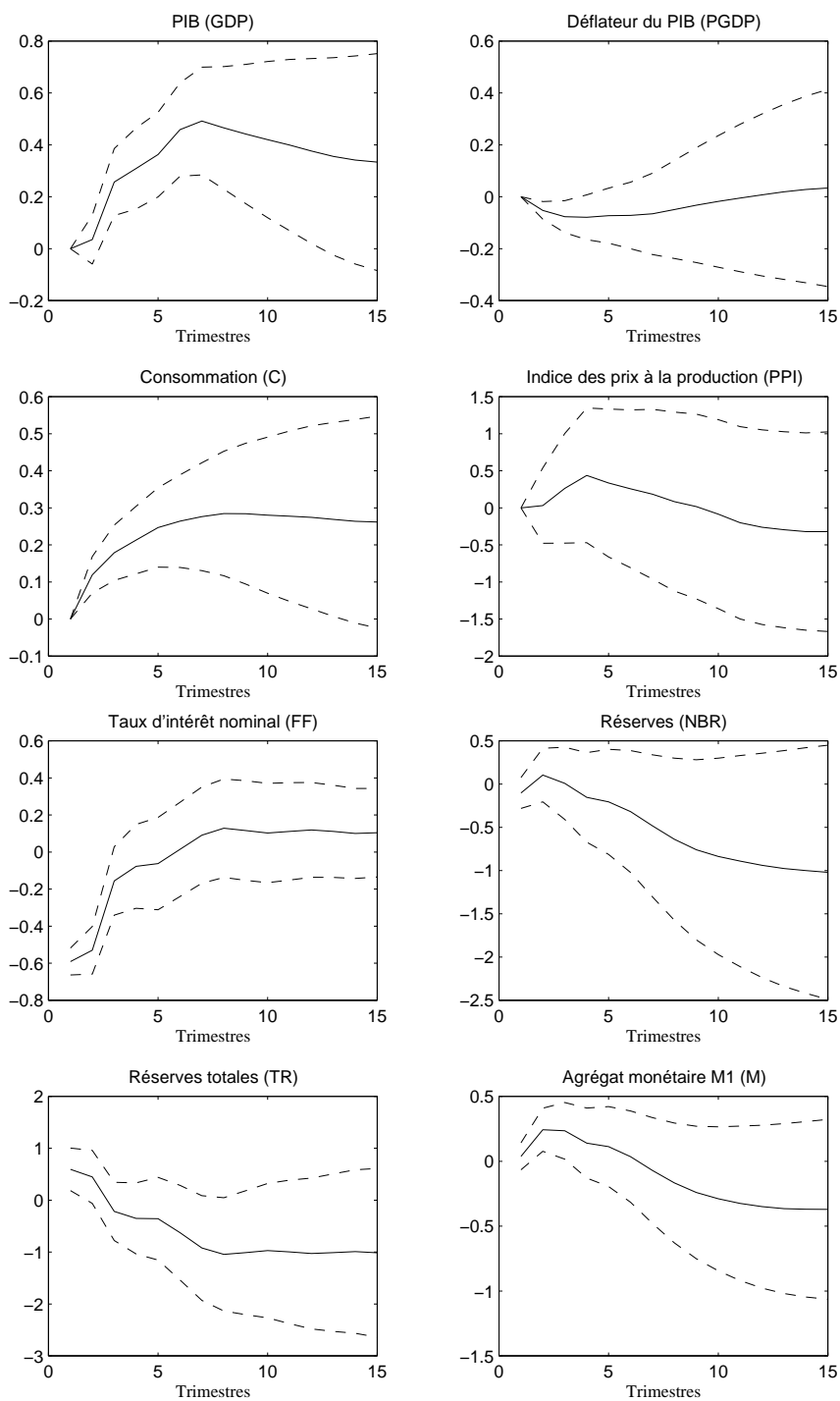
²Ce point est discuté plus en détail dans le chapitre précédent.

³Ce mécanisme correspond à celui de la macroéconomie traditionnelle (modèle *IS-LM* standard).

⁴Notons que les spécifications à cadences de paiement imbriquées de Grossman et Weiss [1983] et Rotemberg [1984] permettent de reproduire un effet de liquidité.

⁵Afin de reproduire l'influence positive de la monnaie sur l'activité économique, notons qu'il est possible d'introduire des rigidités de prix, sous forme de contrats (voir, par exemple, Cho et Cooley [1995]) ou de coûts d'ajustement (voir, par exemple, Hairault et Portier [1993a]). Cependant, ces modèles ne permettent pas de reproduire un effet de liquidité. Ce point est discuté plus longuement en introduction générale.

GRAPH. 2.1 – Réponses à un choc sur le taux d'intérêt de 1%



encore faut-il que celui-ci soit d'une ampleur suffisante au regard des faits. Sur ce point, le modèle de Fuerst [1992] est insuffisant car sa restriction à l'égard des chocs non auto-corrélés se traduit par l'impossibilité de faire apparaître un effet de liquidité persistant. Ainsi, les simulations effectuées par Christiano [1991] et Christiano et Eichenbaum [1992b] sur ces modèles montrent que l'effet de liquidité est dominé (une période après le choc) par l'impact de la taxe inflationniste⁶. Comme précédemment décrit, c'est le mécanisme de substitution intertemporelle qui au est cœur de la taxe inflationniste. Afin d'affaiblir cet effet, et au regard des résultats du chapitre précédent, nous introduisons dans ce chapitre l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages dans un modèle à participation limitée. En effet, ce modèle permet de reproduire un effet de liquidité d'une période. C'est donc afin d'amplifier cet effet de liquidité que l'hypothèse de formation des habitudes est considérée dans une économie à participation limitée.

2.2 L'économie

Le modèle utilisé dans ce chapitre suppose l'existence d'une participation limitée des ménages au marché financier. Dans cette économie à contrainte d'encaisses préalables, les ménages ne peuvent pas ajuster de façon immédiate leur comportement aux modifications qui se produisent sur le marché financier (voir Lucas [1990], Christiano [1991] et Fuerst [1992]). Contrairement aux modèles de Christiano [1991] et Fuerst [1992], on supposera que les ménages ont des habitudes persistantes de consommation.

On considère une économie concurrentielle dans laquelle sont présents quatre types d'agents : les ménages, les entreprises qui produisent l'unique bien de l'économie qui peut être investi ou consommé, des intermédiaires financiers (les banques de second rang) et enfin, la Banque Centrale qui fixe l'offre de monnaie. Le temps est discret et l'économie est constituée d'un continuum d'agents à durée de vie infinie. Les agents sont tous identiques et subissent tous les mêmes chocs ce qui permet de raisonner en termes d'agent représentatif.

⁶L'obtention d'un effet de liquidité dominant et persistant passe par l'introduction d'un coût d'ajustement sur l'investissement.

2.2.1 Le consommateur représentatif

Au début de la période t , le ménage possède la totalité du stock de monnaie de l'économie M_t . Afin d'acheter des biens de consommation, des encaisses monétaires liquides sont nécessaires. Le ménage utilise donc la monnaie dont il dispose pour consommer C_t mais également pour prêter aux banques sous forme de dépôts M_t^d ; dépôts rémunérés au taux nominal brut R_t . Les achats de bien de consommation doivent être payés en monnaie correspondant à l'encaisse monétaire dont dispose le ménage $M_t^c = M_t - M_t^d$. La monnaie est détenue sous forme d'encaisses afin de satisfaire une contrainte de transactions⁷ :

$$P_t C_t \leq M_t^c \quad (2.1)$$

où P_t est le niveau général des prix.

Le ménage offre une quantité d'heures de travail h_t rémunérées au salaire W_t . Le capital qu'il possède K_t est, par ailleurs, rémunéré au taux d'intérêt q_t . Ainsi, en fin de période, le ménage reçoit les revenus de son travail, $W_t h_t$, la rémunération de son capital, $q_t K_t$, et les dividendes, F_t , de l'entreprise. Enfin, les dépôts bancaires sont remboursés intégralement au ménage sous la forme des intérêts et du principal $R_t M_t^d$; la banque, dont il est le propriétaire, lui transférant ses profits sous forme de dividendes D_t . Ces flux de revenus ainsi que la monnaie dont dispose le ménage après ses achats de biens et ses dépenses en investissement sont transférés à la période suivante. La contrainte budgétaire du ménage s'écrit alors :

$$M_{t+1}^c + M_{t+1}^d \leq R_t M_t^d + W_t h_t + P_t q_t K_t + F_t + D_t + M_t^c - P_t C_t - P_t I_t \quad (2.2)$$

L'investissement permet la formation d'un stock de capital physique dont l'équation d'accumulation est :

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t \quad (2.3)$$

où K_t est le stock de capital de début de période, hérité de la période précédente et où $\delta \in]0, 1[$ est le taux de dépréciation du capital au cours de la période, qui est supposé

⁷Cette contrainte correspond à la contrainte d'encaisses préalables, « cash-in-advance constraint » dans la littérature.

exogène et constant. En substituant la loi d'accumulation du capital (équation 2.3) dans la contrainte budgétaire (équation 2.2) du ménage on obtient :

$$P_t K_{t+1} + M_{t+1}^c + M_{t+1}^d \leq R_t M_t^d + W_t h_t + P_t (q_t - 1 + \delta) K_t + F_t + D_t + M_t^c - P_t C_t \quad (2.4)$$

Le ménage a des préférences sur le loisir et la consommation représentée par :

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(C_t^*, l_t)] \quad (2.5)$$

où $\beta \in]0, 1[$ représente le facteur d'escompte, l_t correspond au loisir du ménage à la période t . C_t^* est un indice à la consommation défini plus précisément dans la suite. E_t représente l'opérateur d'espérance conditionnelle à l'ensemble d'information à la date t . Les ménages disposent à chaque période d'une unité de temps qu'ils partagent entre travail et loisir ($l_t + h_t = 1$). Le comportement du ménage ainsi décrit correspond au modèle standard de participation limitée. Une hypothèse est maintenant ajoutée : le ménage a des habitudes de consommation persistantes au cours du temps.

Les ménages ont des habitudes dans leur comportement de consommation. Ils tiennent compte de la consommation de la période précédente pour décider de leur consommation à la période courante (voir Constantidines et Ferson [1991], Braun et al. [1993] et le chapitre précédent). A chaque période les flux instantanés d'utilité procurés par la consommation s'écrivent⁸ :

$$C_t^* = C_t - \theta C_{t-1} \quad \text{avec} \quad \theta \in]0, 1[\quad (2.6)$$

Lorsque $\theta = 0$, le modèle correspond au modèle à participation limitée décrit par Christiano [1991]. Lorsque $\theta > 0$, les décisions en termes de consommation passée et courante sont complémentaires, caractérisant alors un phénomène de formation d'habitude dans la consommation du ménage. Cette hypothèse suppose que les ménages ajustent leur niveau de consommation de façon graduelle à des chocs non anticipés car ils tiennent compte de leurs habitudes. Plus le paramètre d'habitude θ est élevé, plus les décisions courantes de consommation dépendent des niveaux de consommation passée, affaiblissant alors le

⁸La spécification adoptée de l'hypothèse de formation correspond à la spécification testée dans le chapitre précédent.

mécanisme de substitution intertemporelle (voir chapitre précédent). Par ailleurs, la persistance des habitudes de consommation étant un phénomène internalisé par le ménage, ce dernier ne considère pas seulement son niveau de consommation passée pour déterminer son niveau de consommation présent mais également l'impact de sa décision sur son niveau d'utilité future. L'agent tient compte dans son arbitrage intertemporel de la dépréciation de l'utilité qu'entraîne dans le futur une augmentation de sa consommation présente. Ainsi, lorsque les préférences sont non-séparables dans le temps, une consommation présente élevée réduit l'utilité future conduisant l'agent à choisir un profil de consommation croissant. En effet, l'augmentation du niveau de consommation est nécessaire pour compenser l'effet négatif des habitudes de consommation sur l'utilité. Le choix par l'agent d'un profil croissant de consommation lui permet de minimiser le coût, en termes d'utilité, des habitudes de consommation passées. Ce phénomène est d'autant plus marqué que le poids des habitudes de consommation est élevé. Cette hypothèse implique donc un comportement de consommation persistant dans le temps.

Contrainte d'encaisses préalables et formation des habitudes Nous nous interrogeons ici sur le lien qui peut exister entre l'hypothèse de formation des habitudes et la contrainte d'encaisses préalables. Comment le phénomène de persistance des habitudes modifie-t-il la décision d'encaisses du ménage ?

La contrainte d'encaisses préalables permet la dérivation d'une fonction de demande de monnaie et du niveau général des prix, les chocs monétaires se transmettent alors via la déformation des taux marginaux de substitution entre les biens ou au cours du temps. L'influence de cette contrainte ne transitera donc que par des mécanismes de substitution entre les biens ou de substitution intertemporelle. On comprend alors aisément l'intérêt de l'interaction entre contrainte d'encaisses préalables et formation des habitudes. Du fait de la contrainte d'encaisses préalables à laquelle fait face le ménage, le phénomène de persistance se transmet sur le comportement d'encaisses des ménages c'est-à-dire sur la fonction de demande de monnaie. Le taux d'intérêt nominal correspond au coût de détention de la monnaie. Ainsi, en modifiant le mécanisme de substitution intertemporelle, le phénomène de formation des habitudes affecte la demande de monnaie et, par conséquent, le taux

d'intérêt nominal à l'équilibre de l'économie.

Le ménage détermine ses plans optimaux de consommation/épargne, détention de monnaie et offre de travail $\{C_t, h_t, M_{t+1}^c, M_{t+1}^d, K_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$ en maximisant son utilité (2.5) sous les contraintes d'encaisses préalables (2.1) et budgétaire (2.4), étant donnés la dotation en temps ($l_t + h_t = 1$), le processus stochastique pour $\{P_t, W_t, R_t, q_t, F_t, D_t\}_{t=0}^{\infty}$ et les conditions initiales $M_0^c, M_0^d, K_0 > 0$.

Les conditions du premier ordre du ménage représentatif prennent la forme suivante :

$$P_t(\lambda_t + \mu_t) = u_C(C_t - \theta C_{t-1}, h_t) - \beta \theta E_t u_C(C_{t+1} - \theta C_t, h_t) \quad (2.7)$$

$$\lambda_t W_t = u_h(C_t - \theta C_{t-1}, h_t) \quad (2.8)$$

$$\lambda_t = \beta E_t(\lambda_{t+1} + \mu_{t+1}) \quad (2.9)$$

$$\lambda_t = \beta E_t R_{t+1} \lambda_{t+1} \quad (2.10)$$

$$P_t \lambda_t = \beta P_{t+1} \lambda_{t+1} (q_{t+1} + 1 - \delta) \quad (2.11)$$

où λ_t et μ_t correspondent aux multiplicateurs de Lagrange associés, respectivement, à la contrainte budgétaire (2.4) et à la contrainte d'encaisses préalables (2.1). Les équations (2.7) et (2.8) soulignent que la décision d'offre de travail dépend de la consommation (effet richesse traditionnel) et du niveau d'encaisses monétaires. Ainsi, un montant de liquidités plus important réduit le poids de la contrainte d'encaisses préalables (μ_t diminue), ce qui accroît la valeur du salaire en termes d'utilité (λ_t augmente), incitant alors à une offre de travail plus élevée. L'équation (2.11) définit le comportement standard d'accumulation du capital du ménage représentatif. Enfin, les comportements d'accumulation, respectivement sous forme de liquidités et de dépôts sont déterminés par les équations (2.9) et (2.10). Nous pouvons à l'aide de ces deux équations caractériser le comportement du ménage à la période t en termes de répartition de son portefeuille monétaire entre dépôts et liquidité pour la période $t + 1$:

$$E_t \mu_{t+1} = E_t (R_{t+1} \lambda_{t+1}) \quad (2.12)$$

Cette relation correspond à la condition de non-arbitrage des ménages entre M_{t+1}^c et M_{t+1}^d . A l'optimum, la valeur marginale anticipée de la liquidité est égale à celle des

dépôts. Ainsi, le choix du portefeuille monétaire s'effectue en information incomplète et le ménage ne peut ajuster instantanément sa détention de liquidité au moment où se résout l'incertitude agrégée. Il y a donc bien une participation limitée des ménages au marché financier.

Nous cherchons maintenant à mettre en évidence le rôle de l'hypothèse de formation des habitudes sur le comportement du ménage. En substituant (2.7) et (2.8) dans (2.9), (2.8) dans (2.10) et (2.8) dans (2.11), les conditions du premier ordre prennent la forme suivante :

$$\frac{u_h(C_t - \theta C_{t-1}, h_t)}{W_t} = \beta E_t \frac{1}{P_{t+1}} [u_C(C_{t+1} - \theta C_t, h_{t+1}) - \beta \theta u_C(C_{t+2} - \theta C_{t+1}, h_{t+2})] \quad (2.13)$$

$$\frac{u_h(C_t - \theta C_{t-1}, h_t)}{W_t} = \beta E_t R_{t+1} \frac{u_h(C_{t+1} - \theta C_t, h_{t+1})}{W_{t+1}} \quad (2.14)$$

$$\frac{P_t u_h(C_t - \theta C_{t-1}, h_t)}{W_t} = \beta E_t \frac{P_{t+1} u_h(C_{t+1} - \theta C_t, h_{t+1})}{W_{t+1}} [q_{t+1} + (1 - \delta)] \quad (2.15)$$

L'équation (2.15) est standard et correspond à l'accumulation du capital dans l'économie. Les équations (2.13) et (2.14) représentent respectivement, la demande de monnaie liquide du ménage et l'épargne du ménage, c'est-à-dire le montant des dépôts de ce dernier à la période $t + 1$. Ces équations montrent clairement que la formation des habitudes modifie le comportement de demande de monnaie et, par là-même, le niveau du taux d'intérêt nominal.

2.2.2 L'entreprise représentative

L'entreprise produit un bien homogène qui peut être consommé ou investi selon une technologie à rendements d'échelle constants, représentée par la fonction de production suivante :

$$Y_t = A K_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad \text{avec} \quad \alpha \in]0, 1[\quad (2.16)$$

où A est un terme d'échelle ($A > 0$), K_t représente le niveau de capital et h_t le niveau d'emploi dont dispose la firme.

A chaque période, les firmes empruntent un montant de monnaie au taux d'intérêt R_t auprès des banques pour financer la location du travail des ménages. Après le paiement

des intérêts aux intermédiaires financiers, de la rémunération du capital aux ménages et des salaires, les dividendes distribués aux ménages s'écrivent :

$$F_t = P_t Y_t - R_t W_t h_t - P_t q_t K_t \quad (2.17)$$

Ainsi, lorsque le taux d'intérêt nominal (R_t) diminue, le coût du travail va se réduire pour l'entreprise qui va, à salaire donné ($W_t = \bar{W}$), augmenter son offre de travail.

Les entreprises choisissent leurs plans contingents $\{Y_t, h_t, K_t\}_{t=0}^{\infty}$ qui maximisent les dividendes F_t en reportant (2.16) dans (2.17) et étant donnés les processus stochastiques de $\{P_t, W_t, R_t, q_t\}_{t=0}^{\infty}$ et la condition initiale pour le stock de capital $K_0 \geq 0$.

Les conditions du premier ordre associées au programme de la firme sont :

$$R_t \frac{W_t}{P_t} = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{h_t} \quad (2.18)$$

$$q_t = \alpha \frac{Y_t}{K_t} \quad (2.19)$$

où les équations (2.18) et (2.19) déterminent, respectivement, les demandes de travail et de capital de l'entreprise.

2.2.3 L'offre de monnaie

Une Banque Centrale offre de la monnaie, M_t , selon la règle suivante⁹ :

$$M_{t+1} = \mu_t M_t \quad (2.20)$$

où μ_t suit un processus stochastique stationnaire autorégressif d'ordre 1 :

$$\log(\mu_t) = \rho_\mu \log(\mu_{t-1}) + (1 - \rho_\mu) \log(\bar{\mu}) + \epsilon_{\mu,t}$$

avec $0 < \rho_\mu < 1$, $\epsilon_{\mu,t} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\mu)$ et $\bar{\mu}$ est la moyenne du taux de croissance de l'offre de monnaie.

On suppose que le taux μ_t est révélé aux ménages en début de période.

⁹Un processus $AR(1)$ est une représentation parcimonieuse d'un choc de politique monétaire. En effet, dans la mesure où nous adoptons une démarche descriptive, le processus générateur des données peut être approché de façon relativement précise par un processus $AR(1)$.

2.2.4 Les banques

Au début de la période t , les intermédiaires financiers offrent une quantité de monnaie qui provient des dépôts des ménages, M_t^d et d'un transfert monétaire forfaitaire, N_t , versé par la Banque Centrale. Cette quantité de monnaie est prêtée aux entreprises pour financer les salaires. En d'autres termes, la banque collecte les fonds privés qui correspondent aux dépôts des ménages et reçoit une injection forfaitaire qui provient de la Banque Centrale $N_t = (\mu_t - 1)M_t$. Ces fonds sont utilisés pour effectuer des prêts aux entreprises qui doivent payer leurs salariés avant d'avoir vendu leur production. La condition d'équilibre du marché bancaire et/ou financier est alors donnée par :

$$W_t h_t = M_t^d + N_t = M_t^d + (\mu_t - 1)M_t$$

L'intermédiation financière est supposée s'effectuer sans coût et l'entrée sur le marché financier est libre : l'intérêt portant sur les prêts contractés par les entreprises est le même que celui qui constitue le rendement des dépôts pour les ménages. Ces fonds sont rémunérés au taux d'intérêt nominal R_t . A la fin de la période, les banques paient aux ménages les intérêts de la monnaie prêtée. Les profits des intermédiaires financiers, entièrement redistribués aux ménages, s'écrivent alors :

$$D_t = R_t W_t h_t - R_t M_t^d = R_t N_t$$

2.2.5 Définition de l'équilibre

Un équilibre de l'économie est une suite de prix $\{\mathcal{P}_t\}_{t=0}^{\infty}$ où $\mathcal{P}_t = \{P_t, W_t, q_t, R_t\}$ et une suite de quantités $\{\mathcal{Q}_t\}_{t=0}^{\infty}$ où $\mathcal{Q}_t = \{C_t, h_t, Y_t, I_t, K_t, M_{t+1}^c, M_{t+1}^d\}$ de telle sorte que :

1. Pour une suite donnée de prix $\{\mathcal{P}_t\}_{t=0}^{\infty}$ et une réalisation $\{\mu_t\}_{t=0}^{\infty}$ du choc monétaire, la suite $\{C_t, h_t, M_{t+1}^c, M_{t+1}^d, K_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$ maximise l'utilité du ménage et la suite $\{Y_t, h_t, K_t\}_{t=0}^{\infty}$ maximise le profit de l'entreprise représentative.
2. Pour une suite donnée de quantités $\{\mathcal{Q}_t\}_{t=0}^{\infty}$ et une réalisation $\{\mu_t\}_{t=0}^{\infty}$ du choc monétaire, la suite $\{P_t, W_t, R_t, q_t\}_{t=0}^{\infty}$ assure l'équilibre sur le marché du travail, du crédit, des biens, $Y_t = C_t + I_t$, et sur le marché de la monnaie, $(\mu_t - 1)M_t = N_t$. L'ensemble de la monnaie créé à la période t qui transite *via* les intermédiaires financiers est distribué aux ménages.

Les variables nominales sont déflatées par le stock de monnaie de la période, la monnaie augmentant au cours du temps. Les variables déflatées sont : $p_t = P_t/M_t$, $w_t = W_t/M_t$, $m_t^c = M_t^c/M_t$, $m_t^d = M_t^d/M_t$, $n_t = N_t/M_t$. La fonction d'utilité du ménage est supposée séparable et additive $u(C_t^*, l_t) = \log(C_t^*) + \gamma l_t$ (voir Hansen [1985] et Rogerson [1988])¹⁰. Le système d'équations définissant l'équilibre général dynamique de l'économie, étant donnée la définition de la fonction d'utilité du ménage est ainsi :

$$\begin{aligned}
m_t^c &= p_t C_t \\
\mu_t &= w_t h_t + m_t^c \\
Y_t &= AK_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \\
(1-\alpha)\frac{Y_t}{h_t} &= R_t \frac{w_t}{p_t} \\
\frac{\gamma p_t}{w_t} &= \beta E_t \frac{\gamma p_{t+1}}{w_{t+1}} \left[\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} + (1-\delta) \right] \\
\mu_t \frac{\gamma}{w_t} &= \beta E_t \frac{1}{p_{t+1}} \left[\frac{1}{C_{t+1} - \theta C_t} - \frac{\beta \theta}{C_{t+2} - \theta C_{t+1}} \right] \\
\mu_t \frac{\gamma}{w_t} &= \beta E_t R_{t+1} \frac{\gamma}{w_{t+1}} \\
K_{t+1} &= (1-\delta)K_t + Y_t - C_t
\end{aligned}$$

Ce système dynamique caractérise le processus stochastique d'équilibre des variables endogènes étant données la variable exogène $\{\mu_t\}$ et les conditions initiales des variables d'état.

2.3 Mécanismes de propagation des chocs monétaires

Cette section propose une évaluation quantitative des mécanismes de propagation d'un choc de politique monétaire dans l'économie. Les mécanismes propres au modèle à participation limitée sont décrits. L'emphase est en particulier mise sur les implications, en termes de persistance de l'effet de liquidité, de l'introduction de l'hypothèse de la persistance des habitudes.

¹⁰On fait l'hypothèse (traditionnellement retenue) d'une indivisibilité du nombre d'heures travaillées comme supposé par Hansen [1985] et Rogerson [1988]. L'élasticité de l'offre de travail d'un ménage représentatif est ainsi infinie car il est possible de faire intervenir le nombre d'heures travaillées de manière linéaire dans l'espérance d'utilité du ménage représentatif (voir Hansen [1985]).

2.3.1 Calibration

Afin d'évaluer les propriétés quantitatives du modèle, des valeurs doivent être assignées aux paramètres structurels. Les valeurs des paramètres sont choisies de telle sorte que l'état stationnaire déterministe corresponde aux valeurs moyennes de long terme de l'économie américaine pour la période de l'après-guerre. Cette approche est celle prônée par Kydland et Prescott [1991]. Elle est notamment codifiée par Cooley et Prescott [1995]. Le pa-

TAB. 2.1 – Paramètres structurels

Paramètres	Valeurs	Description
β	0.992	Facteur d'escompte
γ	0.3	Temps passé par le ménage au travail
δ	0.025	Taux de dépréciation du stock de capital
α	0.4	Part des salaires dans la valeur ajoutée
ρ_m	0.491	Persistance du choc monétaire
σ_m	0.0089	Volatilité du choc monétaire

ramètre α découle de la part des salaires dans la valeur ajoutée. Dans le cas de l'économie américaine, les salaires représentent 60% de la valeur ajoutée. Ainsi, α prend la valeur de 0.4. Le taux de dépréciation implique un taux annuel de 10%. La valeur de δ est alors fixée à 0.025. Le facteur d'escompte $\beta = 0.992$ est choisi de telle sorte que le taux d'escompte annuel subjectif du ménage soit de 3%. Le poids associé au loisir dans la fonction d'utilité, représenté par le paramètre γ , est fixé de telle sorte que le ménage passe 30% de son temps au travail (voir Cooley et Hansen [1995]). Enfin, les valeurs des paramètres définissant le choc monétaire correspondent à celles retenues par Cooley et Hansen [1995]. Le taux de croissance moyen des encaisses nominales est de 1.5% par trimestre, ce qui correspond à la moyenne de l'échantillon pour la période 1954 : 1–1991 : 2 et l'agrégat $M1$. L'estimation du modèle $AR(1)$ conduit à une persistance de $\rho_m = 0.491$ et à une volatilité de $\sigma_m = 0.0089$. Ces valeurs sont reportées dans le tableau 2.1.

2.3.2 Le modèle à contrainte d'encaisses préalables

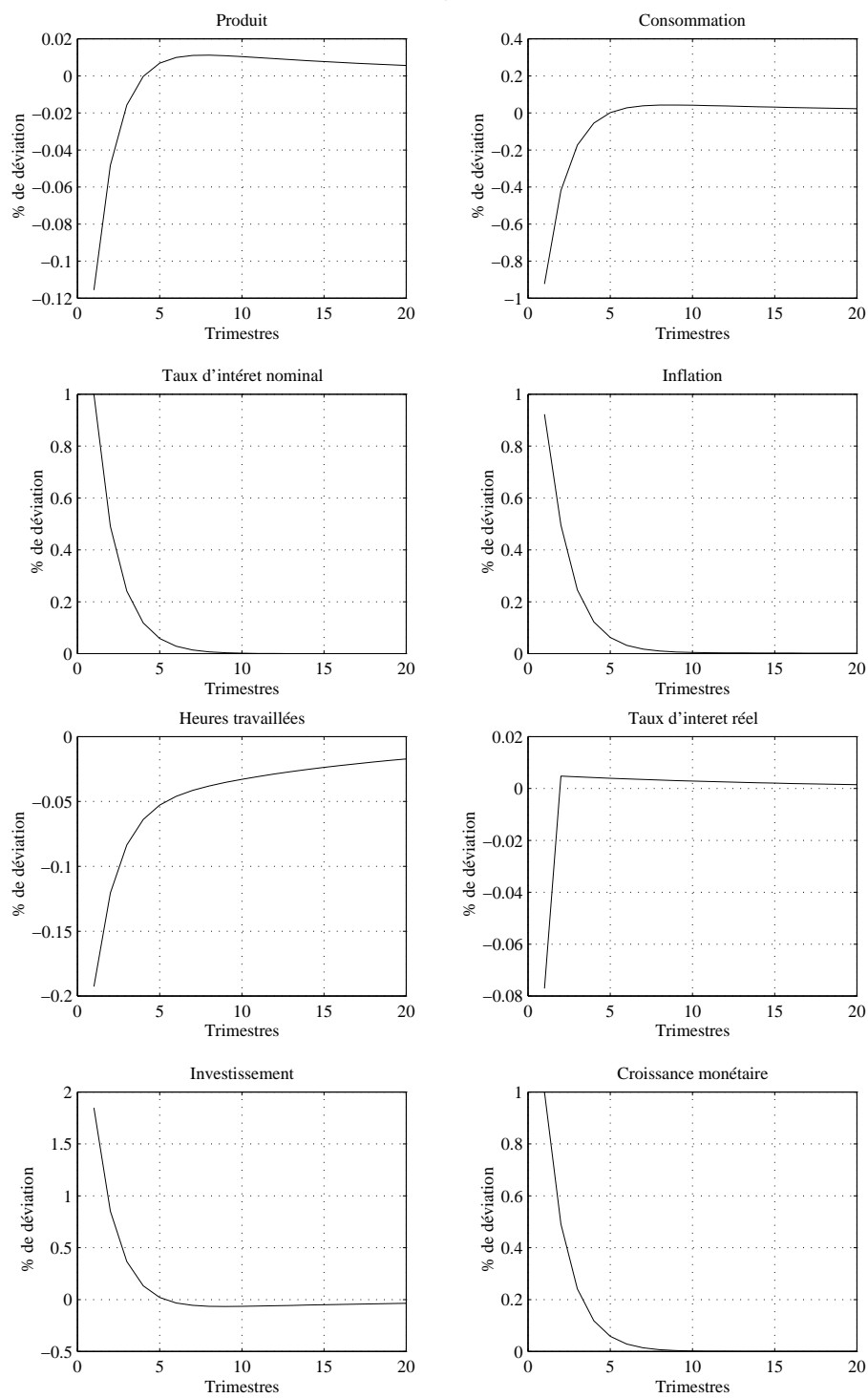
Afin de mieux comprendre la spécificité du modèle à participation limitée, nous revenons sur le modèle à contrainte d'encaisses préalables standard¹¹. Dans ce modèle, une expansion monétaire entraîne une baisse du produit, de la consommation, des heures travaillées et du taux d'intérêt réel. A contrario, le taux d'intérêt nominal, l'investissement et l'inflation augmentent (voir graphique 2.2).

L'explication de ce résultat tient à l'existence d'une taxe inflationniste. En effet, seule la composante anticipée de l'inflation exerce un effet sur la dynamique du modèle. Le mécanisme de propagation de la taxe inflationniste dans les modèles à encaisses préalables transite par l'intermédiaire de deux caractéristiques : d'une part, les revenus perçus après la fermeture des biens (salaires et dividendes) ne sont utilisables qu'avec une période de retard ; d'autre part, le montant réel de ces revenus peut être rendu inférieur par la contrainte monétaire. Le décalage entre perception et utilisation des revenus nécessite d'actualiser les recettes courantes perçues après la fermeture du marché des biens, qui ne seront disponibles que pour la consommation future. Le taux d'actualisation ainsi introduit s'assimile à un manque à gagner en termes d'intérêts qui correspond à ce que l'on appelle la taxe inflationniste.

Après un accroissement du taux de croissance des encaisses nominales, les agents ont des anticipations d'inflation à la hausse. Dès lors, la valeur des encaisses transférées à la période suivante diminue, entraînant alors une baisse de la richesse anticipée des agents. Afin de lisser leur trajectoire de consommation, ces derniers réduisent leur consommation dès la période du choc. Le ménage va donc reporter sa consommation à la période suivante et épargner à la période t . Ceci implique une hausse du taux d'intérêt nominal qui réagit proportionnellement à la modification de la politique monétaire. Le taux d'intérêt réel suit une détermination fishérienne : il est égal au taux marginal de substitution entre consommation courante et consommation future et demeure indépendant des chocs monétaires courants. Le mécanisme de substitution intertemporelle standard utilisé par le ménage

¹¹Il s'agit du modèle décrit dans la section précédente sans l'hypothèse d'accès limité des ménages au marché du crédit.

GRAPH. 2.2 – Réponses au choc monétaire (Modèle à contrainte d'encaisses préalables)



pour arbitrer entre consommation et épargne est au cœur du comportement de ce type de modèle. Par ailleurs, le ménage ajuste son niveau de consommation de façon immédiate à des modifications de ses ressources alors que certains auteurs (voir Campbell et Deaton [1989] et Deaton [1992]) ont montré le phénomène inverse et en particulier un lissage relativement fort de la consommation (voir le chapitre précédent). Enfin, comme nous l'avons montré dans le chapitre précédent, le mécanisme de substitution intertemporelle que ce modèle suppose ne permet de représenter qualitativement ni le co-mouvement des variables considérées, ni la persistance de leurs réponses au choc (voir la section 1 du chapitre précédent).

Une autre conséquence de la taxe inflationniste est de créer un effet de report. En effet, le ménage se reporte sur les biens qui ne supportent pas la taxe inflationniste. Ainsi, l'investissement augmente dans la mesure où il constitue un moyen de transférer de la richesse vers le futur sans supporter la taxe inflationniste. Par ailleurs, afin de maintenir son niveau d'utilité, le ménage se reporte sur le loisir non soumis à la taxe et réduit le nombre d'heures travaillées. On retrouve ici l'effet Tobin. Le produit diminue alors car le stock de capital est prédéterminé. Ce résultat repose sur la volonté et la capacité du ménage à ajuster rapidement ses dépôts (c'est-à-dire son épargne), de manière à assurer, à chaque période, l'égalité entre le taux d'intérêt nominal et la valeur en terme d'utilité d'une unité monétaire de la période t à celle de la période suivante. Le taux d'inflation anticipé augmente, le ménage réduit son offre de dépôts pour échapper à l'impôt inflationniste et se reporte sur l'investissement. Ainsi, en l'absence d'imperfection du marché financier, nous retrouvons les conditions d'équilibre d'un modèle où le ménage et la firme sont centralisés. Les prêts des ménages et les emprunts de l'entreprise deviennent des substituts parfaits (théorème Modigliani-Miller). Les modifications de la politique monétaire sont, dans ce cas, neutres et ne suscitent qu'une élévation du niveau général des prix.

Cet effet négatif de la monnaie est lié aux phénomènes d'offre qui régissent la dynamique des modèles néoclassiques. Taxe inflationniste et mécanisme de substitution intertemporelle sont au cœur de ce modèle. Ce modèle est donc incapable de mettre en évidence un effet de liquidité de la politique monétaire qui ne peut apparaître qu'au prix de l'abandon

d'une détermination purement fishérienne du taux d'intérêt. L'introduction d'imperfections sur le marché financier est donc nécessaire.

2.3.3 Le modèle à participation limitée

Des imperfections sur le marché financier sont désormais introduites sous la forme d'une asymétrie entre prêteurs et emprunteurs : le ménage doit décider de ses prêts une période à l'avance, sans connaître l'état de la nature courant, tandis que l'entreprise peut formuler sa demande de crédit après avoir pris connaissance du signal courant. En d'autres termes, l'ajustement de l'investissement à l'épargne prend du temps : l'intermédiation financière n'est plus transparente.

Dans ce contexte, une expansion monétaire entraîne contrairement au modèle à contrainte d'encaisses préalables une hausse du produit et des heures travaillées ainsi qu'une baisse du taux d'intérêt nominal mettant en évidence un effet de liquidité (voir graphique 2.3 lorsque $\theta = 0$). Les comportements du taux d'intérêt réel, de l'inflation, de l'investissement et de la consommation sont qualitativement similaires à ceux du modèle à contrainte d'encaisses préalables (voir graphique 2.2).

La monnaie exerce un effet positif du fait de la prédétermination du choix de détention d'encaisses du ménage. En effet, suite à un choc monétaire positif, l'offre de fonds prêtables des banques augmente. La composition des encaisses monétaires du ménage étant décidée avant que l'information sur la réalisation des chocs courants ne soit disponible, le ménage ne peut se reporter à court terme sur le marché du crédit. En d'autres termes, l'épargne du ménage est prédéterminée en période t et ne dépend pas du choc monétaire courant¹². Une injection monétaire ajoute alors de l'épargne publique à l'épargne privée prédéterminée. Ainsi, l'excès d'offre de monnaie crée une pression à la baisse sur le taux d'intérêt nominal. La hausse de l'offre de fonds prêtables induit une baisse du taux d'intérêt et une augmentation de l'investissement. L'effet de liquidité l'emporte alors sur l'effet d'inflation anticipée. Le coût d'emprunt diminuant, la firme augmente, à salaire réel donné, sa de-

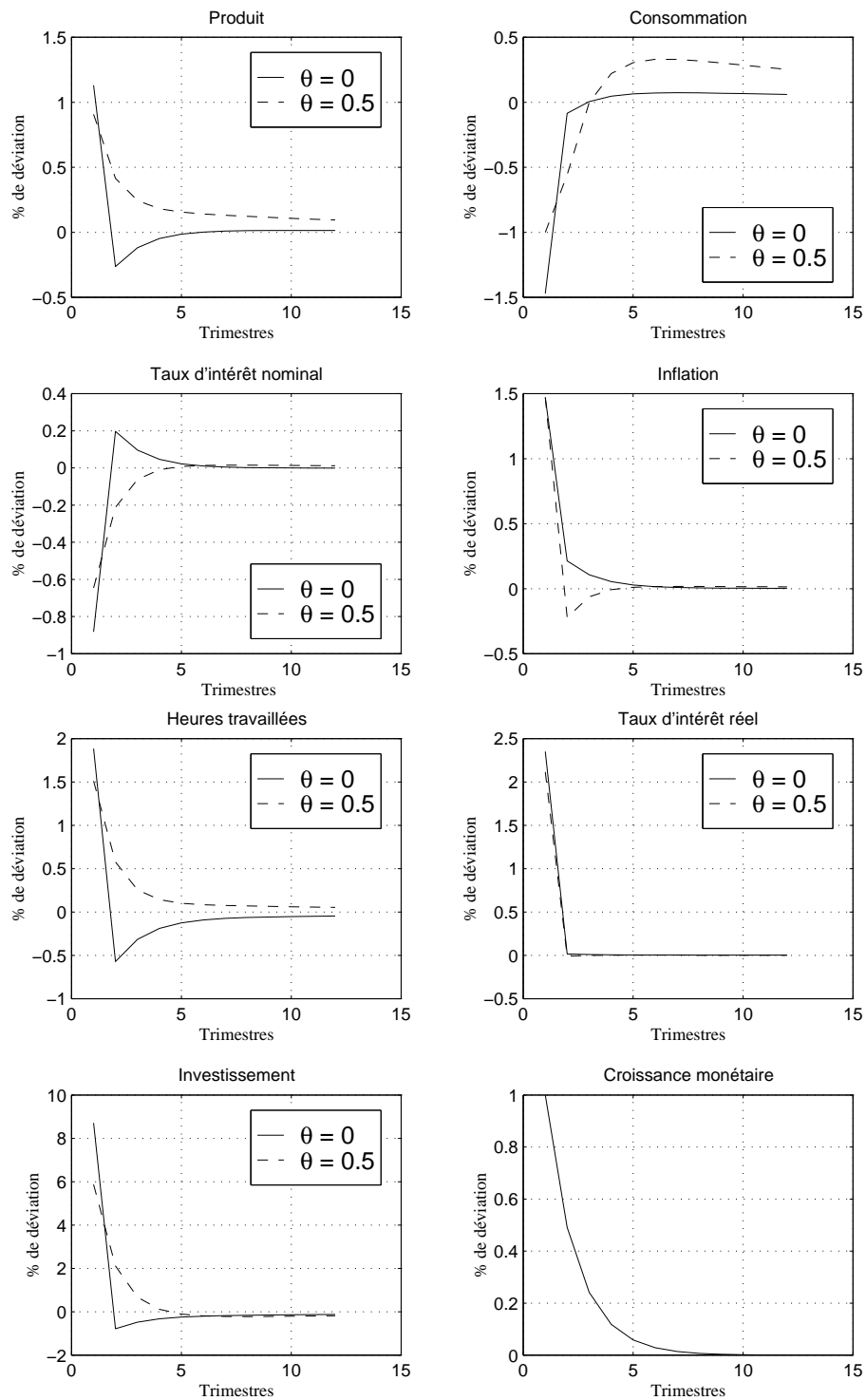
¹²Notons néanmoins qu'elle est dérivée de manière endogène du comportement du ménage à la période $t - 1$.

mande de travail. En effet, la baisse du taux d'intérêt nominal a pour conséquence, une diminution, à salaire réel donné, du coût du travail. Dans ce cas, la demande de travail de l'entreprise augmente. La décision d'offre de travail dépend de la consommation et du niveau d'encaisses monétaires. Ainsi, un montant de liquidités plus important réduit le poids de la contrainte d'encaisses préalables, ce qui accroît la valeur du salaire en termes d'utilité, incitant alors à une offre de travail supérieure. Les heures travaillées et le salaire réel croissent, le produit augmente donc.

Enfin, tout comme dans le modèle sans hypothèse d'imperfections sur le marché financier, un accroissement du taux de croissance des encaisses nominales entraîne une diminution de la richesse anticipée des agents. Afin de lisser leur trajectoire de consommation, les ménages réduisent leur consommation dès la période du choc. Ils vont donc reporter leur consommation à la période suivante. La réponse de la consommation à une modification de la politique monétaire est donc contre-factuelle (la consommation réagit négativement à une injection monétaire). L'agent ne peut néanmoins pas modifier son comportement d'épargne à la période t . Le taux d'intérêt nominal dépend désormais des fondamentaux fishériens auquel s'ajoute une prime de liquidité qui correspond à la différence entre le prix marginal de l'emprunt pour la firme et le prix marginal de placement pour le ménage (voir section 2.4.1). Le ménage va se reporter sur l'investissement qui ne subit pas l'effet de la taxe inflationniste. La réaction de l'investissement est ainsi primordiale dans ce modèle.

La réponse de la consommation à une modification de la politique monétaire est donc « décevante ». Par ailleurs, l'effet de la monnaie sur le produit et sur le taux d'intérêt nominal ne dure qu'une période. En effet, à la période suivante, le ménage réajuste la composition de ses encaisses monétaires, inversant la tendance sur le taux d'intérêt nominal. La taxe inflationniste l'emporte alors sur l'effet de liquidité (voir graphique 2.3 quand $\theta = 0$), tout étant anticipé par les agents. Le seul mécanisme à l'oeuvre est celui de l'impôt inflationniste. On retrouve alors le modèle à contraintes d'encaisses préalables standard. L'hypothèse de participation limitée permet donc de briser l'effet de la taxe inflationniste à la première période. Cependant, le mécanisme de substitution intertemporelle en interdit la persistance. Il est donc pertinent de l'affaiblir.

GRAPH. 2.3 – Réponses au choc monétaire (Modèle à participation limitée)



2.3.4 Persistance des habitudes et participation limitée

Le graphique 2.3 montre que, suite à un choc monétaire expansionniste, le produit augmente de façon persistante et le taux d'intérêt nominal diminue également de façon persistante. L'effet de liquidité est donc plus persistant que dans le modèle originel¹³. Cependant, si la réponse de la consommation à une modification de la politique monétaire est affaiblie, elle reste contre-factuelle au regard des données. On retrouve le résultat du chapitre précédent : la formation des habitudes permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle mais ne permet pas de représenter la réponse instantanée de la consommation au choc monétaire.

L'hypothèse de persistance des habitudes permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle après un choc de politique monétaire (voir le chapitre précédent). Lorsque $\theta > 0$ ¹⁴, le ménage détermine son niveau de consommation courant en tenant compte de son niveau de consommation à la période précédente. Cela affecte le niveau de l'utilité marginale future de sa consommation. Toute augmentation du niveau de consommation à la période courante fait croître l'utilité marginale future de la consommation. L'effet de

¹³La valeur de θ choisie est égale à 0.5, seuil au dessus duquel le modèle génère de l'indétermination réelle. Le résultat de persistance de l'effet de liquidité est robuste à différentes valeurs de θ . Cependant, le paramètre de persistance des habitudes doit être supérieur à 0.3 pour que la persistance des effets commence à apparaître (voir les graphiques 2.7, 2.8 et 2.9 en annexe A.2). Par ailleurs, lorsque θ augmente, la persistance de l'effet de liquidité augmente (voir section 5.2).

¹⁴La dynamique du modèle est étudiée pour des valeurs proches de 0.5 (θ est fixé à 0.5). Nous nous intéressons ici aux solutions fondamentales d'un modèle structurel à anticipations rationnelles. Lorsque $\theta > 0.52$, le modèle génère de l'indétermination réelle. Les propriétés quantitatives du modèle ne sont, dans ce cas, pas discutées. En effet, nous présentons l'étude des propriétés quantitatives de l'indétermination réelle d'un modèle à contrainte d'encaisses préalables avec formation des habitudes dans le chapitre suivant (le modèle à participation limitée n'est qu'une extension du modèle à contrainte d'encaisses préalables). Par ailleurs, les valeurs de paramètre de persistance des habitudes utilisées restent cohérentes avec les données et sont proches des valeurs estimées dans les études empiriques. Naik et Moore [1996] estiment θ en utilisant des données microéconomiques et montrent qu'elle est proche de 0.5. Par ailleurs, le même type d'estimation conduit sur données macroéconomiques montre que θ varie entre 0.5 et 0.9 (voir Constantidines et Ferson [1991] et Braun et al. [1993]). Enfin, nous avons montré dans le chapitre précédent qu'après un choc de politique monétaire, la valeur de θ varie entre 0.6 et 0.9.

substitution intertemporelle présent dans le modèle à contrainte d'encaisses préalables est affaibli tout comme l'augmentation de consommation future.

Par ailleurs, la consommation future doit au moins être supérieure aux habitudes θC_t , créant alors une irréversibilité dans le comportement intertemporel de consommation du ménage. Dans ce cas le ménage doit transférer de la richesse de la période courante vers la période future afin de soutenir le niveau de consommation future. Le ménage augmente sa détention de monnaie à la période future. Du fait de l'irréversibilité dans le comportement intertemporel de consommation du ménage, ce dernier doit lisser son comportement d'épargne. Il ne peut donc pas réduire, à la période après le choc monétaire, ses dépôts de façon aussi drastique que dans le modèle de participation limitée. L'irréversibilité dans le comportement de consommation du ménage induite par la formation des habitudes se transmet dans le comportement de détention d'encaisses du ménage par l'intermédiaire de la contrainte d'encaisses préalables. La baisse de la demande de dépôts est donc plus lente, le taux d'intérêt toujours négatif revenant alors à sa valeur d'équilibre stationnaire de façon plus persistante. Ainsi, en réduisant l'effet du mécanisme de substitution intertemporelle, ce modèle permet de briser le mécanisme de propagation de la taxe inflationniste à la seconde période.

L'ajout de l'hypothèse de formation des habitudes permet donc de rendre compte de la persistance de l'effet de liquidité. Nous cherchons maintenant à comprendre et à décomposer cet effet afin d'en étudier la persistance.

2.4 **Persistence de l'Effet de liquidité**

Dans cette section, la définition de l'effet de liquidité proposée par Fuerst [1992] est utilisée afin d'analyser les effets d'un choc de politique monétaire sur le taux d'intérêt. La décomposition de l'effet de liquidité obtenue permet alors de déterminer l'augmentation de persistance de cet effet liée à la formation des habitudes de consommation.

2.4.1 Définition

En 1992, Fuerst propose une définition de l'effet de liquidité en utilisant une mesure de la liquidité sur le marché du crédit. Une modification de la politique monétaire a pour conséquence un effet de liquidité sur le taux d'intérêt nominal. Il est alors possible de mettre en évidence une prime de liquidité sur le taux d'intérêt. Cette prime représente la différence entre le prix marginal de l'emprunt pour la firme et le prix marginal du placement pour le ménage, en présence d'une imperfection financière. Lucas [1990] et Atkeson [1991], dans le cadre d'une économie ouverte, mettent également en évidence une telle prime de liquidité sur le taux d'intérêt nominal en présence d'imperfections sur le marché financier. Dans cette section nous caractérisons l'effet de liquidité en utilisant la définition de Fuerst [1992].

Le choix de composition des encaisses monétaires du ménage est pris avant que l'information sur la réalisation des chocs courants ne soit disponible. Les équations (2.13) et (2.14) exprimées en t permettent d'obtenir :

$$E_{t-1} \left[\frac{u_C (C_t - \theta C_{t-1}) - \beta \theta u_C (C_{t+1} - \theta C_t)}{P_t} \right] = \beta E_{t-1} \left[R_t \frac{u_C (C_{t+1} - \theta C_t) - \beta \theta u_C (C_{t+2} - \theta C_{t+1})}{P_{t+1}} \right]$$

Dans ce modèle le choix des dépôts des ménages est effectué avant la réalisation des chocs.

Le coût en termes d'utilité pour le ménage à épargner une unité monétaire supplémentaire plutôt que de l'utiliser afin de consommer est de $E_{t-1} (u_C (C_t - \theta C_{t-1}) - \beta \theta u_C (C_{t+1} - \theta C_t)) / P_t$.

Le rendement anticipé de cette unité monétaire de dépôt supplémentaire qui peut être utilisée pour des achats futurs de bien est égal à $\beta E_{t-1} [R_t u_C (C_{t+1} - \theta C_t) - \beta \theta u_C (C_{t+2} - \theta C_{t+1}) / P_{t+1}]$.

Comme nous l'avons déjà souligné, le ménage effectue son choix de composition des encaisses monétaires avant que l'information sur la réalisation des chocs courants ne soit disponible. Il égalise alors le coût anticipé de cette décision à son gain anticipé étant donné l'information dont il dispose quand il prend cette décision. En posant $\Upsilon_t = \beta R_t E_t [(u_C (C_{t+1} - \theta C_t) - \beta \theta u_C (C_{t+2} - \theta C_{t+1})) / P_{t+1}] - (u_C (C_t - \theta C_{t-1}) - \beta \theta E_t [u_C (C_{t+1} - \theta C_t)]) / P_t$ de sorte que $E_{t-1}(\Upsilon_t) = 0$, on résout cette équation en R_t et on obtient :

$$R_t = \frac{\Upsilon_t + (u_C (C_t - \theta C_{t-1}) - \beta \theta E_t (u_C (C_{t+1} - \theta C_t))) / P_t}{\beta E_t (u_C (C_{t+1} - \theta C_t) - \beta \theta u_C (C_{t+2} - \theta C_{t+1})) / P_{t+1}} \quad (2.21)$$

On peut également réécrire l'équation précédente de la façon suivante :

$$X_t = \frac{u_C(C_t - \theta C_{t-1}) - \beta \theta E_t(u_C(C_{t+1} - \theta C_t))}{P_t} \quad (2.22)$$

Dans ce cas, on obtient :

$$E_{t-1}X_t = \beta R_t E_{t-1}X_{t+1} \quad (2.23)$$

$$X_t - \varepsilon_t^X = \beta R_t E_{t-1}(X_{t+1} - \varepsilon_{t+1}^X) \quad (2.24)$$

$$X_t - \beta R_t E_{t-1}X_{t+1} + \Upsilon_t = 0 \quad (2.25)$$

avec ε_t^X qui correspond à des innovations sur X_t . On comprend alors immédiatement que Υ_t représente la composante non anticipée. Cet effet correspond aux surprises dans le modèle et donc exactement à l'effet lié à la prime de liquidité.

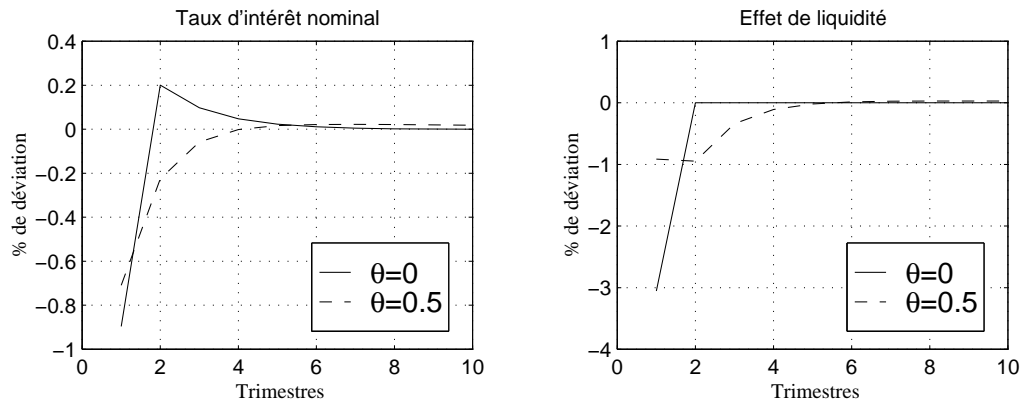
Fuerst [1992] qualifie Υ_t de prime de liquidité. Ce terme s'apparente à une mesure de la valeur de la monnaie sur le marché du crédit et sur le marché du bien. Le comportement du taux d'intérêt dépend alors de cette prime de liquidité Υ_t et d'une composante résiduelle. Quand Υ_t est négatif, la valeur de la monnaie est plus élevée sur le marché du bien ; les ménages étant, à l'inverse des firmes, prêts à emprunter à un taux d'intérêt supérieur à R_t s'ils en avaient l'opportunité. Cela rend le marché du crédit relativement liquide. Ainsi, lorsqu'un choc sur le taux de croissance de masse monétaire induit une baisse suffisamment importante de Υ_t , alors R_t peut diminuer même si l'inflation anticipée augmente. Le taux d'intérêt réel diminue alors instantanément.

Lorsque l'hypothèse de persistance des habitudes n'est pas considérée, l'équation (2.21) devient :

$$R_t = \frac{\Upsilon_t + u_C(C_t)/P_t}{\beta E_t[u_C(C_{t+1})/P_{t+1}]} \quad (2.26)$$

Ainsi, la liquidité du marché du crédit provenant de l'hypothèse de participation limitée est persistante lorsque l'hypothèse de persistance des habitudes de consommation des ménages est introduite. Il est alors possible d'évaluer quantitativement l'impact de la prise en compte de la persistance des habitudes sur les propriétés de persistance de l'effet de liquidité.

GRAPH. 2.4 – Décomposition de l'effet de liquidité



Lorsque la persistance des habitudes n'est pas considérée, la baisse de l'effet de liquidité est suffisamment importante pour garantir une baisse du taux d'intérêt nominal au cours de la première période (voir graphique (2.4)). Cependant, dès la seconde période (l'hypothèse de participation limitée des ménages au marché du crédit ne s'applique plus), l'effet de liquidité n'est plus suffisamment important pour que R_t diminue alors que l'inflation anticipée augmente. Le graphique (2.4) montre que lorsque $\theta = 0$, la persistance du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité n'est que d'une période. A contrario, lorsque l'hypothèse de persistance des habitudes de consommation des ménages est considérée, la liquidité du marché du crédit provenant de l'hypothèse de participation limitée est persistante. En effet, l'irréversibilité dans le comportement de consommation du ménage se transmet *via* la contrainte d'encaisses préalables sur le comportement de détention d'encaisses et donc de dépôts du ménage. La liquidité du marché du crédit est alors persistante. Dans ce cas, la baisse de l'effet de liquidité est suffisamment persistante pour que R_t diminue de façon persistante même si l'inflation anticipée augmente. Le graphique (2.4) montre que la persistance du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité augmente de façon significative. En effet, le taux d'intérêt et l'effet de liquidité reviennent à leurs états stationnaires respectifs au terme d'un nombre de 4 à 5 périodes. L'effet de liquidité reproduit est moins important lorsque l'on introduit la persistance des habitudes. Il est cependant beaucoup plus persistant. Enfin, lorsque la valeur du paramètre de persistance des habitudes augmente, la persistance augmente. En effet, la représentation de l'effet de liquidité et du taux d'intérêt pour différentes valeurs de θ , montre que le délai moyen d'ajustement augmente lorsque

la valeur de ce paramètre augmente¹⁵.

2.4.2 Evaluation quantitative

Les fonctions de réponse du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité (voir graphique 2.4) montrent que la persistance de ces variables à un choc de politique monétaire augmente avec la persistance des habitudes de consommation. Dans cette section, nous évaluons l'apport quantitatif de cette hypothèse en termes de persistance du choc de politique monétaire. Deux interprétations alternatives du phénomène de persistance sont alors discutées : l'autocorrélation qui permet l'étude de la persistance en moyenne et la densité spectrale qui permet l'étude de la persistance dans le domaine des fréquences¹⁶.

Tout d'abord, afin de déterminer le pourcentage de volatilité du taux d'intérêt expliqué par l'effet de liquidité, on procède à la régression de la série du taux d'intérêt engendrée par le modèle sur l'effet de liquidité correspondant. Le R^2 de la régression fournit alors la mesure recherchée. Le R^2 obtenu montre que lorsque $\theta = 0.5$, 84.39% de la variance

TAB. 2.2 – Effet de liquidité et taux d'intérêt

θ	0	0.01	0.05	0.1	0.25	0.5
R^2	0.0550	0.5800	0.6907	0.8257	0.8362	0.8439

du taux d'intérêt est expliqué par l'effet de liquidité alors que lorsque $\theta = 0$, seulement 5% de la variance du taux d'intérêt est expliqué par l'effet de liquidité. Lorsque θ croît, le pourcentage de la variance du taux d'intérêt expliqué par l'effet de liquidité augmente. L'importance de l'effet de liquidité dans l'explication du taux d'intérêt augmente donc de façon fortement significative lorsque la formation des habitudes est considérée. Ce

¹⁵Le délai moyen d'ajustement trimestriel passe ainsi de 1/2 lorsque $\theta = 0$ à 1 pour le taux d'intérêt et à 1.5 pour l'effet de liquidité lorsque $\theta = 0.3$ et à 2 pour le taux d'intérêt et à 2.5 pour l'effet de liquidité lorsque $\theta = 0.5$.

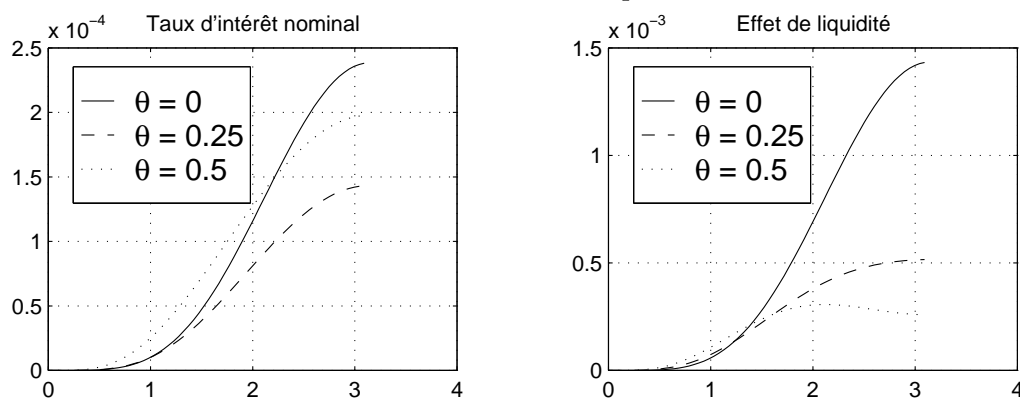
¹⁶En d'autres termes, l'autocorrélation de la persistance en moyenne et la densité spectrale de la périodicité moyenne du phénomène.

résultat permet de qualifier quantitativement l'analyse des fonctions de réponse du modèle. En effet, la persistance des habitudes amplifie l'importance de la prime de liquidité qui caractérise le comportement du taux d'intérêt nominal. L'augmentation de la persistance de cet effet rend le taux d'intérêt nominal plus persistant. La partie du taux d'intérêt expliquée par l'effet de liquidité croît donc avec la formation des habitudes.

Nous cherchons maintenant à répondre à la question suivante : l'effet de liquidité est-il un phénomène de court terme, de moyen terme ou du cycle ? Par ailleurs, dans le modèle à participation limitée qui est un modèle de cycle, l'effet de liquidité qui est un phénomène de très haute fréquence n'est pas observé aux bonnes fréquences. Une question supplémentaire peut alors être énoncée : la persistance des habitudes permet-elle de ramener le phénomène aux bonnes fréquences ? L'étude de la densité spectrale permet de répondre à ces questions car elle correspond à l'étude d'un phénomène dans le domaine des fréquences.

Dans la mesure où la solution approchée du modèle prend la forme d'un modèle espace-état linéaire, il est possible de calculer simplement la densité spectrale associée au taux d'intérêt et à l'effet de liquidité. Il est alors possible d'observer l'augmentation de persistance engendrée par l'introduction de la formation des habitudes dans le modèle à participation limitée.

GRAPH. 2.5 – Densité spectrale



Le graphique 2.5 représente la densité spectrale¹⁷ du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité associée à différentes valeurs du paramètre de formation des habitudes.

Lorsque la valeur du paramètre de persistance des habitudes augmente, le pic de la densité spectrale se déplace vers des fréquences plus faibles. Ainsi, lorsque $\theta = 0.5$ le pic de la densité spectrale de l'effet de liquidité est égal à 2, contre π pour $\theta = 0$. Le maximum de volatilité engendrée par le modèle n'est plus associé à un phénomène qui se reproduit toutes les 2 périodes mais toutes les π périodes. Le maximum de volatilité est alors atteint pour un phénomène qui apparaît plus tardivement dans le cycle. L'effet de liquidité devient de plus en plus persistant dans le sens où le maximum de volatilité est expliqué à des basses fréquences. En d'autres termes, l'hypothèse de formation des habitudes décale le cycle dans le temps impliquant un mécanisme de propagation plus persistant. La valeur du pic de la densité spectrale du taux d'intérêt est équivalente à π quelle que soit la valeur du paramètre de persistance des habitudes. Cependant, lorsque $\theta = 0.5$ la volatilité du taux d'intérêt est plus forte dans les moyennes fréquences que lorsque θ est nul. Dans les hautes fréquences, la volatilité est moins forte (moins de variance). Le phénomène se décale donc dans le cycle.

La persistance du mécanisme de propagation de l'effet de liquidité augmente donc avec la persistance des habitudes de consommation, le taux d'intérêt devenant, lorsque la persistance est suffisamment forte, plus volatile. La densité spectrale fournit un indicateur de persistance et de volatilité dans le domaine des fréquences. Le calcul de l'autocorrélation et de l'écart-type du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité permet d'en examiner la persistance et la volatilité dans le domaine du temps (et donc en tenant compte de toutes les fréquences).

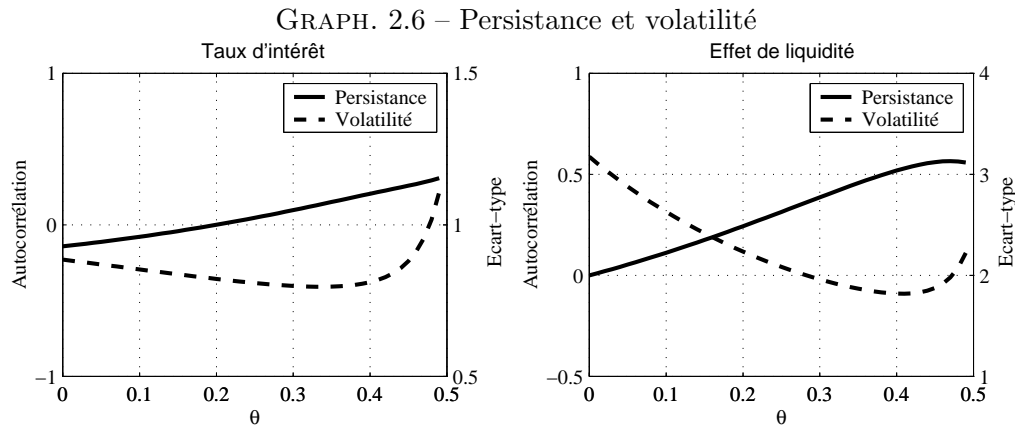
Le graphique 2.6 représente l'autocorrélation et l'écart-type du taux d'intérêt et de l'effet

¹⁷La densité spectrale de chacune des variables d'intérêt s'écrit de la façon suivante :

$$f(w) = \frac{1}{2\pi} \Pi(I - M_{SS} \exp(-iw))^{-1} M_{SE} \Sigma M'_{SE} (I - M'_{SS} \exp(-iw))^{-1} \Pi'$$

où Σ est la matrice de variance covariance des innovations des processus stochastiques exogènes, $i = \sqrt{-1}$ et $w \in]0, 2\pi[$.

de liquidité pour les valeurs de θ comprises dans l'intervalle $[0, 0.5]$. L'autocorrélation (axe gauche de l'ordonnée) est représentée par une ligne pleine et l'écart type (axe droit de l'ordonnée) par une ligne pointillée. L'examen de l'autocorrélation du taux d'intérêt et de



l'effet de liquidité montre clairement que celle-ci augmente avec le paramètre de formation des habitudes. Ainsi, plus les agents ont des habitudes de consommation persistantes, plus le comportement du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité après un choc de politique monétaire est persistant. Ces résultats sont en accord avec ceux énoncés après l'examen des fonctions de réponse du modèle. Remarquons également que l'évolution de la volatilité des variables n'est pas monotone avec le paramètre de persistance des habitudes. Celle-ci diminue pour des valeurs du paramètre de persistance des habitudes allant approximativement jusqu'à 0.4. Par la suite, la volatilité croît. La persistance des habitudes doit être suffisamment élevée pour engendrer de la volatilité. Ainsi, lorsque la persistance des habitudes de consommation augmente, la persistance des réponses du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité, à un choc de politique monétaire, croît. Enfin, lorsque la persistance du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité est suffisamment forte, c'est-à-dire lorsque la persistance des habitudes est suffisamment forte, la volatilité de ces variables augmente¹⁸.

¹⁸On retrouve ici l'arbitrage entre persistance et volatilité. Par exemple, l'étude d'un processus du type $AR(1)$ montre que lorsque la persistance augmente, la volatilité augmente.

2.5 Conclusion

Le modèle à participation limitée permet de reproduire l'augmentation du produit et la baisse du taux d'intérêt nominal à la suite d'une injection monétaire, c'est-à-dire un effet de liquidité. Cependant, il ne permet pas d'en reproduire la persistance. En effet, dès lors que l'hypothèse de participation limitée ne s'applique plus, le modèle se comporte comme un modèle à contrainte d'encaisses préalables. La persistance de l'effet de liquidité reproduit dans ce modèle n'est donc pas suffisante au regard des faits. Enfin, la consommation répond de façon négative à une politique monétaire expansionniste alors que l'on observe le phénomène inverse dans les données.

Dans ce chapitre, nous avons montré comment la prise en compte de l'hypothèse de formation des habitudes dans le comportement de consommation des ménages permet de reproduire un effet de liquidité persistant. Cette hypothèse permet d'augmenter la persistance des effets d'un choc de politique monétaire car elle affaiblit le mécanisme de substitution intertemporelle, mécanisme central de la taxe inflationniste. L'effet de liquidité ainsi reproduit est persistant et donc pertinent au regard des données. Notons, cependant que l'introduction de cette hypothèse ne permet pas de modifier la réponse de la consommation à l'impact du choc. Elle reste donc contre-factuelle.

La décomposition des effets d'un choc monétaire sur le taux d'intérêt nominal permet d'isoler l'effet de liquidité et d'en étudier la persistance. Dans ce cas, le taux d'intérêt nominal dépend des fondamentaux fishériens auxquels s'ajoute une prime de liquidité. La persistance des habitudes affecte le taux d'intérêt nominal par l'intermédiaire de cette prime dont l'importance dans le temps augmente. Les fonctions de réponse du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité montrent que la persistance de ces variables à un choc de politique monétaire augmente avec la persistance des habitudes de consommation. Nous évaluons l'apport quantitatif de cette hypothèse en termes de persistance du choc de politique monétaire et montrons que la formation des habitudes permet d'augmenter la persistance de la réponse du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité à un choc de politique monétaire. Enfin, lorsque la persistance des effets est suffisamment forte, la volatilité du taux d'intérêt et de l'effet de liquidité augmente. Cependant, lorsqu'on observe la densité spectrale du

taux d'intérêt nominal dans les données c'est-à-dire l'histoire de ce taux conditionnellement aux chocs monétaires, on observe un pic à la fréquence 0 puis à 0.4 alors que le modèle prédit qu'il est à π . L'hypothèse de formation des habitudes permet de décaler le cycle dans le temps impliquant un mécanisme de propagation plus persistant mais ne peut briser le décalage informationnel du modèle à participation limitée qui, par construction, introduit un pic de la densité spectrale aux hautes fréquences.

Dans le chapitre suivant, nous revenons sur le modèle à contrainte d'encaisses préalables dans lequel nous introduisons la formation des habitudes. Dans ce cas, le phénomène d'indétermination réelle apparaît. L'étude des propriétés quantitatives de ce modèle met en évidence un effet de liquidité qui dépend des croyances des individus en la monnaie.

A Annexe

A.1 Résolution du système dynamique à anticipations rationnelles

Le système d'équations d'Euler sous anticipations rationnelles définissant l'équilibre de l'économie permet de déterminer l'ensemble des trajectoires suivies par le produit, la consommation, l'investissement, le capital, les heures travaillées, le taux d'intérêt nominal conditionnellement au processus stochastique $\{\mu\}$. Néanmoins, une résolution analytique de ce système n'est pas possible. Il convient donc d'utiliser une méthode numérique.

La méthode utilisée consiste en une approximation linéaire–quadratique du problème¹⁹. Comme le montrent Taylor et Uhlig [1990], ceci permet de minimiser le temps de calcul tout en restant valide pour des petites déviations autour de l'état stationnaire du système (voir Rebelo [1988] ou Dotsey et Mao [1992]). Kydland et Prescott [1982] utilisent une approximation linéaire–quadratique directe de la fonction valeur, tandis que King, Plosser et Rebelo [1987] réalisent cette approximation sur les équations d'Euler. Deux techniques d'approximation sont retenues dans la littérature, la linéarisation et la log–linéarisation. Dotsey et Mao [1992] montrent que le choix de l'approximation peut être crucial. Lorsque l'économie est soumise à des chocs importants, comme des chocs de taxation sur la production, l'approximation linéaire domine la log–linéarisation en termes d'erreurs par rapport à la solution exacte.

Nous retenons ici une approximation log–linéaire des conditions du premier ordre. Cette technique permet l'obtention d'un système dynamique linéaire sous anticipations rationnelles indépendant des moments d'ordre supérieur à un²⁰. La log–linéarisation des condi-

¹⁹Notons qu'il existe des méthodes alternatives dans la littérature. La première consiste en une discrétisation de l'espace des états. L'utilisation du théorème de l'application contractante (« Contraction mapping theorem » dans la littérature anglo–saxonne) permet une résolution directe de l'équation de Bellman par une méthode itérative (voir Danthine, Donaldson et Mehra [1989]). Une technique comparable peut également être menée sur les équations d'Euler définissant l'équilibre (voir Baxter [1991]). Une seconde lève l'hypothèse de discrétisation de l'espace des états en exploitant des techniques de résolution numériques par simulation (voir Marcet [1988]).

²⁰Ceci correspond à une propriété d'équivalent certain.

tions d'optimalité se fait autour de l'état stationnaire déterministe du modèle. Dans cette économie nous supposons que l'économie croît à un taux constant. Dans un premier temps, on étudie la dérivation de l'état stationnaire du modèle, puis nous explicitons la technique de log-linéarisation des conditions d'optimalité. Enfin, la méthode de résolution est présentée.

Equilibre de l'économie

Etant donnée la définition de la fonction d'utilité, le système d'équations définissant l'équilibre général dynamique de l'économie s'écrit :

$$\begin{aligned}
m_t^c &= p_t C_t \\
\mu_t &= w_t h_t + m_t^c \\
Y_t &= AK_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \\
(1-\alpha)\frac{Y_t}{h_t} &= R_t \frac{w_t}{p_t} \\
\frac{\gamma p_t}{w_t} &= \beta E_t \frac{\gamma p_{t+1}}{w_{t+1}} \left[\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} + (1-\delta) \right] \\
\mu_t \frac{\gamma}{w_t} &= \beta E_t \frac{1}{p_{t+1}} \left[\frac{1}{C_{t+1} - \theta C_t} - \frac{\beta \theta}{C_{t+2} - \theta C_{t+1}} \right] \\
\mu_t \frac{\gamma}{w_t} &= \beta E_t R_{t+1} \frac{\gamma}{w_{t+1}} \\
K_{t+1} &= (1-\delta)K_t + I_t \\
Y_t &= C_t + I_t \\
m_t &= m_t^c + m_t^d
\end{aligned}$$

Ce système dynamique caractérise le processus stochastique d'équilibre des variables endogènes étant données la variable exogène $\{\mu_t\}$ et les conditions initiales des variables d'état.

L'état stationnaire déterministe

L'état stationnaire déterministe est caractérisé d'une part par l'absence de choc stochastique, μ_t est alors fixé à sa moyenne $\bar{\mu}$, et d'autre part par le fait que les variables sont invariantes dans le temps $x_t = x^*, \forall t$.

Le système s'écrit ainsi :

$$m^c = pC \quad (2.27)$$

$$\mu = wh + m^c \quad (2.28)$$

$$Y = AK^\alpha h^{1-\alpha} \quad (2.29)$$

$$(1 - \alpha) \frac{Y}{h} = R \frac{w}{p} \quad (2.30)$$

$$\gamma = \beta\gamma \left[\alpha \frac{Y}{K} + (1 - \delta) \right] \quad (2.31)$$

$$\mu \frac{\gamma}{w} = \beta \frac{1}{p} \left[\frac{1}{C - \theta C} - \frac{\beta\theta}{C - \theta C} \right] \quad (2.32)$$

$$R^* = \frac{\mu}{\beta} \quad (2.33)$$

$$K = (1 - \delta)K + I \quad (2.34)$$

$$Y = C + I \quad (2.35)$$

$$m = m^c + m^d \quad (2.36)$$

La valeur du terme d'échelle, A , est supposée constante. L'équation (2.33) nous donne la valeur de $R^* = \mu/\beta$. De l'équation (2.32), on tire facilement :

$$\frac{Y^*}{K^*} = \frac{1 - \beta(1 - \delta)}{\alpha\beta}$$

De la relation (2.34), on tire :

$$\frac{I^*}{Y^*} = (+\delta - 1) \frac{K^*}{Y^*} = \frac{\alpha\beta\delta}{1 - \beta(1 - \delta)}$$

De (2.35), on obtient :

$$\frac{C^*}{Y^*} = 1 - \frac{I^*}{Y^*} = \frac{1 - \beta(1 - \delta(1 - \alpha))}{1 - \beta(1 - \delta)}$$

La fonction de production (2.29) permet de déterminer Y^*/h^* :

$$\frac{Y^*}{h^*} = \left(\frac{Y^*}{K^*} \right)^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$$

On peut alors obtenir C^*/h^* :

$$\frac{C^*}{h^*} = \frac{Y^*}{h^*} \frac{C^*}{Y^*}$$

De l'équation (2.30), on tire facilement :

$$\frac{w^*}{p^*} = (1 - \alpha) \frac{Y^*}{h^*} \frac{1}{R}$$

En utilisant la valeur obtenue de w^*/p^* et l'équation (2.32), on obtient la valeur de C^* :

$$C^* = \frac{\beta (1 - \beta\theta) w^*}{\mu\gamma (1 - \theta) p^*}$$

En utilisant la valeur obtenue de w^*/p^* , de C^*/h^* et de C^* , on obtient la valeur de h^* :

$$h^* = \frac{\beta (1 - \beta\theta) w^*}{\mu\gamma (1 - \theta) p^*} \frac{1}{C^*/h^*}$$

On peut alors obtenir Y^* , K^* , I^* . Enfin, nous utilisons les valeurs de C^* , w^*/p^* , h^* et la relation (2.28), on obtient alors la valeur de p^* :

$$p^* = \frac{\mu}{\left(\frac{w^*}{p^*} h^* + C^*\right)}$$

On connaît p^* et C^* , on peut donc obtenir m_c^* à partir de l'équation (2.27). Enfin, on connaît h^* et m_c^* , on peut donc obtenir w^* à partir de l'équation (2.28). Ayant obtenu l'état stationnaire déterministe du modèle, il est maintenant possible de log-linéariser les conditions d'optimalité.

Log-linéarisation des conditions d'Euler

Comme nous l'avons souligné, la résolution analytique du système d'équation sous anticipations rationnelles en nécessite l'approximation par une méthode de log-linéarisation.

Chaque condition d'optimalité peut s'écrire sous la forme :

$$E_t \varphi(x) = 0$$

où x est un vecteur comprenant les variables de contrôle et les variables d'état datées selon le cas en t et en $t + 1$. Nous notons x^* la valeur du vecteur x à l'état stationnaire.

La fonction $\varphi(\cdot)$ vérifie évidemment :

$$\varphi(x^*) = 0$$

L'approximation log-linéaire de $\varphi(\cdot)$ est donnée par :

$$E_t \varphi(x) = E_t \left\{ \varphi(x^*) + \sum_i \left(\frac{\partial \varphi(x)}{\partial \log(x_i)} \right) \Bigg|_{x=x^*} (\log(x_i) - \log(x_i^*)) + \mathcal{O}(\|x\|^2) \right\}$$

où $\mathcal{O}(\|x\|^2)$ est infiniment petit en probabilité.

Soit \hat{x}_i l'écart relatif de la variable x_i par rapport à sa valeur d'état stationnaire x_i^* , \hat{x}_i est défini par :

$$\hat{x}_i = \log \left(\frac{x_i}{x_i^*} \right) \simeq \frac{x_i - x_i^*}{x_i}$$

Les déviations engendrées par le modèle s'interprètent donc en termes de pourcentage de variation par rapport à l'état stationnaire.

En utilisant la nullité de $\varphi(\cdot)$ à l'état stationnaire et en négligeant les termes d'ordre supérieur ou égal à x^2 , l'approximation est donnée par :

$$E_t \varphi(x) \simeq E_t \left\{ \sum_i \left(\frac{\partial \varphi(x)}{\partial \log(x_i)} \right) \Big|_{x=x^*} \hat{x}_i \right\}$$

L'élimination des termes d'ordre supérieur à 2 correspond à l'hypothèse d'équivalent certain, c'est-à-dire que les termes de variance n'influencent pas la forme de la solution. En d'autres termes, cette approximation ne rend pas compte de l'influence du risque sur le comportement des agents²¹.

Dans le cas du modèle à contrainte d'encaisses préalables, la log-linéarisation du modèle conduit au système :

$$\hat{C}_t - \hat{m}_t^c + \hat{p}_t = 0 \quad (2.37)$$

$$(2.38)$$

$$w^* h^* \hat{h}_t + m_c^* \hat{m}_t^c - \mu \hat{\mu}_t + w^* h^* \hat{w}_t = 0 \quad (2.39)$$

$$(2.40)$$

$$\hat{Y}_t - \alpha \hat{K}_t - (1 - \alpha) \hat{h}_t = 0 \quad (2.41)$$

$$(2.42)$$

$$\hat{Y}_t - \hat{h}_t - \hat{R}_t - \hat{w}_t + \hat{p}_t = 0 \quad (2.43)$$

$$(2.44)$$

$$\hat{p}_t - \hat{w}_t - E_t \hat{p}_{t+1} + E_t \hat{w}_{t+1} + \alpha \beta \frac{Y^*}{K^*} \hat{K}_{t+1} - \alpha \beta \frac{Y^*}{K^*} E_t \hat{Y}_{t+1} = 0 \quad (2.45)$$

$$(2.46)$$

$$\hat{\mu}_t - \hat{w}_t - E_t \hat{p}_{t+1} - \frac{\theta}{(1 - \beta\theta)} \hat{C}_t + \frac{(1 - \beta\theta^2)}{(1 - \beta\theta)} E_t \hat{C}_{t+1} - \frac{\beta\theta}{(1 - \beta\theta)} E_t \hat{C}_{t+2} = 0 \quad (2.47)$$

²¹De nombreuses études numériques (voir, en particulier, Dotsey et Mao [1992]) montrent que tant que la variance des chocs est suffisamment petite, l'erreur d'approximation est minime.

$$E_t \widehat{w}_{t+1} + \widehat{\mu}_t - \widehat{w}_t - E_t \widehat{R}_t + 1 = 0 \quad (2.48)$$

$$(2.49)$$

$$E_t \widehat{K}_{t+1} - (1 - \delta) \widehat{K}_t - (\delta) \widehat{I}_t = 0 \quad (2.50)$$

$$(2.51)$$

$$\widehat{Y}_t - \frac{C^*}{Y^*} \widehat{C}_t - \frac{I^*}{Y^*} \widehat{I}_t = 0 \quad (2.52)$$

$$(2.53)$$

$$m_c^* \widehat{m}_t^c + (1 - m_c^*) \widehat{m}_t^d = 0 \quad (2.54)$$

$$(2.55)$$

$$\widehat{\mu}_{t+1} - \rho_\mu \widehat{\mu}_t - \widehat{\varepsilon}_{t+1} = 0 \quad (2.56)$$

Afin d'utiliser la méthode de résolution décrite ci-après, nous redéfinissons une variable appelée ζ :

$$\zeta = \frac{\beta\theta}{(E_t C_{t+1} - \theta C_t)}$$

dont la valeur à l'état stationnaire déterministe est $\zeta^* = \beta\theta/C^*(1 - \theta)$. Dans ce cas, l'équation (2.47) est réécrite avec ζ , nous obtenons alors :

$$\widehat{\mu}_t - \widehat{w}_t - E_t \widehat{p}_{t+1} + \frac{1}{(1 - \beta\theta)} \widehat{\zeta}_t - \theta \widehat{C}_t + E_t \widehat{C}_{t+1} = 0 \quad (2.57)$$

Enfin, nous avons :

$$\widehat{\zeta}_t = E_t \widehat{C}_{t+1} + \theta \widehat{C}_t \quad (2.58)$$

Les équations (2.37), (2.39), (2.41), (2.43), (2.45), (2.48), (2.50), (2.52), (2.54), (2.58) et (2.57) permettent de déterminer les dynamiques respectives de la consommation (C_t), des heures travaillées (h_t), du produit (Y_t), du taux d'intérêt nominal (R_t), des prix (p_t), du salaire (w_t), du capital (K_t), de l'investissement (I_t), de la monnaie dépôt (m_t^d), de la variable ζ et enfin de la monnaie cash (m_t^c) à la suite d'un choc de politique monétaire μ_t défini par l'équation (2.56).

Résolution du système approché

Cette section présente une méthode de résolution d'un système dynamique linéaire sous anticipations rationnelles. Une méthode parce qu'il en existe presque autant qu'il y a d'auteurs dans la littérature. Cette méthode s'inspire de celle développée par Farmer [1993],

même si elle est largement remaniée, d'une part pour adopter une lecture plus orientée vers les systèmes état–mesure, et d'autre part parce que la version présentée ici propose une écriture matricielle et donc plus générale. Cette méthode a l'avantage de la simplicité et a été appliquée avec succès à un grand nombre de modèles différents.

On définit le système dynamique suivant :

$$M_{cc}\mathcal{C}_t = M_{cs}\mathcal{S}_t \quad (2.59)$$

$$M_{ss0}\mathcal{S}_{t+1} + M_{ss1}\mathcal{S}_t = M_{sc0}\mathcal{C}_{t+1} + M_{sc1}\mathcal{C}_t + M_{se}\mathcal{E}_{t+1} \quad (2.60)$$

Une interprétation naturelle de ce système en termes de système état–mesure permet d'assimiler l'équation (2.59) à l'équation de mesure : elle lie les variables de mesure, contenues dans le vecteur \mathcal{C}_t , aux variables d'état, représentées par le vecteur \mathcal{S}_t . Ainsi, nous avons $\mathcal{C}_t = \{\widehat{Y}_t, \widehat{C}_t, \widehat{I}_t, \widehat{h}_t, \widehat{R}_t, \widehat{m}_t^d\}$. La seconde équation peut s'interpréter comme l'équation d'état. Elle rend compte du lien dynamique existant entre les variables de contrôle, les variables d'état, $\mathcal{S}_t = \{\widehat{K}_t, \widehat{m}_t^c, \widehat{\mu}_t, \widehat{w}_t, \widehat{p}_t, \widehat{\zeta}_t\}$, et les impulsions affectant le système, représentées par le vecteur $\mathcal{E}_{t+1} = \{\widehat{\varepsilon}_{t+1}, \widehat{\omega}_{kt+1}, \widehat{\omega}_{m_{t+1}^c}, \widehat{\omega}_{w_{t+1}}, \widehat{\omega}_{p_{t+1}}, \widehat{\omega}_{\zeta_{t+1}}, \widehat{\omega}_{y_{t+1}}\}$. En d'autres termes, elle fournit la règle de passage d'un état du système à un autre. \mathcal{E}_t contient, outre les impulsions — ou innovations du système — l'ensemble des erreurs de prévision :

$$\widehat{\omega}_{xt+1} = E_t \widehat{x}_{t+1} - \widehat{x}_{t+1}$$

Ceci est particulièrement important, dans la mesure où cela signifie que le système est résolu en faisant l'hypothèse que la forme de l'erreur d'anticipation est linéaire. On peut alors résoudre le problème déterministe (solution homogène) et lui rajouter ensuite sa composante stochastique (solution particulière). Ainsi, les moments d'ordre 2 et supérieurs des innovations n'affectent pas la solution. C'est une implication de l'hypothèse d'équivalent certain.

Le problème est alors de résoudre le système (2.59)–(2.60). Résoudre c'est déterminer une trajectoire des variables satisfaisant le système et déterminer une condition initiale sur les variables tournées vers le futur. En effet, la structure du problème est la suivante : nous disposons de conditions initiales pour les variables « backward », et de conditions

terminales pour les variables « forward », mais nous avons en fait besoin des conditions initiales sur les variables « forward ». Pour une condition initiale sur le stock de capital, k_0 , il n'existe qu'une seule valeur initiale de la consommation, c_0 qui garantisse la convergence vers l'état stationnaire. C'est précisément cette valeur que l'algorithme tente de déterminer pour pouvoir ensuite calculer la forme des solutions. D'un point de vue pratique, il est utile d'ordonner les variables d'état dans un ordre particulier. En effet, comme nous le verrons dans un moment, cet ordre nous sera très utile lors de la résolution du problème dans la mesure où nous utiliserons une partition particulière des matrices. Nous retiendrons la convention suivante : les variables « backward » sont introduites en premier, puis viennent les variables « forward ».

La première étape de l'algorithme consiste à réécrire le système de façon à éliminer les variables de contrôle. En d'autres termes, on élimine le vecteur C_t . Pour ce faire, on utilise l'équation de mesure (2.59) :

$$C_t = M_{cc}^{-1} M_{cs} S_t$$

En reportant cette expression dans (2.60), on obtient :

$$S_{t+1} = W_S S_t + W_E \mathcal{E}_{t+1}$$

où

$$W_S = - (M_{ss0} - M_{sc0} M_{cc}^{-1} M_{cs})^{-1} (M_{ss1} - M_{sc1} M_{cc}^{-1} M_{cs})$$

$$W_E = (M_{ss0} - M_{sc0} M_{cc}^{-1} M_{cs})^{-1} M_{se}$$

On obtient donc une équation aux différences finies avec solution particulière. On détermine donc dans un premier temps une solution homogène, puis on lui adjoint une solution particulière.

Blanchard et Kahn [1980] ont montré que l'existence et l'unicité d'une solution dépend d'une condition sur la position relative des valeurs propres de W_S par rapport au disque unitaire. Ainsi, si on appelle N_B et N_F le nombre de variables « backward » et « forward » respectivement, et N_D et N_H le nombre de valeurs propres dans et hors du disque unitaire, on a la proposition suivante :

Proposition 1 *Si $N_B = N_D$ et $N_F = N_H$ alors il existe une unique trajectoire solution du système à anticipations rationnelles, convergeant vers l'état stationnaire.*

Cette configuration correspond à une situation de point-selle²². Il existe alors un seul vecteur de conditions initiales sur les variables « forward » satisfaisant à la condition de convergence vers l'état stationnaire.

La diagonalisation de W_S conduit à la représentation :

$$W_S = P D P^{-1}$$

où D est la matrice des valeurs propres de W_S et P la matrice des vecteurs propres associés. Dans un premier temps, les valeurs propres sont ordonnées dans l'ordre croissant de leur module²³, et la matrice P réarrangée en conséquence. Cette dernière est alors partitionnée selon :

$$P = \begin{pmatrix} P_{BB} & P_{BF} \\ P_{FB} & P_{FF} \end{pmatrix}, \quad P^{-1} = \begin{pmatrix} P_{BB}^* & P_{BF}^* \\ P_{FB}^* & P_{FF}^* \end{pmatrix}$$

Cette partition repose sur la position relative des valeurs propres par rapport au disque unitaire. Ainsi, un B indique que la valeur propre est dans le disque unitaire, tandis qu'un F indique que son module est supérieur à l'unité²⁴.

Nous appliquons alors un changement de base, afin de rendre le système diagonal. On définit pour cela :

$$\tilde{\mathcal{S}}_t = P^{-1} \mathcal{S}_t$$

ainsi :

$$P^{-1} \mathcal{S}_{t+1} = P^{-1} W_S P P^{-1} \mathcal{S}_t + P^{-1} W_E \mathcal{E}_{t+1}$$

²²Dans le chapitre suivant nous montrons ce qu'il advient de faire lorsque cette configuration n'est pas satisfaite.

²³Ordre croissant parce que nous avons introduit les variables backward en premier, c'est-à-dire les variables pour lesquelles les valeurs propres doivent être dans le cercle unitaire.

²⁴C'est à partir d'ici que l'ordre d'introduction des variables compte. Lorsque les conditions de Blanchard-Kahn sont vérifiées, cette partition correspond à une partition entre variables « forward » et variables « backward ».

d'où :

$$\tilde{\mathcal{S}}_{t+1} = D \tilde{\mathcal{S}}_t + R \mathcal{E}_{t+1}$$

La matrice R est partitionnée de façon similaire à la matrice P :

$$R = \begin{pmatrix} R_B. \\ R_F. \end{pmatrix}$$

De même pour le vecteur d'état :

$$\tilde{\mathcal{S}}_t = \begin{pmatrix} \tilde{\mathcal{S}}_{B,t} \\ \tilde{\mathcal{S}}_{F,t} \end{pmatrix}$$

Ainsi, la loi d'évolution des variables « forward » est donnée par :

$$\tilde{\mathcal{S}}_{F,t+1} = D_F \tilde{\mathcal{S}}_{F,t} + R_F. \mathcal{E}_{t+1}$$

L'anticipation rationnelle prise en t de $\tilde{\mathcal{S}}_{F,t+1}$ est alors donnée par :

$$E_t \tilde{\mathcal{S}}_{F,t+1} = D_F \tilde{\mathcal{S}}_{F,t}$$

puisque D_F est une matrice diagonale, l'itération sur l'équation précédente conduit à :

$$\tilde{\mathcal{S}}_{F,t} = \lim_{j \rightarrow \infty} D_F^{-j} E_t \tilde{\mathcal{S}}_{F,t+j}$$

Pourvu que $E_t \tilde{\mathcal{S}}_{F,t+j}$ soit borné, on a

$$\lim_{j \rightarrow \infty} D_F^{-j} E_t \tilde{\mathcal{S}}_{F,t+j} = 0$$

Cette condition revient en fait à éliminer les bulles. Elle implique par ailleurs :

$$\tilde{\mathcal{S}}_{F,t} = P_{FB}^* \mathcal{S}_{B,t} + P_{FF}^* \mathcal{S}_{F,t} = 0$$

Cette dernière relation exprime donc la relation existante entre variables « forward » et variables « backward » et permet de définir la condition initiale $\mathcal{S}_{F,t}$ compatible avec les conditions initiales sur les variables « backward » et la condition de convergence vers l'état stationnaire :

$$\mathcal{S}_{F,t} = (P_{FF}^*)^{-1} P_{FB}^* \mathcal{S}_{B,t}$$

Nous avons ainsi résolu notre problème. Il suffit alors de reporter cette solution à travers tout le système dynamique. On définit alors la matrice $Q = \left(I : -P_{FF}^*{}^{-1} P_{FB}^* \right)'$. On a alors :

$$E_t \left(\widehat{\mathcal{S}}_{B,t+1} \right) = W_{S,B} Q \widehat{\mathcal{S}}_{B,t} = M_{SS} \widehat{\mathcal{S}}_{B,t}$$

De plus, étant donné que les conditions de Blanchard et Kahn [1980] sont vérifiées, le système satisfait la propriété de point-selle. Dans ce cadre, les erreurs d'anticipations des variables — souvent appelée abusivement tâches solaires — n'apportent aucune information supplémentaire. Nous les éliminons donc. Le vecteur des innovations ne comporte plus que les innovations sur les chocs exogènes. Ainsi, on a :

$$\mathcal{S}_{B,t+1} = M_{SS} \mathcal{S}_{B,t} + M_{SE} \varepsilon_{t+1}$$

où M_{SE} prend le plus souvent la forme de l'identité.

Il reste alors à déterminer la solution pour l'équation de mesure :

$$\mathcal{C}_t = M_{cc}^{-1} M_{cs} Q \mathcal{S}_{B,t} = \Pi \mathcal{S}_{B,t}$$

Le système est alors résolu et admet la représentation :

$$\mathcal{C}_t = \Pi \mathcal{S}_{B,t} \tag{2.61}$$

$$\mathcal{S}_{B,t+1} = M_{SS} \mathcal{S}_{B,t} + M_{SE} \varepsilon_{t+1} \tag{2.62}$$

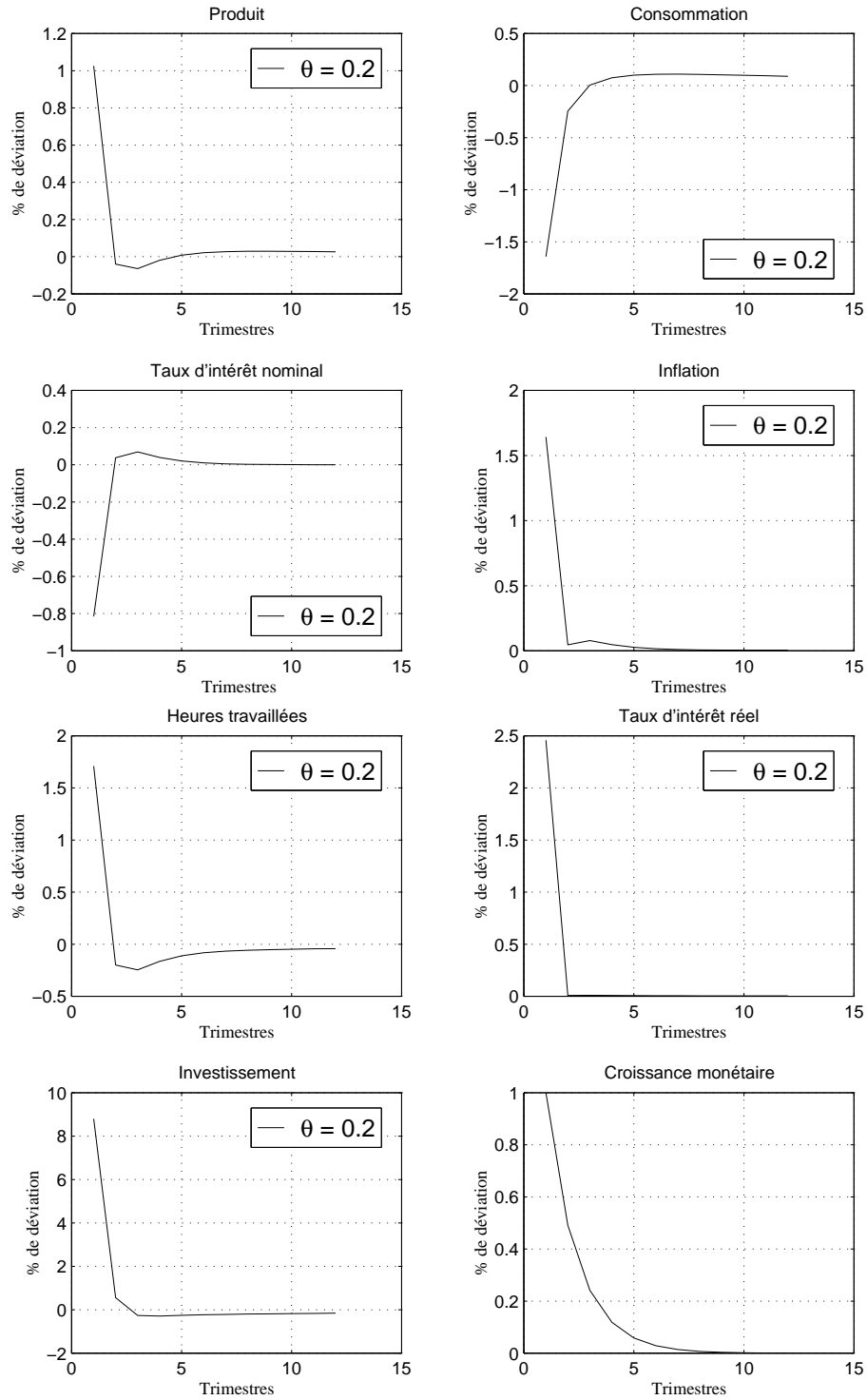
La méthode de résolution employée est numérique. Des valeurs doivent donc être assignées aux paramètres structurels du modèle : $\beta, \gamma, \delta, \alpha$. Enfin, notons que dans le cas du modèle à participation limitée, il faut introduire un décalage d'information dans le choix de l'épargne du ménage. Ainsi, l'épargne représenté par la monnaie dépôt (M_t^d) est prédéterminée. On peut alors obtenir la dynamique du modèle en deux temps. Tout d'abord, on fixe la quantité de monnaie dépôt dans l'économie puis on simule le modèle comme le modèle à contrainte d'encaisses préalables. La méthode de résolution reste parfaitement identique.

A.2 Participation limitée et persistance des habitudes

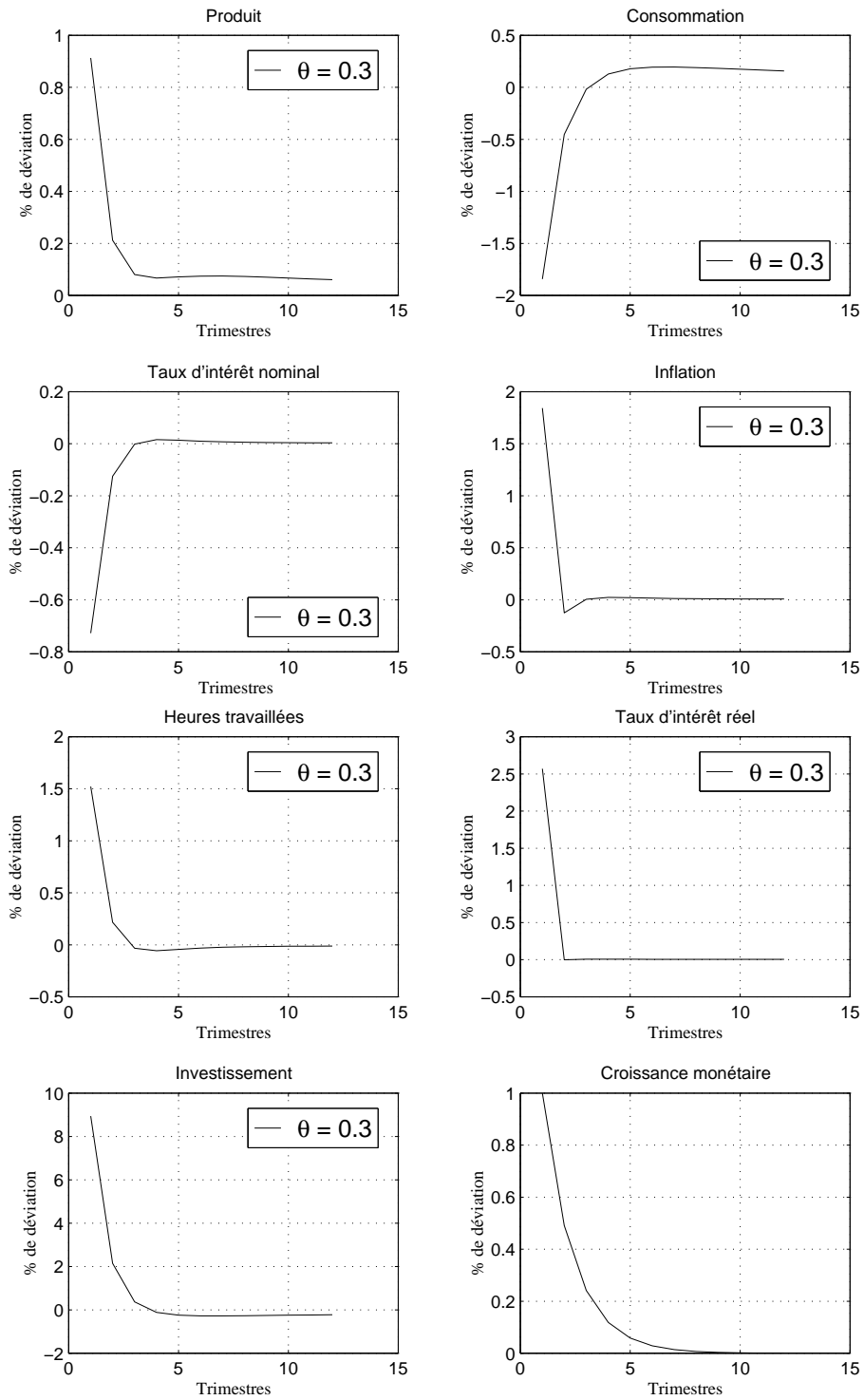
Dans cette annexe, nous présentons les fonctions de réponse du modèle à participation limitée avec formation des habitudes pour différentes valeurs du paramètre de persistance

des habitudes de consommation. Le paramètre de persistance doit être supérieur à 0.3 pour que la persistance des effets augmente. Remarquons que la persistance des effets augmente avec le paramètre de persistance des habitudes.

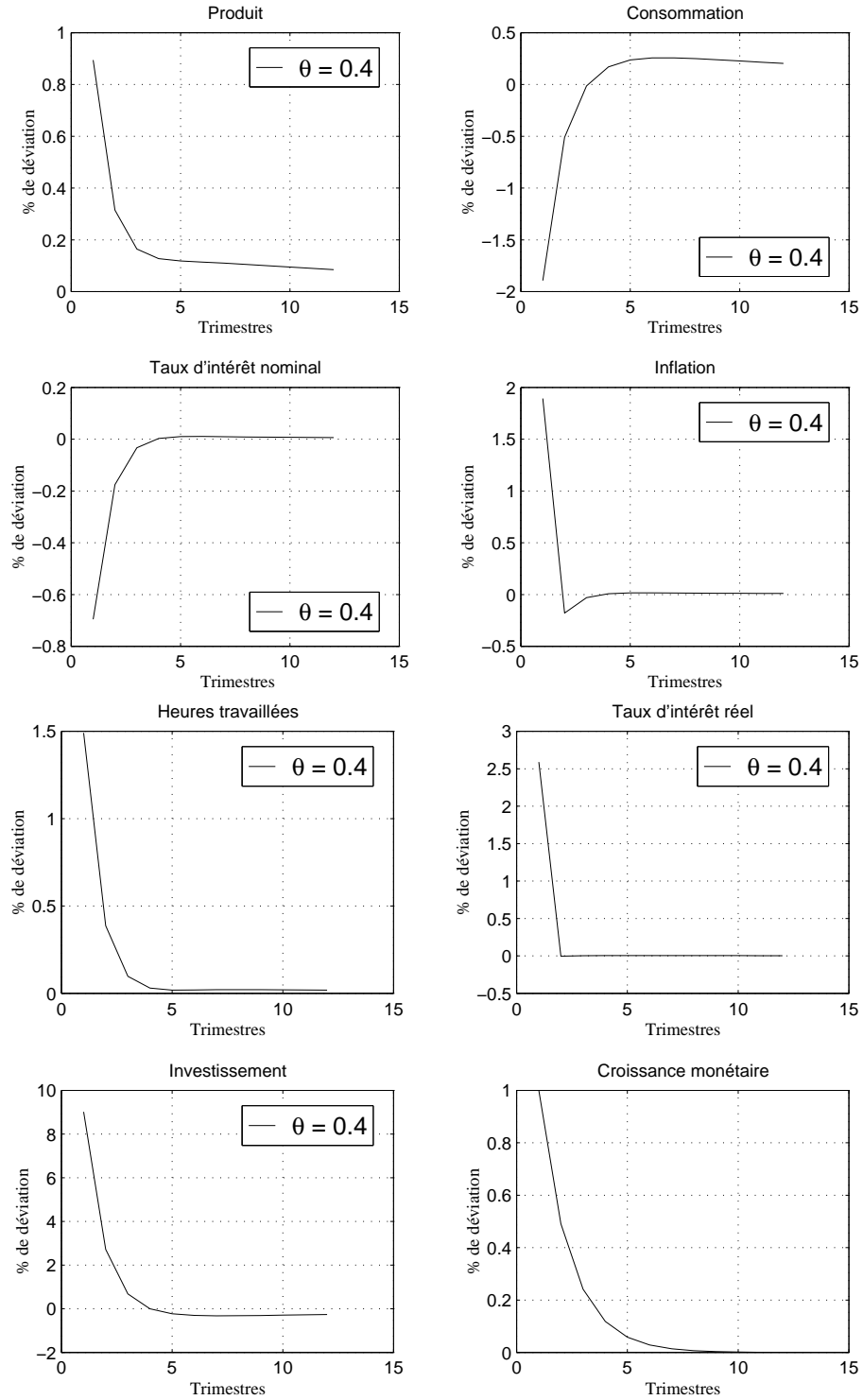
GRAPH. 2.7 – Réponses au choc monétaire (Modèle à participation limitée)



GRAPH. 2.8 – Réponses au choc monétaire (Modèle à participation limitée)



GRAPH. 2.9 – Réponses au choc monétaire (Modèle à participation limitée)



Chapitre 3

Complémentarité intertemporelle et indétermination réelle

Introduction

¹Nous avons mentionné à maintes reprises que l'étude des propriétés de non-neutralité de la monnaie dans le court terme permet d'identifier certains faits monétaires dans les données. Ainsi, à la suite d'une injection monétaire, *(i)* le produit intérieur brut augmente de façon persistante, *(ii)* le taux d'intérêt nominal diminue de façon persistante, *(iii)* la croissance de la consommation diminue de façon persistante et *(iv)* le niveau des prix répond initialement négativement mais très faiblement. Le co-mouvement du produit et des prix correspond au mécanisme de transmission de la politique monétaire alors que le co-mouvement du produit et du taux d'intérêt nominal décrit l'effet de liquidité. En conséquence, il est, lorsque l'on cherche à analyser les effets de la politique monétaire nécessaire d'avoir à sa disposition un modèle théorique capable de reproduire ces faits.

La mise en évidence de ces mécanismes dans un modèle à encaisses préalables (voir Lucas et Stokey [1983] ou, pour une application, Cooley et Hansen [1989]) est difficile car

¹Une partie de ce chapitre est issue d'articles co-écrits avec Fabrice Collard et Patrick Fève (voir Auray, Collard et Fève [2002a] et Auray, Collard et Fève [2002b]).

le mécanisme de taxe inflationniste² est en complète opposition avec ces faits. Dans ce modèle, seule la composante anticipée de l'inflation exerce un effet sur la dynamique du modèle. Après un accroissement du taux de croissance des encaisses nominales, les agents ont des anticipations d'inflation à la hausse. Afin de lisser leur trajectoire de consommation, ces derniers réduisent leur consommation dès la période du choc. Les ménages vont reporter leur consommation à la période suivante pour épargner impliquant une hausse du taux d'intérêt nominal. Ceci correspond au mécanisme de substitution intertemporelle standard utilisé par les ménages pour arbitrer entre consommation et épargne dans ce type de modèle. L'incapacité de ce modèle à reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire et l'effet de liquidité provient donc de la taxe inflationniste dont les effets négatifs sont en partie liés au mécanisme de substitution intertemporelle dans les choix de consommation des agents.

De nombreuses extensions au modèle à contrainte d'encaisses préalables ont été proposées. Les hypothèses de rigidité sur le marché des biens ou du travail³ ou d'imperfections sur le marché financier ont ainsi été considérées. Cependant, la réussite de ces modèles dans la reproduction des faits monétaires décrits précédemment est relatif. En effet, les modèles à participation limitée (voir Lucas [1990] et Fuerst [1992] ou, pour une application, Christiano [1991]) permettent de reproduire des effets de liquidité parallèlement aux mécanismes de taxe inflationniste. Cependant, comme nous l'avons montré dans le chapitre précédent, l'effet de liquidité n'est pas persistant car dominé (une période après le choc) par l'impact de la taxe inflationniste⁴. Nous avons alors mis en évidence, dans cette thèse, la pertinence de l'hypothèse de formation des habitudes dans la reproduction d'un effet de liquidité persistant en l'incorporant au sein d'un modèle avec effet de liquidité, un modèle à participation limitée. Cependant, au delà des limites déjà explicitées dans le chapitre précédent, pour mettre en évidence un effet de liquidité formellement keynésien ce modèle recourt, de façon assez paradoxale, à une hypothèse clairement non conforme à l'esprit de

²Voir section 2.3.2 du chapitre précédent pour une discussion de la taxe inflationniste.

³Les modèles à prix rigides sont seulement discutés en introduction générale.

⁴L'obtention d'un effet de liquidité dominant et persistant passe, dans ce modèle, par l'introduction d'un coût d'ajustement sur l'investissement.

Keynes, de prédétermination de l'épargne sur l'investissement. La contrainte de transactions n'est plus une contrainte sur le volume des transactions pouvant être opérées mais devient une contrainte de liquidité au sens de non-endettement pour le ménage ou de restriction du crédit pour la firme. Or d'un point de vue macroéconomique, l'investissement global entraîne la formation de l'épargne global qui vient s'identifier à lui. Comme le fait alors justement remarquer Keynes, l'investissement peut être entravé par manque de monnaie mais jamais par manque d'épargne.

L'approche adoptée, dans ce chapitre, consiste à reconsidérer le modèle à contraintes d'encaisses préalables où les prix sont parfaitement flexibles et où l'information est parfaite. Nous incorporons alors l'hypothèse de formation des habitudes dont nous avons mis en évidence la pertinence dans la représentation du co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation et dans la reproduction d'un effet de liquidité persistant. Cette hypothèse est, de plus, considérée au sein de ce modèle car le mécanisme de taxe inflationniste dont les effets négatifs sont liés à un effet de substitution intertemporelle est au cœur de ce modèle. En effet, comme déjà mentionné en introduction générale, l'utilisation de la monnaie en règlement des transactions telles que supposées par Clower ne suscite aucun effet richesse à l'équilibre par rapport à une situation de troc. L'influence de la contrainte à encaisses préalables ne transitera donc que par des mécanismes de substitution entre les biens ou de substitution intertemporelle. L'introduction de cette contrainte a seulement pour but la dérivation d'une fonction de demande de monnaie et du niveau général des prix. C'est pourquoi, les chocs monétaires se transmettent via la déformation des taux marginaux de substitution entre les biens ou au cours du temps. On comprend alors tout l'intérêt de l'hypothèse de formation des habitudes dans ce modèle. En effet, comme il l'a déjà été dit et montré au cours de cette thèse, la persistance des habitudes permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle.

Dans ce cadre, nous montrons, que l'introduction de la formation des habitudes dans le comportement de consommation des ménages dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables a pour conséquence l'apparition du phénomène d'indétermination réelle. Nous

suivons alors l'approche adoptée par Matheny [1998]⁵ et Benhabib et Farmer [2000] et explorons les propriétés quantitatives de l'indétermination réelle. Le phénomène d'indétermination réelle apparaît dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables avec règle monétaire exogène pour des valeurs cohérentes au regard des valeurs estimées⁶ du paramètre de persistance des habitudes. Ce résultat provient de l'interaction entre l'hypothèse de formation des habitudes et la contrainte d'encaisses préalables, étant donné l'environnement choisi sur le marché du travail et sur le marché des biens. En effet, lorsque les individus partagent les mêmes croyances sur l'inflation, à savoir une inflation plus élevée demain, cela les incite à substituer consommation courante et consommation future, ce qui fait augmenter leurs habitudes en termes de consommation. La formation des habitudes crée alors un phénomène d'irréversibilité dans les décisions de consommation. Ainsi, lorsque les habitudes deviennent suffisamment persistantes, ce phénomène se traduit dans le comportement du ménage par une demande de monnaie pour demain plus élevée. Ceci a alors pour conséquence une pression à la hausse des prix. Les anticipations d'inflation sont donc auto-réalisatrices traduisant le phénomène d'indétermination réelle.

De plus, nous mettons en évidence la robustesse du phénomène d'indétermination réelle dans le modèle de référence à l'introduction de biens supplémentaires et/ou d'actifs, pouvant être utilisés par le ménage pour échapper à la taxe inflationniste. Par ailleurs, les résultats sont robustes à une spécification plus générale de la technologie de production de l'entreprise. Enfin, l'indétermination réelle dépend de l'interaction qui s'opère entre le phénomène de persistance dans les habitudes de consommation et la contrainte d'encaisses préalables à laquelle le ménage est assujéti. Ainsi, lorsque la monnaie est introduite directement dans la fonction d'utilité représentant les préférences du ménage, alors la persistance des habitudes de consommation n'implique pas l'apparition d'un phénomène d'indétermination réelle dans le modèle.

⁵Matheny [1998] introduit de la substituabilité intratemporelle entre consommation et loisir dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables alors que nous introduisons dans ce modèle de la substituabilité intertemporelle dans la consommation.

⁶Voir Constantidines et Ferson [1991] et Braun et al. [1993] ainsi que les résultats obtenus dans le premier chapitre de cette thèse.

Enfin, nous montrons que l'indétermination réelle n'est pas, à elle seule, suffisante pour reproduire le mécanisme de transmission monétaire et l'effet de liquidité. La forme des croyances des agents en une modification de la politique monétaire joue un rôle prépondérant. En effet, lorsque les croyances des agents ne sont pas corrélées avec l'injection monétaire, les prix restent parfaitement flexibles et la monnaie est totalement neutre dans le modèle. Ceci correspond alors à la théorie quantitative standard de la monnaie. A l'inverse, lorsque les croyances des agents sont positivement corrélées avec l'injection monétaire, une rigidité des prix purement endogène apparaît dans le modèle sans qu'il soit nécessaire de faire aucune hypothèse sur le marché des biens ou du travail. Par ailleurs, dans ce cas le produit répond positivement, et ce de façon persistante, à une injection monétaire. Ainsi, le modèle permet de reproduire les faits empiriques *(i)* et *(iv)* et est donc en mesure de reproduire le mécanisme de transmission monétaire. Enfin, dans ce même cas, le modèle permet de reproduire les points *(i)* et *(ii)* correspondant à l'effet de liquidité. Ainsi, lorsque les croyances des agents sont positivement corrélées à une modification de la politique monétaire, le modèle standard à contrainte d'encaisses préalables augmenté du phénomène de persistance des habitudes de consommation des ménages est capable de reproduire le mécanisme de transmission monétaire ainsi que l'effet de liquidité.

Le chapitre est organisé comme suit. Dans une première section, nous discutons du phénomène d'indétermination réelle et mettons l'accent sur l'apparition de ce phénomène dans des modèles monétaires. L'économie est décrite dans une seconde section en insistant sur les comportements individuels. La section trois présente les propriétés dynamiques locales du modèle et discute les conditions sous lesquelles le modèle génère de l'indétermination réelle. La robustesse des résultats à différentes spécifications plus générales est discutée. La cinquième section présente un exemple quantitatif permettant d'illustrer les résultats théoriques obtenus. Une discussion du rôle des croyances des agents en la monnaie permettant de reproduire le mécanisme de transmission monétaire et l'effet de liquidité est également présentée dans cette section. Une dernière section donne quelques éléments de conclusion.

3.1 Indétermination réelle

L'objet de cette section est de réaliser un bref survol de la littérature récente sur les phénomènes d'équilibres multiples, d'indétermination et d'équilibres à tâches solaires⁷. L'approche se veut essentiellement macroéconomique. Au début des années 90, l'introduction d'une incertitude extrinsèque, comme source d'impulsion, s'est révélée être une hypothèse féconde pour expliquer les fluctuations macroéconomiques. Les travaux précurseurs de Azariadis [1981], Cass et Shell [1983] ou Woodford [1986a] et [1986b] manquaient de pertinence empirique pour rivaliser avec les études utilisant des modèles de type RBC. Cependant, l'échec relatif de ces modèles à expliquer la récession américaine du début des années 90 ouvrait de nouvelles voies de recherche, en particulier celle privilégiant une analyse keynésienne du cycle dans laquelle « les esprits animaux » des entrepreneurs sont considérés comme une source d'incertitude extrinsèque. En 1991, Woodford montre comment il est possible de construire des modèles intertemporels d'équilibre général perturbés par des chocs s'interprétant comme des tâches solaires ou comme les « esprits animaux » des entrepreneurs. Par la suite, les travaux de Farmer et Guo [1994] et [1995] ou Gali [1994] et [1996] ou enfin, Benhabib et Gali [1995] montrent que ce type d'incertitude permet d'obtenir des résultats comparables à ceux de modèles où les chocs affectent les fondamentaux de l'économie. Dans les modèles de croissance endogène, l'indétermination et la multiplicité des sentiers de croissance équilibrée permettent de comprendre les disparités transitoires et permanentes qui caractérisent des économies pourtant similaires. Dans les modèles de cycle, l'indétermination et les tâches solaires sont utilisées pour expliquer l'origine ainsi que la persistance des fluctuations économiques. Dans cette section, nous expliquons ce que sont les tâches solaires et réalisons un bref survol des modèles monétaires dans lesquels ce phénomène peut apparaître. Ce survol n'est en rien exhaustif tant la littérature sur le sujet est vaste.

⁷Notons, dès maintenant, que les termes tâches solaires, prophéties autoréalisatrices et « esprits animaux » sont interchangeable.

3.1.1 Tâches solaires, indétermination et croyances

Le modèle néo-classique montre que les conditions économiques imposant l'unicité de la trajectoire conduisant à l'équilibre stationnaire et que la rationalité individuelle des agents agissant de manière décentralisée conduit ces derniers à sélectionner cette unique trajectoire selle et donc à coordonner leurs anticipations en fonction de l'évolution du système économique sur cette suite d'équilibres. Dans ce cas, seuls des chocs affectant les paramètres du modèle économique peuvent faire fluctuer cette trajectoire fondamentale, c'est-à-dire l'économie. Cependant, nous pouvons interpréter ces chocs comme le résultat sur le système économique de chocs extrinsèques, c'est-à-dire de la réalisation de phénomènes non-économiques (par exemple, les tâches solaires) ayant toutefois une influence sur le choix des agents. Ainsi, les anticipations peuvent dépendre de croyances fondées sur une information extérieure au modèle mais dont disposent les agents. En modifiant les anticipations de l'ensemble des acteurs économiques, les tâches solaires peuvent modifier les choix présents. Dans ce cas, à chaque date, l'allocation d'équilibre est conditionnelle à cette incertitude extrinsèque c'est-à-dire à ce choc n'affectant pas les fondamentaux de l'économie. On dit alors que l'équilibre est indéterminé lorsque il existe plusieurs trajectoires dynamiques d'équilibre conduisant vers l'état stationnaire. Il est alors possible que les agents supposés rationnels se coordonnent sur l'une de ces trajectoires optimales en fonction d'un événement « extra-économique » aléatoire comme une tâche solaire. Cette sélection aléatoire à chaque date d'une des séquences conduisant à l'équilibre stationnaire peut permettre d'expliquer les cycles. Comme le souligne Woodford [1991], il existe une longue tradition d'auteurs qui ont cherché à expliquer les phénomènes cycliques par la plus ou moins grande confiance des agents en l'avenir. Ainsi, un accroissement de la confiance en l'avenir de certains agents économiques, même si il n'est pas justifié par des facteurs économiques objectifs, peut impliquer des décisions économiques ayant des répercussions réelles sur les conditions économiques et ainsi générer des fluctuations économiques. Dans la *Théorie Générale de l'Emploi, de l'Intérêt et de la Monnaie*, Keynes [1936] explique les larges fluctuations de l'investissement par la sensibilité de ces décisions à la confiance des dirigeants d'entreprise, ce qu'il appelle les « esprits animaux » des entrepreneurs.

L'exemple de Shell [1977] et les travaux fondateurs de Azariadis [1981], Azariadis et Gues-

nerie [1982], Cass et Shell [1983], Farmer et Woodford [1984] et Woodford [1986b] montrent que l'indétermination de l'équilibre dans la dynamique avec prévisions parfaites est une condition suffisante à l'existence d'une certaine classe d'équilibres stochastiques à anticipations rationnelles. Il s'agit des équilibres stationnaires à tâches solaires. A cet équilibre, le comportement aléatoire des grandeurs d'équilibre est uniquement généré par les croyances auto-réalisatrices des agents. Dans cette optique, les équilibres à tâches solaires sont interprétés, notamment par Guesnerie et Woodford [1992], Woodford [1987] et [1992], comme des fluctuations endogènes stochastiques gouvernées par les anticipations. En 1983, Cass et Shell ont montré comment il était possible de formaliser l'idée que des changements d'anticipations basées sur des chocs extrinsèques pouvaient générer des fluctuations dans un modèle d'équilibre général résolu sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Par la suite, Farmer et Woodford [1984] ont montré comment construire des modèles où la rationalité des choix économiques n'est pas suffisante pour coordonner les choix des agents de telle sorte que l'on se place sur une trajectoire unique convergente. Woodford [1986a], [1986b] et [1991] montre sous quelles conditions, un modèle d'équilibre général avec agent représentatif vivant un nombre infini de périodes, peut, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, engendrer des fluctuations comparables à celles observées dans les données. Une littérature un peu plus récente, initiée notamment par Benhabib et Farmer [1994] et Woodford [1994], cherche à exploiter l'indétermination et les équilibres à tâches solaires pour expliquer les principales propriétés statistiques des données macroéconomiques. Deux questions sont alors posées. Quel est le rôle des croyances dans les fluctuations économiques ? Peut-on dans ce cadre d'analyse reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire ?

3.1.2 Indétermination et monnaie

En 1994, Farmer et Guo montrent comment des modèles dans lesquels le phénomène d'indétermination apparaît peuvent être utilisés pour comprendre et expliquer les fluctuations économiques, en particulier le cycle des affaires. Le phénomène d'indétermination a, par ailleurs, été utilisé pour reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Les travaux antérieurs cherchant à reproduire le mécanisme de propagation monétaire ont été conduit dans des modèles à générations imbriquées (voir, par exemple,

Geanakoplos et Polemarchakis [1986], Azariadis et Cooper [1985], Farmer et Woodford [1984] et [1997], Farmer [1991] et [1992], et Chiappori et Guesnerie [1993]) dont la structure est semblable à celle du modèle de Samuelson [1958]. Dans le modèle de Farmer et Woodford [1984], la monnaie est supposée être le seul bien stockable et le travail le seul facteur de production. Les agents, nés à des dates consécutives, ne se rencontrent qu'une seule fois pour échanger. Les jeunes vendent aux vieux le fruit de leur travail contre de la monnaie. Dans ce cadre d'analyse, Farmer et Woodford [1984] mettent en évidence que dans un modèle résolu sous anticipations rationnelles, des facteurs psychologiques ou sociologiques peuvent influencer la dynamique réelle de l'économie de par leur influence sur les anticipations. Il est alors montré que dans un modèle où la dynamique d'équilibre est indéterminée, il est possible d'introduire une variable aléatoire sans fondement économique mais dont la réalisation permet de sélectionner à chaque date la trajectoire d'équilibre sur laquelle se trouve l'économie. Cette sélection s'opère dans l'ensemble des possibles vérifiant les conditions d'équilibre. Par la suite, l'exploitation de l'indétermination réelle et des tâches solaires a été effectué dans des modèles monétaires à horizon de vie infinie (voir, par exemple, Beaudry et Devereux [1995], Bennett [1997], Lee [1993], Matheny [1992] et [1998], Matsuyama [1991], Benhabib et Farmer [1996] et [2000], et Farmer [1997]).

Comment peut-on exploiter l'indétermination réelle ?

Nous reprenons pour répondre à cette question l'exemple donné par Benhabib et Farmer [1999]. L'équilibre d'une économie monétaire simple peut être caractérisé par la forme fonctionnelle suivante :

$$m_t = E_t [G(m_{t+1}, \mu_{t+1}, v_t)] \quad (3.1)$$

où m_t représente les encaisses monétaires réelles, μ_{t+1} est le ratio de l'offre de monnaie à la date $t+1$ sur l'offre de monnaie à la date t et v_t est un choc fondamental dont la distribution de probabilité est connue. E_t est l'opérateur espérance et G est une fonction connue. En supposant que l'équation (3.1) a un état stationnaire, celle-ci est linéarisée autour de cet état stationnaire. La relation obtenue doit alors (au moins approximativement) être satisfaite pour toute suite d'encaisses réelles à l'équilibre du modèle sous anticipations

rationnelles :

$$\widehat{m}_t = \alpha E_t[\widehat{m}_{t+1}] + \beta E_t[\mu_{t+1}] + \gamma v_t \quad (3.2)$$

Les variables \widehat{m} représentent les déviations de cette variable de l'état stationnaire non-stochastique. Dans un modèle monétaire standard, le paramètre α est compris entre 0 et 1 en valeur absolue. Dans ce cas, l'équation (3.2) est résolue en itérant vers le futur afin de déterminer la valeur courante des encaisses réelles comme étant une fonction de la règle qui gouverne l'évolution de la variable μ_t . Dans les modèles avec indétermination, le paramètre α doit être de module supérieur à l'unité. Dans ce cas, le modèle admet plusieurs solutions qui prennent la forme suivante :

$$\widehat{m}_{t+1} = \frac{1}{\alpha} \widehat{m}_t - \frac{\beta}{\alpha} E_t[\mu_{t+1}] - \frac{\gamma}{\alpha} v_t + \widehat{\varepsilon}_{t+1} \quad (3.3)$$

où $\widehat{\varepsilon}_{t+1}$ est une suite arbitraire de tâches solaires qui vérifie la propriété $E_t(\widehat{\varepsilon}_{t+1}) = 0$.

Considérons donc le cas où il existe une infinité d'équilibre sous anticipations rationnelles. Chacun de ces équilibres peut être dérivé de modèles se différenciant uniquement par la spécification d'une fonction de comportement supplémentaire qui reflète la manière dont les agents prévoient le futur. Lorsqu'il existe une multiplicité de trajectoires d'équilibre correspondant chacune à un équilibre sous anticipation rationnelles, de multiples fonctions d'anticipation sont cohérentes avec ces équilibres. Dans ce cas, il suffit de postuler une fonction d'anticipation indiquant comment les agents prévoient le futur. La spécification de cette fonction permet alors de sélectionner un équilibre particulier. Des chocs extrinsèques indépendants et identiquement distribués sont introduits dans cette fonction. Ces chocs n'ont pas de signification économique mais supposent que les agents croient que leurs décisions affectent les variables économiques, par exemple, les prix. Dans ce cadre, le prix d'équilibre est déterminé par l'équilibre entre l'offre et la demande de monnaie, conditionnellement à la règle de formation des anticipations choisie. Il est alors possible de déterminer le processus d'équilibre caractérisant la dynamique des prix et de montrer que les croyances des agents sont autoréalisatrices. En effet, si les agents utilisent la fonction d'anticipation spécifiée à la date $t - 1$ pour prévoir les prix à la date t , et ainsi de suite ..., alors leurs anticipations se réalisent car le processus d'équilibre suivi par les prix est

identique à celui prévu par les agents. De plus comme le processus suivi par le choc ex-trinsèque est arbitraire, il existe une infinité de fonctions d'anticipation pouvant servir de fondement à un équilibre sous anticipations rationnelles de ce type.

L'indétermination réelle peut-elle être utilisée afin de comprendre et de reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire ?

Tout d'abord, dans le modèle à générations imbriquées précédemment évoqué de Farmer et Woodford [1984] et [1997], l'équilibre de la date $t + 1$ est connu à la date t lorsque l'on se situe à l'un des équilibres à tâches solaires. Les prix sont alors, à cet équilibre, rigides sans qu'aucune hypothèse de prix pré-déterminés n'ait été introduite au sein du modèle. Ce résultat est alors en adéquation avec le mécanisme de transmission de la politique monétaire. En effet, à la suite d'une modification de la politique monétaire, les prix répondent peu à court terme.

Par la suite, le phénomène d'indétermination est analysé dans des modèles monétaires à horizon de vie infinie où la valeur réelle des encaisses monétaires est introduite à l'aide de différentes spécifications. Elle peut être introduite dans la fonction de production (voir, par exemple, Benhabib et Farmer [2000]), dans la fonction d'utilité (voir, par exemple, Calvo [1979] et Farmer [1997]) ou par l'intermédiaire d'une contrainte d'encaisses préalables (voir, par exemple, Wilson [1979], Woodford [1994] et Matheny [1998]).

Benhabib et Farmer [2000] montrent que l'indétermination peut apparaître lorsque la monnaie est introduite dans la fonction de production. Notons, tout d'abord, qu'une externalité de l'offre de travail est introduite dans la fonction d'utilité des ménages. Le paramètre représentant cette externalité est étalonné de telle sorte que la pente de la courbe de l'offre de travail est plus inclinée que la pente de la courbe de la demande de travail. L'indétermination apparaît alors. Cependant, dans ce cas, l'élasticité entre monnaie et produit est trop faible pour que les effets de la monnaie sur le produit permettent de générer de l'indétermination réelle. La fonction de production utilisée est alors construite puis étalonnée de telle sorte que l'effet indirect de la monnaie sur la demande de travail *via* cette fonction de production permette de reproduire certaines propriétés quantitatives

pertinentes au regard des données. L'effet direct de la monnaie sur le produit est faible (l'élasticité est de 0.75) mais l'effet indirect *via* la complémentarité entre travail et encaisses réelles est élevé (l'élasticité est de 1.10). Le modèle permet alors de reproduire un nombre considérable de caractéristiques du mécanisme de propagation monétaire si la monnaie et le travail sont suffisamment complémentaires. Externalité dans l'offre de travail dont le principe de calibration peut se résumer à, « *cette calibration permet de générer de l'indétermination* » et spécification particulière de la fonction de production dont le principe de calibration peut se résumer à, « *étant donné l'indétermination, cette calibration permet de reproduire des effets quantitatifs pertinents au regard des données* » sont donc au cœur de ce modèle.

Par ailleurs, Farmer [1997] introduit la monnaie *via* la fonction d'utilité. Le secteur de production est identique à celui d'un modèle RBC standard. Dans ce cadre, il montre que le modèle peut générer de l'indétermination si des spécifications non-standards de la fonction d'utilité sont considérées. Farmer [1997] considère l'existence de chocs à la fois sur les fondamentaux et sur les tâches solaires. Les chocs sont étalonnés en estimant la matrice de variance-covariance des résidus à l'aide d'un modèle VAR appliqué sur données américaines. Dans le modèle de Farmer [1997], l'indétermination réelle apparaît alors tant que la pente de la courbe de l'offre de travail est plus inclinée que la pente de la courbe de la demande de travail. Ce phénomène apparaît pour des valeurs raisonnables des paramètres structurels du modèle : l'élasticité de l'offre de travail doit être faible, la part du travail dans le produit doit être proche de 2/3 et le paramètre de courbure de la fonction d'utilité doit être supérieur à 1.5. Cette hypothèse permet donc de s'affranchir du problème empirique lié au degré de croissance des rendements. Remarquons qu'il est possible d'éliminer les encaisses réelles en utilisant l'équation de demande de travail. Le modèle se résume alors au modèle réel de Benhabib et Farmer [1994], la spécification particulière de la fonction d'utilité permettant alors de résoudre le problème empirique lié au degré de croissance des rendements⁸ dans le modèle de Benhabib et Farmer [1994] et/ou Farmer et Guo [1994].

⁸Le degré de croissance des rendements doit être, dans les modèles de Benhabib et Farmer [1994] et Farmer et Guo [1994], proche de 60% alors que les études empiriques (voir Basu et Fernald [1997] et Burnside, Eichenbaum et Rebelo [1995]) suggèrent un degré de croissance des rendements de l'ordre de

En 1979, Wilson est l'un des premiers auteurs à mettre en évidence le phénomène d'indétermination dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables. Par la suite, Woodford [1994] montre l'existence de ce phénomène dans un modèle avec contrainte d'encaisses préalables du type « Stokey–Lucas » (voir Lucas et Stokey [1987]) ou coexistent des biens « cash » et des biens « credit ». Dans ce papier, il met en évidence les conditions telles que, à l'équilibre, des situations d'hyperinflation ou de déflation apparaissent. Woodford montre également que, sous certaines conditions d'inflation, il peut exister un continuum de sentiers d'équilibre qui convergent vers l'état stationnaire correspondant donc à des équilibres à tâches solaires. Deux types de régime monétaire sont considérés. Dans le premier régime, le taux d'intérêt nominal indexé sur la dette du gouvernement est fixé à un niveau donné non-négatif. Les conditions d'unicité de l'équilibre supposent que le taux d'intérêt nominal doit être fixé à un niveau relativement faible permettant de garantir que les prix sont déterminés. Dans le second régime, l'offre de monnaie croît à un taux exogène. Dans ce cas, le modèle peut générer à la fois un phénomène d'indétermination de l'équilibre sous prévisions parfaites et des équilibres à tâches solaires. Des conditions suffisantes sur le taux de croissance de la masse monétaire afin de garantir l'unicité de la solution sont établies. Il est montré que ce taux doit être relativement élevé. L'indétermination réelle apparaît alors pour des valeurs de l'élasticité de substitution intertemporelle faibles (l'inverse de l'élasticité doit être supérieure à deux). Ce point est important : l'indétermination réelle apparaît dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables avec règle monétaire exogène lorsque la complémentarité intertemporelle est forte. Cependant, ce type de dynamique présente un intérêt empirique limité, car quelle que soit la valeur de ce paramètre (supérieure à deux), les séries ne peuvent être corrélées positivement et ne sont donc pas persistantes.

Dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables, Matheny [1998] considère que consommation et loisir ne sont pas substituables. Le phénomène d'indétermination apparaît lorsque l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle entre les biens de consommation est comprise entre 1 et 3. Le loisir est dans ce cadre mesuré comme la dotation en temps

3%. Notons que Gali [1994] suppose des rendements d'échelle constants mais que, dans son modèle, le taux de marge est proche de 100% afin de générer de l'indétermination. Les mêmes études empiriques (voir Basu et Fernald [1997] et Burnside et al. [1995]) suggèrent que ce taux varie dans l'intervalle 10%–40%.

moins le coût de l'effort sur le marché du travail. La consommation correspond à la quantité de biens produits dans l'économie. Dans cette zone de valeurs de l'élasticité, il montre que des chocs monétaires temporaires peuvent avoir des effets réels persistants. Pour cela, l'utilité marginale du loisir doit être une fonction décroissante de la consommation impliquant une substituabilité intratemporelle entre consommation et loisir. La non-neutralité de la monnaie apparaît lorsque la consommation et le loisir sont Pareto substituables car dans ce cas, à salaire réel donné, l'offre de travail individuelle est corrélée positivement à la consommation courante et l'offre de travail future. Notons que la substituabilité intratemporelle doit être forte pour reproduire le comportement de la consommation et de l'offre de travail à la suite d'une modification de la politique monétaire. Dans ce cas, les effets réels sont positifs et persistants. Revenons sur certains ingrédients de ce modèle. Des taxes sur la consommation et sur les revenus du travail ainsi qu'une externalité dans la fonction de production sont introduites. Remarquons que lorsque les taxes et l'externalité ne sont pas considérées, l'indétermination et, respectivement, des effets réels persistants, apparaissent pour des valeurs seuils de l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle entre les biens de consommation qui doivent être élevées, respectivement de 14.2 et de 35.7⁹. Pour des valeurs de l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle pertinentes au regard des données, l'indétermination ne peut donc apparaître qu'en considérant l'existence d'une externalité et de taxes. Le même constat est établi quant à la possibilité de générer des effets réels positifs et persistants. Dans la section suivante de ce chapitre, nous nous intéressons non pas à la substituabilité intratemporelle entre consommation et loisir mais à la substituabilité intertemporelle entre consommation présente et consommation future. En d'autres termes, ce modèle génère de l'indétermination réelle et reproduit des effets réels persistants lorsque consommation et loisir sont Pareto substituables, les taxes et l'externalité permettant d'amplifier les effets.

Nous examinons maintenant succinctement l'impact des différents types de règles monétaires quant à l'apparition potentielle du phénomène d'indétermination réelle. Cette voie de

⁹La fonction d'utilité considérée dans ce cas est de type CRRA. Lorsque les taxes et l'externalité sont nulles, le degré de l'aversion au risque doit être élevée pour que le modèle génère de l'indétermination réelle. La valeur de ce paramètre est alors loin des valeurs estimées dans les données.

recherche a donné lieu à un grand nombre d'articles qui montrent que l'apparition du phénomène d'indétermination dépend de la spécification de la règle monétaire. La règle de Taylor postule que la Banque Centrale peut conduire sa politique économique sur la base d'une règle simple qui dépend du taux d'intérêt. Cette règle revient à indexer les modifications du taux d'intérêt nominal à celles du taux d'inflation et de l'activité. En dépit de sa simplicité, cette règle peut avoir des conséquences importantes sur la stabilité économique. En effet, (Clarida, Gali et Gertler [2000], Carlstrom et Fuerst [2000], Christiano et Gust [1999]) montrent qu'étant donné les valeurs estimées des paramètres de réaction de cette règle, cette dernière peut induire une indétermination réelle. Dans ce cas, les fluctuations sont indépendantes des fondamentaux et peuvent donc générer un excès de volatilité de l'activité économique. Ces fluctuations issues de variables extrinsèques au système, c'est-à-dire des chocs solaires, peuvent potentiellement être très importantes et donc provoquer une baisse significative de bien-être. Ce résultat doit être comparé avec ceux issus d'une règle sur le taux de croissance de la monnaie. Carlstrom et Fuerst [2003] montrent qu'une règle exogène sur le taux de croissance de la monnaie n'engendre que très rarement de l'indétermination réelle, exception faite dans le cadre des économies avec contraintes d'encaisses préalables (l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle doit être supérieur à 2). Les résultats obtenus dans la suite de ce chapitre en témoignent. En effet, nous montrons dans ce chapitre que l'indétermination réelle apparaît dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables avec règle monétaire exogène dès lors que les agents privés présentent une forte complémentarité intertemporelle dans leur décisions de consommation.

3.2 L'économie

Il s'agit dans cette section de décrire l'économie considérée et en particulier de mettre l'accent sur les mécanismes qui dirigent le comportement des ménages.

3.2.1 Le comportement du ménage

L'économie est constituée d'un continuum d'agents identiques à durée de vie infinie. Il est ainsi supposé qu'il existe un agent représentatif dans l'économie. Le ménage est, en

période t , en possession d'encaisses réelles¹⁰ M_t/P_t acquises à la période précédente. La détention d'encaisses permet au ménage de transférer de la richesse d'une période à une autre. Le ménage offre des heures sur le marché du travail au salaire réel w_t . Au cours de la période, il reçoit de la part de l'autorité monétaire un transfert forfaitaire, sous la forme d'encaisses fiduciaires, équivalent à N_t/P_t . L'ensemble des revenus du ménage est consacré à l'achat d'un ensemble de biens de consommation c_t et à l'acquisition d'encaisses monétaires pour la période suivante.

La contrainte budgétaire du ménage s'écrit alors :

$$\frac{M_{t+1}}{P_t} + c_t \leq w_t h_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{N_t}{P_t} \quad (3.4)$$

Il peut sembler restrictif de ne considérer que la monnaie comme actif dans le comportement du ménage. Dans cette économie, les ménages peuvent échanger librement un ensemble complet de titres. Cependant, les ménages étant tous identiques, le prix des actifs s'ajuste à l'équilibre de sorte à maintenir la distribution de la richesse constante au cours du cycle. Il n'y a donc pas d'échanges de titres¹¹.

Dans cette économie, le ménage demande de la monnaie fiduciaire car celle-ci est nécessaire à l'achat de biens de consommation. Cette monnaie fiduciaire correspond à la monnaie transférée par le ménage de la période précédente et au transfert forfaitaire de l'autorité monétaire. La contrainte d'encaisses préalables traditionnelle dans la littérature s'écrit sous la forme suivante :

$$c_t \leq \frac{M_t + N_t}{P_t} \quad (3.5)$$

Dans ce qui suit, il est à noter que l'on s'intéresse à des équilibres pour lesquels la contrainte d'encaisses préalables est saturée. De façon implicite, on se restreint alors à des équilibres pour lesquels le taux d'intérêt nominal est strictement positif au voisinage de l'état sta-

¹⁰Par la suite, les majuscules correspondent aux variables nominales alors que les minuscules correspondent aux variables réelles.

¹¹Cette hypothèse est relâchée dans la section 3.4.2 où du capital physique est introduit dans le modèle et dans l'annexe A.2 où l'on considère que l'offre nette de titres publics est non-nulle.

tionnaire. En d'autres termes, le taux d'inflation est strictement positif¹².

Chaque ménage a des préférences de consommation et d'offre de travail représentées par la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} [u(s_\tau) - v(h_\tau)] \quad (3.6)$$

où $\beta \in (0, 1)$ est un facteur d'escompte, h_t correspond au nombre d'heures offertes par le ménage sur le marché du travail. s_τ est un indice de consommation à partir duquel le ménage dérive son utilité. Celui-ci est défini en détail par la suite. $E_t(\cdot)$ correspond à l'opérateur mathématique d'espérance conditionnelle à l'ensemble d'information disponible au début de la période t .

Nous considérons que les fonctions $u(\cdot)$ et $v(\cdot)$ vérifient les propriétés traditionnelles suivantes :

Hypothèse 1 $u : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}$ est une fonction \mathcal{C}^2 strictement croissante ($u'(\cdot) > 0$) et concave ($u''(\cdot) < 0$) en ses arguments. Cette fonction satisfait aux conditions d'Inada $\lim_{x \rightarrow 0} u'(x) = +\infty$ et $\lim_{x \rightarrow \infty} u'(x) = 0$.

Hypothèse 2 $v : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}$ est une fonction \mathcal{C}^2 strictement croissante ($v'(\cdot) > 0$) et convexe ($v''(\cdot) > 0$) en ses arguments. Cette fonction représente la désutilité du travail et satisfait aux conditions d'Inada $\lim_{x \rightarrow \infty} v'(x) = +\infty$.

La spécification de la fonction d'utilité retenue suppose que la consommation et le loisir sont séparables. Cette hypothèse est restrictive mais permet d'éliminer une source potentielle d'indétermination réelle dans le modèle. En effet, Matheny [1998] montre que lorsque consommation et offre de travail sont Pareto-substituables, l'équilibre réel d'une économie à contrainte d'encaisses préalables peut être indéterminé. Dans ce cas, toute augmentation

¹²Dès que le taux d'intérêt nominal est positif, le ménage n'a aucune raison de détenir des encaisses oisives et n'exprime que la demande d'encaisses nécessaires à satisfaire sa consommation courante. Dans ce cas, les dépenses des périodes futures pourront être financées après un nouveau passage par les marchés financiers.

de la consommation individuelle fait croître l'offre de travail, pour un salaire réel donné, car l'utilité marginale du travail est une fonction décroissante de la consommation. Ainsi, selon Matheny [1998], toute croyance conduisant le ménage à augmenter sa consommation peut être soutenue par une augmentation du produit à la suite d'une augmentation de l'offre de travail. Les prophéties sont donc auto-réalisatrices. En éliminant ce type d'effet, la spécification de la fonction d'utilité assure que tout effet potentiel positif instantané de la consommation sur l'offre de travail ne peut pas être attribué à ce type de mécanisme.

L'introduction de l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation du ménage constitue la seule différence avec le modèle standard à contrainte d'encaisses préalables. Cette hypothèse introduit de la non-séparabilité temporelle dans la fonction d'utilité.

Comme il a déjà été fait mention dans le chapitre 1, cette hypothèse peut être modélisée de trois façons différentes : (i) la vitesse avec laquelle les habitudes réagissent à la consommation (les habitudes dépendent d'un retard sur la consommation ou ne réagissent que de façon graduelle aux modifications de niveaux de consommation) ; (ii) les habitudes peuvent être internes ou externes au ménage et (iii) la forme fonctionnelle des habitudes (en ratio ou en différence). Tout comme dans le chapitre 1, la spécification retenue est identique à celle de Constantidines et Ferson [1991], Braun et al. [1993]. La persistance des habitudes est donc considérée comme un phénomène que le ménage prend en compte. Elle est formulée en différence, les habitudes dépendant d'un retard sur la consommation. L'indice de consommation s_t prend la forme suivante :

$$s_t = c_t - \theta c_{t-1} \quad \text{avec} \quad \theta \in]0, 1[\quad (3.7)$$

Une spécification plus générale de cette hypothèse (voir, par exemple, Sundaresan [1989] ou Constantidines [1990]) suppose que les habitudes dans la consommation ne réagissent que de façon graduelle à des modifications du niveau de consommation passée. Dans ce cas, l'indice de consommation est $s_t = c_t - \theta \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \delta_s)^i c_{t-1-i}$, où $\delta_s \in [0, 1]$ représente le taux de dépréciation du stock d'habitudes du ménage. Afin de baser l'analyse sur un unique paramètre, l'hypothèse de dépréciation complète est imposée, $\delta_s = 1$. On conserve

alors la spécification donnée par l'équation (3.7)¹³. Plusieurs remarques concernant cette spécification doivent être mentionnées. Tout d'abord, on se restreint ici au cas où θ varie entre 0 et 1, c'est-à-dire à l'hypothèse de persistance des habitudes. La possibilité de voir apparaître un phénomène de durabilité, envisageable lorsque $\theta \in]-1, 0[$, est exclue.

En outre, en posant le paramètre de persistance θ à zéro, nous retrouvons le cas du modèle standard à contrainte d'encaisses préalables. Ceci permet alors de mener une étude comparative de ces différents cas et de comprendre le rôle de l'hypothèse de formation des habitudes dans l'économie. Par ailleurs, les habitudes sont considérées comme internes au ménage. Lorsque l'on considère que la persistance des habitudes de consommation est externe au ménage, l'indétermination réelle apparaît pour des intervalles de valeurs moins larges mais néanmoins raisonnables de ce paramètre (voir Auray, Collard et Fève [2002c]). Enfin, la forme fonctionnelle de l'hypothèse formation des habitudes n'affecte en rien les résultats qualitatifs¹⁴.

Le ménage détermine ses plans optimaux de consommation/détention de monnaie et offre de travail en maximisant (3.6) sous les contraintes budgétaire (3.4) et d'encaisses préalables (3.5). Les conditions du premier ordre prennent la forme suivante :

$$u'(c_t - \theta c_{t-1}) - \beta \theta E_t u'(c_{t+1} - \theta c_t) = \lambda_t + \mu_t \quad (3.8)$$

$$v'(h_t) = \lambda_t w_t \quad (3.9)$$

$$\frac{\lambda_t}{P_t} = \beta E_t \frac{\lambda_{t+1} + \mu_{t+1}}{P_{t+1}} \quad (3.10)$$

où λ_t et μ_t correspondent aux multiplicateurs de Lagrange associés, respectivement, à la contrainte budgétaire et à la contrainte d'encaisses préalables. En substituant λ_t et μ_t à

¹³Bien qu'il eut été plus satisfaisant de considérer une dépréciation incomplète du stock d'habitudes, celle-ci n'est pas considérée car elle conduit à un système dynamique d'ordre trois pour lequel il n'est pas aisé d'obtenir des résultats analytiques. Cependant, la robustesse des résultats à une dépréciation incomplète est vérifiée à l'aide d'expériences numériques. Les résultats obtenus restent alors qualitativement identiques pour différentes valeurs de δ_s allant de 0 à 1.

¹⁴La robustesse des résultats à une spécification de la formation des habitudes en ratio (c_t/c_{t-1}^θ) est vérifiée. Les résultats obtenus restent similaires même si, dans ce cas, il est nécessaire que le paramètre de persistance des habitudes prenne des valeurs plus élevées afin que le modèle génère de la persistance.

partir des équations (3.8) et (3.9) dans l'équation (3.10), on obtient l'équation d'Euler suivante :

$$\frac{v'(h_t)}{w_t} = \beta E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} [u'(c_{t+1} - \theta c_t) - \beta \theta u'(c_{t+2} - \theta c_{t+1})] \quad (3.11)$$

Afin de comprendre les principales propriétés du modèle, il semble intéressant de comparer deux situations correspondant simplement aux cas où il existe une non-séparabilité temporelle dans le comportement du ménage ($\theta > 0$) et le cas où θ est égal à zéro. Dans ce dernier cas, on retrouve l'équation d'Euler du modèle standard à contrainte d'encaissements préalables. L'équation (3.11) se réduit alors à :

$$\frac{v'(h_t)}{w_t} = \beta E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} u'(c_{t+1}) \quad (3.12)$$

Cette équation montre clairement que toute modification du comportement de consommation courante ne peut pas affecter directement le comportement d'offre de travail du ménage. Lorsque le ménage anticipe une inflation future plus élevée, il en découle une situation où celui-ci est incité à augmenter son niveau de consommation présente. Cette modification ne peut affecter directement l'offre de travail du ménage. Le revenu de ce dernier reste constant pour un salaire réel donné. Le ménage a alors deux possibilités. D'un côté, il peut renoncer à consommer davantage, la situation restant alors inchangée. De l'autre côté, il peut accroître son niveau de consommation présent. Dans ce cas, faisant face à la contrainte d'encaissements préalables, le ménage doit diminuer la quantité de monnaie qu'il va transférer à la période suivante. Cela a pour conséquence une baisse de la consommation future. Ce mécanisme exerce alors une pression à la baisse de l'inflation future. Dans ce cas, les anticipations d'inflation future plus élevée ne peuvent pas être soutenues.

Considérons maintenant que le ménage présente des habitudes de consommation persistantes ($\theta > 0$, eq. (3.11)). Dans ce cas, le niveau de consommation présent influence le niveau d'utilité marginale de la consommation du ménage. Etant donné que $u(\cdot)$ est concave et que c_t est liée de façon négative à s_{t+1} , toute augmentation du niveau de consommation présent se transmet en une augmentation de l'utilité marginale de la consommation future du ménage. Ces effets correspondent à l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation. Par ailleurs, les conditions d'Inada imposent que

la consommation future doit être au moins supérieure aux habitudes du ménage (θc_t). Un phénomène d'irréversibilité dans le comportement intertemporel de consommation du ménage se crée alors, reflétant simplement l'hypothèse de formation d'habitudes.

En outre, le ménage fait face à une contrainte d'encaisses préalables. Etant donné, l'augmentation de consommation de la période future due à une augmentation de la consommation présente, la quantité de monnaie fiduciaire nécessaire à la période suivante va donc croître. En conséquence, le ménage fait face à une double contrainte : augmenter (i) sa consommation et (ii) sa demande de monnaie pour la période suivante. Contrairement au cas standard, le ménage peut augmenter son offre de travail pour obtenir des revenus supplémentaires. La volonté du ménage de consommer davantage peut alors être satisfaite, exerçant une pression à la baisse du taux d'inflation. En d'autres termes, les anticipations peuvent s'auto-réaliser si les effets impliqués par la persistance dans les habitudes de consommation du ménage sont suffisamment forts.

Le comportement de la consommation et de l'offre de travail obtenu est similaire à celui mis en avant par Matheny [1998]. Cependant, celui-ci ne provient pas d'une substituabilité intratemporelle élevée entre consommation et loisir mais d'une faible substituabilité intertemporelle entre consommation présente et consommation future.

3.2.2 L'entreprise et l'autorité monétaire

Il est supposé, comme pour les ménages, qu'il existe un nombre infini d'entreprises identiques de telle sorte que l'on suppose qu'il existe une entreprise représentative. Cette firme produit un bien de consommation homogène. Pour ce faire, l'entreprise n'utilise ici que du travail. Elle utilise alors la fonction de production, à rendements d'échelle constants, suivante :

$$y_t = h_t$$

La maximisation du profit implique que le salaire réel est constant et égal à 1 à l'équilibre. L'utilisation de cette fonction de production simple impliquant $w_t = 1$, à l'équilibre, permet d'obtenir des résultats analytiques concernant les propriétés d'indétermination réelle. Cependant, les résultats obtenus par la suite sont robustes à l'introduction de rendements

d'échelle décroissants du travail ou à l'accumulation du capital physique.

L'autorité monétaire offre une quantité de monnaie, M^s , de façon exogène en appliquant la règle de croissance monétaire suivante :

$$M_{t+1}^s = \gamma_t M_t^s \quad (3.13)$$

où $\gamma_t \geq 1$ est le taux exogène brut de croissance de l'offre de monnaie. Par conséquent, le transfert forfaitaire, N_t , que reçoit le ménage, est l'accroissement de la quantité de monnaie disponible dans l'économie : $N_t = M_{t+1}^s - M_t^s = (\gamma_t - 1)M_t^s$.

3.2.3 L'équilibre de l'économie

L'équilibre de l'économie est une suite de prix $\{\mathcal{P}_t\}_{t=0}^\infty = \{w_t, P_t\}_{t=0}^\infty$ et une suite de quantités $\{\mathcal{Q}_t\}_{t=0}^\infty = \{c_t, y_t, h_t, M_t\}_{t=0}^\infty$ telles que :

- (i) étant donné la suite de prix $\{\mathcal{P}_t\}_{t=0}^\infty$ et la suite caractérisant la croissance monétaire $\{\gamma_t\}_{t=0}^\infty$, le ménage maximise son utilité et l'entreprise maximise son profit ;
- (ii) étant donné la suite de quantités $\{\mathcal{Q}_t\}_{t=0}^\infty$ et la suite caractérisant la croissance monétaire $\{\gamma_t\}_{t=0}^\infty$, les marchés sont à l'équilibre :

$$y_t = c_t = h_t \quad (3.14)$$

$$M_{t+1} = M_{t+1}^s \quad (3.15)$$

Ainsi, lorsque le marché des biens est à l'équilibre, le produit de l'économie correspond à la consommation réelle et au nombre d'heures de travail. Enfin, l'équilibre sur le marché de la monnaie implique que l'offre de monnaie de l'autorité monétaire est égale à la quantité de monnaie présente dans l'économie.

3.3 Propriétés dynamiques de l'économie

Cette section met en exergue les propriétés dynamiques de l'économie. De façon plus précise, les conditions sur les valeurs de persistance des habitudes pour lesquelles le modèle génère de l'indétermination réelle sont discutées.

3.3.1 Persistance des habitudes et indétermination réelle

Nous supposons que la contrainte d'encaisses préalables est saturée. Cette hypothèse forte n'est pas problématique, dans la mesure où les propriétés d'indétermination réelle sont étudiées localement au voisinage d'un état stationnaire déterministe.

L'équilibre de l'économie s'obtient alors en substituant les équations (3.14), (3.15) ainsi que la définition de l'inflation dans l'équation (3.11). Celui-ci est caractérisé par une équation aux différences du second ordre. Cette dernière, exprimée en fonction de la variable produit, prend la forme suivante :

$$v'(y_t) = E_t \frac{\beta}{\gamma_{t+1}} \frac{y_{t+1}}{y_t} [u'(y_{t+1} - \theta y_t) - \beta \theta u'(y_{t+2} - \theta y_{t+1})] \quad (3.16)$$

Cette équation détermine les propriétés dynamiques locales du produit. Cette relation permet de déterminer les conditions d'apparition de l'indétermination réelle dans le modèle. On se focalise sur cette équation dans ce qui suit.

Tout d'abord, la valeur du produit, à l'état stationnaire, est donnée par :

$$v'(y^*) = \frac{\beta}{\gamma} (1 - \beta \theta) u'((1 - \theta)y^*)$$

Proposition 2 *L'état stationnaire de l'économie existe et est unique, étant donné les hypothèses 1 et 2¹⁵.*

Dans cette économie, comme dans toute économie avec une contrainte d'encaisses préalables, le taux de croissance monétaire, γ , exerce un effet à long terme négatif sur le produit. La monnaie n'est donc pas considérée comme étant super-neutre¹⁶ dans ce type de modèle.

Étant donné l'existence et l'unicité de l'état stationnaire, il est maintenant possible d'analyser les propriétés dynamiques locales du produit de l'économie en considérant une version déterministe du modèle. Pour ce faire, l'équation (3.16) est log-linéarisée au voisinage de l'état stationnaire déterministe. En posant le taux de croissance de l'offre de monnaie

¹⁵Les preuves des propositions sont données en annexe A.

¹⁶La super-neutralité de la monnaie suppose que les variations de la masse monétaire sont neutres au sens où elles n'affectent pas les variations réelles (production, consommation ...), que ce soit à court terme (aux perturbations aléatoires près) et à long terme.

constant, on obtient une équation linéaire du second ordre¹⁷. Cette équation en différence, est donnée par :

$$\widehat{y}_{t+2} + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta) - \sigma_s(1+\beta\theta^2)}{\beta\theta\sigma_s} \widehat{y}_{t+1} + \left[\frac{1}{\beta} - \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)(1+\sigma_h)}{\beta\theta\sigma_s} \right] \widehat{y}_t = 0 \quad (3.17)$$

où $\widehat{y}_t = (y_t - y^*)/y^*$. Le paramètre $\sigma_h = v''(h)h/v'(h) \geq 0$ correspond à l'inverse de l'élasticité Frishienne de l'offre de travail, à l'état stationnaire de l'économie. Le paramètre $\sigma_s = -u''(s)s/u'(s) \geq 0$ décrit la courbure de la fonction d'utilité au regard de l'indice de consommation s , à l'état stationnaire de l'économie.

En général, le paramètre de courbure de la fonction d'utilité est équivalent à l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle (voir chapitre 1). La formation des habitudes rompt le lien direct qui existe entre ce paramètre et l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation. A l'état stationnaire, l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation est donnée par $\sigma_c = -u''(c)c/u'(c)$. Dans le modèle, la valeur, à l'état stationnaire, de σ_c se réduit à $\sigma_s(1+\beta\theta^2)/(1-\theta)(1-\beta\theta)$. Ainsi, toute augmentation de la persistance des habitudes dans le comportement de consommation du ménage réduit les motifs de substitution intertemporelle. Enfin, il est à noter que γ — le taux de croissance monétaire à l'état stationnaire — n'exerce aucun effet sur les propriétés dynamiques locales de cette économie. En effet, ce paramètre n'apparaît pas dans l'équation (3.17).

Définition de l'indétermination réelle : On dit qu'il y a indétermination réelle dans l'économie lorsque il existe un continuum de sentiers d'équilibre qui convergent vers l'état stationnaire (voir, par exemple, Benhabib et Farmer [1999]).

L'équation (3.17) peut être exprimée sous la forme suivante :

$$(1 - \lambda L)(1 - \mu L)\widehat{y}_{t+2} = 0$$

¹⁷La nature de la solution dépend des propriétés dynamiques locales d'un modèle linéaire. Il n'est donc pas nécessaire d'étudier la version stochastique du modèle. La version déterministe du modèle est donc considérée.

où L correspond à l'opérateur retard. La position des valeurs propres λ et μ autour du cercle unitaire caractérise les propriétés dynamiques locales de l'économie log-linéarisée. L'équilibre du modèle est stable au sens d'un point selle si et seulement si les deux valeurs propres λ et μ sont de module supérieur à l'unité. Dans ce cas, le nombre de valeurs propres localisées à l'extérieur du cercle unitaire est égal au nombre de variables non pré-déterminées. Dans ce modèle, la seule variable pré-déterminée est la consommation passée alors que les consommations présente et future sont libres. A l'inverse, lorsque au moins une valeur propre est localisée dans le cercle unitaire, l'équilibre de l'économie devient indéterminé. Dans ce cas, il existe un continuum de sentiers d'équilibre qui convergent vers l'état stationnaire. On peut maintenant établir la proposition suivante.

Proposition 3 *Les valeurs propres caractérisant la dynamique de l'économie sont réelles.*

La proposition 3, établissant que les valeurs propres sont réelles, implique que la dynamique de transition de l'économie, après un choc quelle qu'en soit la nature, est monotone. En d'autres termes, elle élimine la possibilité d'équilibres oscillatoires associées à l'existence de valeurs complexes. En revanche, elle n'exclut pas la possibilité d'une dynamique cyclique associée à des valeurs négatives. Cependant, dans ce cas les séries sont corrélées de façon négative ce qui est en opposition avec les faits empiriques. En effet, l'utilisation d'un modèle VAR montre que l'autocorrélation conditionnelle du produit est positive (voir, par exemple, Cogley et Nason [1995] et Rotemberg et Woodford [1996]). Le cas où les valeurs propres sont négatives n'est donc pas considéré par la suite car en contradiction avec les faits empiriques. La proposition suivante met maintenant en évidence la possibilité de voir apparaître de l'indétermination réelle dans l'économie.

Proposition 4 *Lorsque $\sigma_s < 2 + \sigma_h$, il existe une valeur $\theta^* \in]0, 1[$ telle que, pour tout $\theta \geq \theta^*$, une et une seule valeur propre est localisée dans le cercle unitaire.*

Cette proposition établit que, bien que la règle de croissance monétaire soit exogène¹⁸, il existe une valeur du paramètre de persistance des habitudes à partir de laquelle les

¹⁸Carlstrom et Fuerst [2003] montrent qu'une règle exogène sur le taux de croissance de la monnaie n'engendre que très rarement de l'indétermination réelle. Ils considèrent une économie de production sans

prophéties sont auto-réalisatrices. Ce résultat est vrai à condition que la valeur de σ_s ne soit pas trop élevée, et ce pour une valeur donnée du facteur d'escompte (β) et de l'élasticité de l'offre de travail (σ_h). Cette restriction a une contrepartie empirique. Considérons, pour illustrer ce fait, une situation où $\sigma_h = 0$. Ceci correspond à l'hypothèse d'indivisibilité du travail de Hansen [1985]. Dans ce cas, l'indétermination réelle apparaît pour des valeurs du paramètre σ_s (degré de concavité de la fonction d'utilité) inférieures à 2. Ces valeurs sont alors cohérentes au regard des points estimés pour ce paramètre dans un modèle avec persistance des habitudes. En effet, Constantidines et Ferson [1991] reportent, dans un certain nombre de cas compatible avec l'hypothèse de persistance des habitudes, des intervalles de confiance pour l'estimation de ce paramètre de courbure cohérentes avec la valeur précédemment obtenue (voir Constantidines et Ferson [1991], tableaux 5 et 6 pp. 218–221).

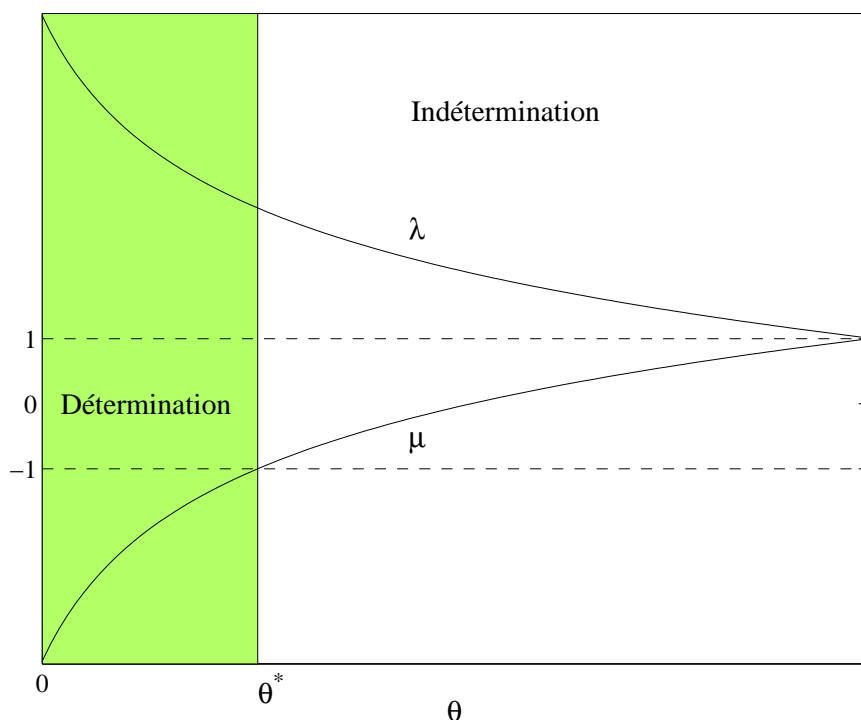
Le graphique 3.1 illustre la proposition 4. Les deux courbes représentent l'évolution des deux racines du polynôme caractéristique. Nous pouvons observer que la racine λ est toujours supérieure à l'unité. Lorsque la seconde racine est localisée dans le cercle unitaire, l'équilibre devient indéterminé. Ainsi, lorsque le paramètre de persistance des habitudes est supérieur à θ^* , le modèle génère de l'indétermination réelle. Il faut remarquer que lorsque θ tend vers 1, la racine stable, μ , tend également vers 1. Afin d'illustrer ce cas, les deux racines du polynôme caractéristique associé à l'équation (3.17), peuvent être calculées en posant $\theta = 1$. La racine instable, λ , et la racine stable, μ , sont alors, respectivement, égales à $1/\beta$ et à 1. Par ailleurs, le graphique 3.1 montre que la racine stable est positive lorsque la valeur du paramètre de persistance des habitudes θ est suffisamment fort. La proposition suivante peut maintenant être énoncée.

Proposition 5 *Il existe une valeur seuil $\tilde{\theta} \in (\theta^*, 1)$ telle que la racine stable soit positive.*

Ce résultat implique qu'il existe des valeurs du paramètre de persistance des habitudes telle que les séries du produit soient corrélées positivement. Ceci est alors en adéquation avec les

accumulation de capital et sans persistance des habitudes. Le modèle est étalonné de façon cohérente au regard des données. Ces auteurs montrent alors que l'introduction d'une règle de croissance monétaire exogène dans ce modèle assure que l'équilibre est déterminé pour des valeurs raisonnables des paramètres structurels.

GRAPH. 3.1 – Racines du polynôme caractéristique



faits empiriques énoncés précédemment selon lesquels le produit est corrélé positivement dans les données agrégées. Ce résultat contraste avec les résultats du modèle standard à contrainte d'encaisses préalables. En effet, lorsque la règle de croissance monétaire est supposée exogène et si les séries du processus de croissance monétaire ne sont pas corrélées, alors le modèle standard à contrainte d'encaisses préalables ne produit aucune persistance. La proposition précédente montre que le modèle à contrainte d'encaisses préalables, dans lequel l'hypothèse de persistance des habitudes est introduite, possède des mécanismes de propagation interne suffisamment importants pour produire de la persistance. Cette proposition établit donc que le modèle génère à la fois de la persistance et de l'indétermination réelle lorsque $\theta > \tilde{\theta}$. Notons, enfin que lorsque $\theta \in (\theta^*, \tilde{\theta})$, la dynamique de l'économie devient cyclique, la valeur propre stable étant strictement négative. Cependant, comme déjà explicité, dans ce cas, les séries du produit sont corrélées négativement.

Les deux propriétés précédentes établissent donc l'existence de deux valeurs seuils pour le paramètre de persistance des habitudes à partir desquelles (i) le sentier d'équilibre est

localement indéterminé et (ii) le produit est persistant. Les propriétés de ces valeurs seuils sont maintenant examinées. De façon plus précise, nous étudions la sensibilité de θ^* et de $\tilde{\theta}$ aux paramètres de préférences σ_s et σ_h .

Proposition 6 *Les valeurs seuils θ^* et $\tilde{\theta}$ satisfont*

- (i) $d\theta^*/d\sigma_s < 0$ et $d\tilde{\theta}/d\sigma_s < 0$
- (ii) $d\theta^*/d\sigma_h > 0$ et $d\tilde{\theta}/d\sigma_h > 0$
- (iii) $\lim_{\sigma_h \rightarrow \infty} \theta^* = 1$ et $\lim_{\sigma_h \rightarrow \infty} \tilde{\theta} = 1$

Le résultat (i) montre que le modèle génère de l'indétermination réelle pour de plus faibles valeurs du paramètre de persistance des habitudes lorsque la substituabilité intertemporelle de la consommation est faible (une valeur élevée du paramètre σ_s). En effet, une valeur forte du paramètre σ_s a pour conséquence une complémentarité intertemporelle plus forte. Cet effet joue dans le même sens que l'hypothèse de persistance des habitudes. Ce premier résultat n'est donc pas surprenant. La pertinence de cette hypothèse peut alors être remise en question puisque l'indétermination réelle peut apparaître pour une faible valeur du paramètre σ_s . Cependant, dans ce cas, la contrepartie empirique du modèle est d'un intérêt plus faible car le modèle ne génère pas de persistance. Considérons, par exemple le cas extrême où $\theta = 0$ (modèle standard à contrainte d'encaisses préalables), $\sigma_s = \sigma_c$, et $\sigma_h = 0$ (ce qui d'après la proposition 6, favorise l'indétermination). L'équivalent de l'équation (3.17) est, dans ce cas, donnée par :

$$\hat{y}_{t+1} = \frac{1}{1 - \sigma_c} \hat{y}_t$$

L'indétermination réelle apparaît pour des valeurs de σ_c supérieures à deux (voir Woodford [1994], Farmer [1999], Bloise, Bosi et Magris [1999] ou Carlstrom et Fuerst [2003]). Dans ce cas, la racine propre stable est négative et tend de zéro à des valeurs inférieures lorsque σ_c tend vers l'infini. Ce type de dynamique présente un intérêt empirique limité, car quelle que soit la valeur σ_c , les séries ne peuvent être corrélées positivement et ne sont donc pas persistantes.

Le résultat (ii) montre que l'indétermination réelle apparaît pour des valeurs plus élevées

du paramètre de persistance des habitudes lorsque l'élasticité Frishienne de l'offre de travail est faible. Ce résultat est à mettre en relation avec la discussion contenue dans le dernier paragraphe de la section 3.2.1. Ce résultat est étudié en détail dans la section suivante.

3.3.2 Mécanismes sous-jacents à l'indétermination réelle

Cette section met en lumière les mécanismes sous-jacents à l'apparition du phénomène d'indétermination réelle dans l'économie.

Tout d'abord, notons que dans cette économie, la linéarité de la fonction de production impose que le salaire réel est égal à 1 à l'équilibre¹⁹. Ainsi, le ménage doit augmenter son offre de travail si il souhaite augmenter son revenu. Cet effet permet de comprendre le mécanisme à la base du phénomène d'indétermination réelle dans cette économie.

A l'équilibre, la dynamique de la consommation peut être réécrite comme suit :

$$v'(c_t) = \beta E_t \tau(c_{t+1}, c_t, \gamma_{t+1}) [u'(c_{t+1} - \theta c_t) - \beta \theta u'(c_{t+2} - \theta c_{t+1})] \quad (3.18)$$

où²⁰

$$\tau(c_{t+1}, c_t, \gamma_{t+1}) \equiv \frac{1}{\pi_{t+1}} = \frac{P_t}{P_{t+1}} = \frac{c_{t+1}}{\gamma_{t+1} c_t}$$

correspond à la taxe inflationniste dans l'économie. Cette dernière est prise comme donnée lorsque les ménages choisissent leurs plans optimaux. La taxe inflationniste peut donc être considérée comme une taxe marginale fonction croissante de la consommation future agrégée. Elle est complètement extérieure aux comportements individuels.

Deux cas sont successivement considérés. Tout d'abord, on suppose que le comportement du ménage se caractérise par une élasticité de substitution intertemporelle élevée ($\theta \simeq 0$ et/ou $\sigma_s \simeq 0$). Par ailleurs, on supposera que tous les individus ont les mêmes croyances quant au comportement de l'inflation future. Ils anticipent que l'inflation future est élevée.

¹⁹Cette hypothèse est particulièrement utile afin d'interpréter les résultats. Cependant, il est à noter que les résultats obtenus sont robustes lorsque l'on relâche cette hypothèse de linéarité de la fonction de production.

²⁰Pour ce faire, on utilise l'hypothèse que la contrainte d'encaisses préalables est saturée.

Afin d'échapper à la taxe inflationniste, le ménage va augmenter sa consommation courante. Dans ce cas, le ménage n'étant pas en mesure de modifier son comportement d'offre de travail, il diminue sa consommation future. Le ménage faisant face à une contrainte d'encaisses préalables, il diminue, au cours de la période courante, sa demande de monnaie pour la période future (la monnaie est pré-déterminée) afin d'augmenter, *ceteris paribus*, sa consommation de la période courante. Ce mécanisme est amplifié par la forte élasticité de substitution intertemporelle. Par conséquent, la consommation future individuelle diminue. Les ménages étant tous identiques et ayant les mêmes croyances, la consommation future agrégée décroît. Ceci exerce alors une pression à la baisse sur la taxe inflationniste. Les croyances des agents concernant l'inflation ne peuvent donc se réaliser. Tout changement dans les croyances ne peut, dans ce cas, être dû qu'à un changement de politique monétaire. Elles ne dépendent donc que des chocs fondamentaux.

Considérons maintenant le cas où la substitution intertemporelle est faible ($\theta \gg 0$ et/ou $\sigma_s \gg 0$). Par ailleurs, on suppose que tous les individus ont les mêmes croyances quant au comportement de l'inflation future. Comme dans le cas précédent, les individus cherchent à échapper à la taxe inflationniste future et vont donc, *ceteris paribus*, augmenter leur consommation courante. Mais, contrairement au cas précédent, l'irréversibilité dans les décisions de consommation créée par l'hypothèse de persistance des habitudes, pousse les ménages à également augmenter leur consommation individuelle future. Ceci est possible, car dans ce cas le ménage peut augmenter ses revenus en offrant une quantité de travail plus importante. Il peut donc augmenter sa consommation présente et demander une quantité de monnaie supérieure afin d'accroître sa consommation future. Les ménages étant tous identiques et ayant les mêmes croyances, la consommation future agrégée va croître. La taxe inflationniste agrégée va, par là-même, augmenter. Dans ce cas les anticipations d'une inflation future plus élevée sont vérifiées. Les croyances initiales individuelles concernant l'inflation s'auto-réalisent donc. Ces croyances peuvent, dans ce cas, ne pas dépendre des chocs fondamentaux, même si elles peuvent être corrélées arbitrairement à ces fondamentaux. Enfin, notons que si l'offre de travail ne répond pas suffisamment (σ_h élevé), la volonté du ménage d'augmenter sa consommation peut ne pas être satisfaite, affaiblissant alors le mécanisme. A l'inverse, une élasticité de l'offre de travail plus élevée

(σ_h faible) permet au ménage de consommer davantage, et ce quel que soit le niveau de sa demande. Ces commentaires illustrent les résultats de la proposition 6.

3.4 Robustesse

Les discussions précédentes montrent comment l'interaction qui existe entre l'hypothèse de persistance des habitudes de consommation et la contrainte d'encaisses préalables fait apparaître de l'indétermination réelle dans l'économie. Cependant, l'analyse est conduite étant donné un environnement spécifique sur les marchés du travail et des actifs. Cet environnement permet d'obtenir des résultats analytiques et de bien comprendre les mécanismes à l'œuvre dans l'économie. La robustesse de ces résultats est examinée dans cette section. Pour ce faire, les hypothèses concernant les marchés du travail et des actifs sont modifiées.

3.4.1 Rendements d'échelle décroissants du travail

Comme il a été fait mention, la réponse de l'offre de travail joue un rôle crucial quant à l'apparition du phénomène d'indétermination réelle dans l'économie. La technologie linéaire considérée précédemment concernant les décisions de travail impose que le salaire réel est constant à l'équilibre. Ainsi, afin d'augmenter ses revenus du travail, le ménage doit augmenter son offre de travail. La robustesse des résultats à une formulation plus générale de la technologie est vérifiée. La technologie maintenant considérée suppose que le taux de salaire à l'équilibre répond de façon endogène. La fonction de production est alors $y_t = f(h_t)$, où $f : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}^+$ est une fonction \mathcal{C}^2 strictement croissante ($f'(\cdot) > 0$) et concave ($f''(\cdot) < 0$) en ses arguments. Enfin, f satisfait les conditions d'Inada $\lim_{x \rightarrow 0} f'(x) = +\infty$ et $\lim_{x \rightarrow \infty} f'(x) = 0$. Par ailleurs, nous introduisons les notations $\alpha = f'(h)h/f(h) \in (0, 1)$ et $\zeta = -f''(h)h/f'(h) > 0$ qui correspondent aux élasticités, respectivement, du produit et de la productivité marginale des heures travaillées. Notons que, tant que les rendements d'échelle sont décroissants, les profits ne sont pas égaux à zéro et sont redistribués aux ménages. Les conditions du premier ordre et les conditions d'équilibre des différents marchés ne sont pas modifiées.

Dans cette situation, l'équation (3.17) se réécrit :

$$\hat{y}_{t+2} + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta) - \sigma_s(1+\beta\theta^2)}{\beta\theta\sigma_s} \hat{y}_{t+1} + \left[\frac{1}{\beta} - \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)(1+\tilde{\sigma}_h)}{\beta\theta\sigma_s} \right] \hat{y}_t = 0$$

où $\tilde{\sigma}_h = (\sigma_h + \zeta)/\alpha$. En d'autres termes, les résultats d'indétermination réelle ne sont qua-

litativement pas affectés par l'introduction d'un taux de salaire endogène non-constant, à l'exception du cas où $\alpha \rightarrow 0$. Afin de fournir quelques éléments intuitifs concernant ce résultat, nous considérons une fonction de production Cobb-Douglas de la forme : $y_t = h_t^\alpha$ (ainsi $\zeta = 1 - \alpha$). $\tilde{\sigma}_h$ est donné par $(\sigma_h + 1 - \alpha)/\alpha$. Quand α est proche de 1, le salaire réel répond peu à une augmentation des heures travaillées. On retrouve alors le résultat de la section précédente. Considérons maintenant le cas extrême où α est proche de 0. Dans ce cas, le salaire réel diminue approximativement de un pour un lorsque les heures travaillées augmentent. Cela implique que le revenu du travail répond très peu. Le paramètre de persistance des habitudes θ doit donc être élevé pour que les croyances initiales sur l'inflation soient vérifiées. Cependant, le modèle génère encore de l'indétermination réelle (voir proposition 6-(iii)). Par conséquent, il existe une valeur seuil θ^* telle que le modèle génère de l'indétermination réelle, tant que α est strictement supérieur à zéro. Il faut remarquer, enfin, que même si l'élasticité de l'offre de travail est infinie ($\sigma_h = 0$, hypothèse d'indivisibilité du travail), les effets de $\tilde{\sigma}_h$ ne disparaissent pas. En effet, le salaire réel continue à varier face aux modifications des heures travaillées car $\tilde{\sigma}_h = (1 - \alpha)/\alpha$.

3.4.2 Accumulation du capital

La discussion précédente illustre la robustesse des résultats quant à une technologie du côté du travail plus générale. Nous évaluons maintenant la robustesse des résultats à l'introduction d'un bien supplémentaire. Dans le modèle de référence, le ménage ne pouvait utiliser que le loisir pour échapper à la taxe inflationniste. Dans l'économie considérée ici, le ménage peut utiliser un autre actif, en l'occurrence le capital physique, pour échapper à cette taxe.

Chaque ménage a des préférences en termes de consommation et d'offre de travail représentées par la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau-t} \log(s_t) - \gamma h_t \quad (3.19)$$

Nous imposons $\sigma_s=1$ et $\sigma_h=0$ à des fins de simplicité (voir Cooley et Hansen [1989]). L'accumulation du capital est maintenant possible dans cette économie où $\delta \in (0, 1)$ est un taux de dépréciation constant. La contrainte budgétaire intertemporelle du ménage se

réécrit :

$$\frac{M_{t+1}}{P_t} + c_t + k_{t+1} \leq (q_t + 1 - \delta)k_t + w_t h_t + \frac{M_t + N_t}{P_t} \quad (3.20)$$

où q_t est le taux de rendement réel du capital. Comme dans le modèle précédent, la monnaie est détenue par le ménage car il fait face à une contrainte d'encaisses préalables (équation (3.5)). Le problème du ménage représentatif est de déterminer ses plans optimaux de consommation/épargne, détention de monnaie et offre de travail en maximisant (3.19) sous les contraintes d'encaisses préalables (3.5) et budgétaire (3.20). Les arrangements sur le marché monétaire sont supposés être identiques à ceux du modèle de référence. Ce modèle est donc une extension du modèle développé par Cooley et Hansen [1989] au sens où il incorpore l'hypothèse de persistance des habitudes de consommation. Les conditions du premier ordre pour la consommation, la détention de monnaie et la décision d'offre de travail sont identiques à (3.8)–(3.10). La condition du premier ordre pour l'accumulation du capital est donnée par l'équation d'Euler suivante :

$$\lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} (q_{t+1} + 1 - \delta) \quad (3.21)$$

L'entreprise représentative produit un bien homogène qui peut être investi ou consommé. Pour ce faire, la firme utilise une technologie de production à rendements d'échelle constants représentée par une fonction de production Cobb–Douglas :

$$y_t = A k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}$$

$A > 0$ est un paramètre technologique constant. La firme détermine son niveau de production en maximisant son profit. Les fonctions de demande en stock de capital et travail sont alors données par les équations suivantes :

$$q_t = \alpha \frac{y_t}{k_t} \quad (3.22)$$

$$w_t = (1 - \alpha) \frac{y_t}{h_t} \quad (3.23)$$

Le rendement des heures travaillées est décroissant. Ainsi, le salaire réel n'est pas constant quand le nombre d'heures travaillées varie. Les conditions d'équilibre du marché des biens imposent que $y_t = c_t + i_t$.

Tout d'abord, notons que l'offre de travail s'écrit :

$$\gamma h_t = (1 - \alpha)\lambda_t y_t$$

où λ_t est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte budgétaire (3.20). En associant cette équation à la fonction de production, le ratio produit/capital est une fonction qui ne dépend que de λ_t :

$$\frac{y_t}{k_t} = \kappa_0 \lambda_t^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \text{ où } \kappa_0 = \left(\frac{1-\alpha}{\gamma} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} A^{1/\alpha}$$

Les équations (3.21) et (3.22) se réécrivent :

$$\lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} \left(\alpha \frac{y_{t+1}}{k_{t+1}} + 1 - \delta \right)$$

En intégrant la condition d'équilibre du marché du travail dans l'équation d'Euler, on obtient :

$$\lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} \left(\alpha \kappa_0 \lambda_{t+1}^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} + 1 - \delta \right)$$

Cette équation peut être résolue pour λ_t indépendamment du reste du système dynamique. La partie restante du système n'est pas affectée. Par conséquent, lorsque $\sigma_s = 1$ et $\sigma_h = 0$ (hypothèse de travail indivisible), le modèle nous donne les mêmes conditions concernant l'indétermination réelle que l'on considère ou non l'hypothèse d'accumulation du capital. Ainsi, les résultats obtenus précédemment s'appliquent ici. En d'autres termes, permettre à l'agent d'utiliser un autre actif pour échapper à la taxe inflationniste²¹ n'élimine pas la possibilité d'indétermination réelle de l'équilibre²².

²¹Les mêmes conclusions sont obtenues lorsque la possibilité est offerte à l'agent d'échapper à la taxe inflationniste en arbitrant entre des biens payés en liquide (soumis au phénomène de persistance des habitudes) et des biens payés à crédit. Ce résultat n'est pas surprenant car comme déjà mentionné par Lucas et Stokey [1987], le loisir peut être vu comme un bien payé à crédit. En exprimant le modèle en termes de loisir, l'utilité du ménage se réécrit $u(c_t) - v(1 - \ell_t)$ et la contrainte budgétaire $\frac{M_{t+1}}{P_t} + c_t + w_t \ell_t \leq W_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{N_t}{P_t}$. Les heures travaillées ℓ_t peuvent être ré-interprétés en termes de biens payés à crédit. Nous ne restreignons pas l'analyse au cas où le travail est supposé indivisible. Cependant, notons que dans ce cas ($\sigma_h = 0$), le modèle avec des bien payés en liquide ou à crédit présente exactement la même dynamique que notre modèle simple. Dans ce cas, la quantité de biens payés à crédit est constante à l'équilibre. Ainsi quand $\sigma_h > 0$, le résultat d'indétermination est toujours vrai pour des valeurs du paramètre de persistance des habitudes plus élevées.

²²Lorsque l'on introduit des dépenses gouvernementales et des titres publics dans le modèle,

3.4.3 Formation des habitudes et monnaie dans la fonction d'utilité

Dans cette sous-section, la méthode d'introduction de la monnaie dans l'économie est modifiée. Ainsi, on vérifie si l'hypothèse de persistance des habitudes est une source d'indétermination lorsque la monnaie est introduite directement dans la fonction d'utilité. Christiano et al. [2001] étalonent un modèle monétaire avec monnaie dans la fonction d'utilité, règle de croissance exogène et persistance des habitudes. Le modèle de ces auteurs ne génère pas d'indétermination réelle. Nous évaluons alors, la robustesse de nos résultats à la spécification de la demande de monnaie. Le modèle considéré est une version du modèle de référence (voir section 3.2) dans lequel la monnaie est détenue par les ménages car ils dérivent leur utilité au regard de leur détention monétaire. Les préférences des ménages sont représentées par la fonction d'utilité suivante²³ :

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \left\{ \frac{1}{1-\sigma} \left[\left((c_{t+\tau} - \theta c_{t+\tau-1})^{\eta} + a \left(\frac{M_{t+\tau+1}}{P_{t+\tau}} \right)^{\eta} \right)^{\frac{1-\sigma}{\eta}} - 1 \right] - h_{t+\tau} \right\}$$

avec $a > 0$, $\eta < 1$ et $\sigma \in \mathbb{R}^+ \setminus \{1\}$.

A chaque période, le ménage représentatif fait face à la contrainte budgétaire suivante :

$$c_t + \frac{M_{t+1}}{P_t} \leq w_t h_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{N_t}{P_t} \quad (3.24)$$

En notant $m_{t+1} = M_{t+1}/P_t$, $z_t = s_t^{\eta-1} \psi_t^{1-\sigma-\eta}$, $\psi_t = (s_t^{\eta} + a m_{t+1}^{\eta})^{1/\eta}$ et $s_t = c_t - \theta c_{t-1}$, les conditions du premier ordre s'écrivent :

$$\begin{aligned} z_t - \beta \theta E_t z_{t+1} &= \lambda_t \\ \lambda_t w_t &= 1 \\ a z_t \left(\frac{m_{t+1}}{s_t} \right)^{\eta-1} &= \lambda_t - \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \end{aligned}$$

l'indétermination apparaît pour une complémentarité intertemporelle des préférences plus faible. Quand la part des dépenses du gouvernement devient suffisamment importante, le modèle génère de l'indétermination réelle quelle que soit la valeur du paramètre de persistance des habitudes (voir annexe A.2)

²³Différentes spécifications de la fonction d'utilité sont considérées. Dans aucun des cas, l'introduction de la persistance des habitudes de consommation n'a pour conséquence l'apparition du phénomène d'indétermination réelle.

Dans cette économie, le salaire réel w_t est égal à un²⁴. Le problème se simplifie alors en :

$$\begin{aligned} z_t - \beta \theta E_t z_{t+1} &= 1 \\ a z_t \left(\frac{m_{t+1}}{s_t} \right)^{\eta-1} &= 1 - \beta E_t \frac{1}{\pi_{t+1}} \end{aligned}$$

La dynamique locale de l'économie est approximée par les trois équations log-linéaires suivantes²⁵ :

$$\hat{y}_t = \theta \hat{y}_{t-1} + \frac{(1-\theta)(1-\omega)(1-\sigma-\eta)}{\omega\sigma + (1-\omega)(1-\eta)} \hat{m}_t \quad (3.25)$$

$$\hat{m}_{t+1} = \hat{m}_t - \hat{\pi}_t \quad (3.26)$$

$$E_t \hat{\pi}_{t+1} = \frac{\sigma(\eta-1)(\pi-\beta)}{\beta(\omega\sigma + (1-\omega)(1-\eta))} \hat{m}_{t+1} \quad (3.27)$$

où $\omega = \frac{\gamma(1-\theta)}{(\gamma(1-\theta) + (\gamma-\beta)(1-\beta\theta)\zeta)}$. Notons que $\omega \in (0, 1)$ tant que le taux de croissance moyen de l'offre de monnaie est supérieur ou égal à zéro ($\gamma \geq 1$), et ce pour tout $\theta \in (0, 1)$.

Les équations (3.26) et (3.27) forment un système indépendant de l'équation (3.25). L'indétermination réelle ne peut alors résulter que d'une modification du comportement des racines de ce système autonome. Par conséquent, afin d'étudier les propriétés d'indétermination de cette économie, il suffit d'étudier le système (3.26)–(3.27) dont le polynôme caractéristique est donné par :

$$P(x) = (1-x)(-\nu-x) + \nu = x(x-(1-\nu)) \quad \text{avec} \quad \nu = \frac{\sigma(\eta-1)(\pi-\beta)}{\beta(\omega\sigma + (1-\omega)(1-\eta))}$$

Nous savons que $\nu < 0$, tant qu'à l'état stationnaire, $\pi = \gamma \geq 1$, $\beta \in (0, 1)$, $\eta < 1$, $\sigma \in \mathbb{R}^+ \setminus \{1\}$ et $\omega \in (0, 1)$ pour tout $\theta \in (0, 1)$. Ce polynôme a une racine égale à zéro. La seconde est donnée par :

$$x = 1 - \nu > 1$$

Par conséquent, quelle que soit la valeur du paramètre de persistance des habitudes, l'équilibre de l'économie est un point-selle.

Ce résultat met en évidence le fait que l'indétermination réelle provient de l'interaction entre la contrainte d'encaisses préalables et l'hypothèse de persistance des habitudes de

²⁴Voir section 3.2.3.

²⁵Voir annexe A.3.1 pour une présentation détaillée des calculs.

consommation. On comprend alors intuitivement qu'introduire la monnaie dans la fonction d'utilité modifie le résultat. En effet, dans ce cas, la consommation et la monnaie sont complémentaires. Le phénomène de persistance des habitudes de consommation n'affecte donc pas le comportement de demande de monnaie du ménage²⁶. Lorsque la monnaie est introduite dans l'économie *via* la fonction d'utilité, l'indétermination potentielle de l'équilibre ne peut en aucun cas provenir de l'hypothèse de persistance des habitudes²⁷. Enfin, ce résultat montre que les propriétés dynamiques des modèles monétaires dépendent, de façon cruciale, de la méthode utilisée pour introduire la monnaie dans l'économie.

3.5 Persistance des habitudes, croyances et mécanisme de transmission monétaire

Dans la section précédente, nous montrons que les propriétés qualitatives du modèle sont robustes à différents environnements économiques lorsque le ménage est assujéti à une contrainte d'encaisses préalables. Dans cette section, les implications quantitatives du modèle de référence sont étudiées. La capacité du modèle à reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire est alors mise en évidence.

Afin d'étudier les propriétés quantitatives du modèle, la forme de la fonction d'utilité doit maintenant être spécifiée. Pour rendre l'exposition simple²⁸, nous utilisons la forme

²⁶On peut de façon très approchée résumer ce résultat au fait que lorsque monnaie et consommation sont complémentaires, l'indice de consommation $s_t = c_t - \theta c_{t-1}$ qui permettait l'introduction de l'hypothèse de persistance des habitudes est équivalent à $s_t \simeq M_t/P_t$ alors que lorsque la monnaie n'est pas introduite dans la fonction d'utilité $c_t = M_t/P_t$.

²⁷La robustesse de ce résultat au processus séquentiel proposé par Carlstrom et Fuerst [2001] (processus séquentiel de type contrainte d'encaisses préalables) est vérifiée. Dans ce cas, comme dans le précédent, l'équilibre de l'économie est stable au sens du point-selle quelle que soit la valeur du paramètre de persistance des habitudes (voir annexes A.3 et A.3).

²⁸Cette spécification a pour conséquence une élasticité infinie de l'offre de travail alors que certaines évidences microéconomiques concernant la variation des heures travaillées suggèrent une élasticité inférieure à l'unité. Ceci implique que la valeur de σ_h est supérieure à l'unité. Cependant, comme il a été montré dans la section précédente, le modèle génère de l'indétermination réelle lorsque $\sigma_h > 1$ (pour $\sigma_h = 2$, nous obtenons $\theta^* = 0.335$ et $\tilde{\theta} = 0.567$). Cependant, cette hypothèse complique l'exposé et ne modifie pas les

suivante :

$$u(s_t) - v(h_t) = \log(s_t) - h_t$$

Dans ce cas, $\sigma_s = 1$ et $\sigma_h = 0$. Les valeurs estimées de σ_s , dans un modèle avec la même spécification de l'hypothèse de formation des habitudes, sont proches de l'unité (voir Braun et al. [1993]).

Etant donné cette spécification, la dynamique du produit est donnée par l'équation suivante :

$$E_t \hat{y}_{t+2} - \frac{1+\beta}{\beta} E_t \hat{y}_{t+1} + \left[\frac{1}{\beta} - \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\beta\theta} \right] \hat{y}_t = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\beta\theta} E_t \hat{\gamma}_{t+1}$$

où $\hat{\gamma}_t$ correspond au pourcentage de changement de la croissance monétaire. Les valeurs seuils pour θ , θ^* et $\tilde{\theta}$, prennent alors les formes suivantes :

$$\theta^* = \frac{3(1+\beta) - \sqrt{9(1+\beta)^2 - 4\beta}}{2\beta}$$

$$\tilde{\theta} = \frac{2+\beta - \sqrt{\beta^2 + 4}}{2\beta}$$

En étalonnant la valeur du paramètre β de façon raisonnable au regard des données (β proche de l'unité, $\beta = 0.99$), les valeurs obtenues pour θ^* et $\tilde{\theta}$ sont approximativement égales à 0.17 et 0.38. L'indétermination réelle apparaît donc aisément dans l'économie. Constantidines et Ferson [1991] et Braun et al. [1993] estiment θ en utilisant des données macroéconomiques. Ils obtiennent des valeurs qui varient entre]0.5; 0.9[. De plus, comme il a été déjà fait mention dans le chapitre 1, les valeurs estimées de ce paramètre à la suite d'un choc de politique monétaire varient dans un intervalle similaire,]0.6; 0.9[(voir le chapitre 1 et par exemple, Fuhrer [2000]). Les études empiriques suggèrent donc des valeurs du paramètre de persistance des habitudes qui sont significativement supérieures à la valeur minimale à partir de laquelle le modèle génère de l'indétermination réelle. Par ailleurs, le modèle génère une corrélation positive des séries pour des valeurs du paramètre θ raisonnables au regard des valeurs estimées de ce paramètre. Les valeurs obtenues pour le paramètre σ_c sont alors raisonnables au regard des estimations empiriques de ce paramètre, $\sigma_c(\theta^*)=1.49$ et $\sigma_c(\tilde{\theta})=2.96$. Enfin, le modèle va générer de l'indétermination réelle pour

résultats.

$\sigma_c < 2$ c'est-à-dire la valeur pour laquelle ce modèle sans persistance des habitudes génère de l'indétermination réelle.

La règle de politique monétaire doit maintenant être caractérisée. La spécification de Cooley et Hansen's [1989] est utilisée. Nous supposons donc que γ_t suit un processus AR(1) qui prend la forme suivante :

$$\widehat{\gamma}_{t+1} = \rho_\gamma \widehat{\gamma}_t + \varepsilon_{t+1}^\gamma$$

où $|\rho_\gamma| < 1$ et ε^γ est un bruit blanc de variance σ_ε^2 .

Afin d'illustrer la capacité du phénomène d'indétermination réelle à rendre compte de la dynamique de cette économie monétaire, nous nous focalisons sur les solutions pour lesquelles l'équilibre est indéterminé. Dans ce cas, on a :

$$\widehat{y}_t = \mu \widehat{y}_{t-1} - \frac{\rho_\gamma}{\lambda - \rho_\gamma} \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\beta\theta} \widehat{\gamma}_{t-1} + \eta_t$$

où η_t correspond à une suite en différence de type martingale qui peut être corrélée avec les chocs fondamentaux (les chocs monétaires). Cette suite dépend des croyances des individus en la politique monétaire. En d'autres termes, la variable aléatoire η_t s'écrit :

$$\begin{aligned} \eta_t &= b(\gamma_t - E_{t-1}\gamma_t) + \nu_t \\ &= b\varepsilon_t^\gamma + \nu_t \end{aligned} \tag{3.28}$$

où $E_{t-1}\nu_t = 0$ et $|b| < \infty$. Le terme ν_t correspond à une variable aléatoire qui rend compte de croyances purement extrinsèques non corrélées aux fondamentaux. Le paramètre b décrit la dépendance des croyances des agents aux fondamentaux. Ce paramètre est une caractéristique extrinsèque aux croyances des agents. La valeur de b joue donc un rôle crucial dans l'étude des propriétés de l'équilibre (tout comme dans les articles de Benhabib et Farmer [2000] et Matheny [1998]).

Etant donné l'équation (3.28), les dynamiques de l'inflation et du produit sont données

par :

$$\widehat{y}_t = \mu \widehat{y}_{t-1} - \frac{\rho_\gamma}{\lambda - \rho_\gamma} \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\beta\theta} \widehat{\gamma}_{t-1} + b\varepsilon_t^\gamma + \nu_t \quad (3.29)$$

$$\begin{aligned} \widehat{\pi}_t &= (1 - \mu)\widehat{y}_{t-1} + \rho_\gamma \left[1 + \frac{1}{\lambda - \rho_\gamma} \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\beta\theta} \right] \widehat{\gamma}_{t-1} \\ &+ (1 - b)\varepsilon_t^\gamma - \nu_t \end{aligned} \quad (3.30)$$

Afin de simplifier l'exposé des résultats, le cas où $\rho_\gamma = 0$ et $\nu_t = 0, \forall t$ est considéré. Dans ce cas, les équations (3.29) et (3.30) se réduisent à :

$$\begin{aligned} \widehat{y}_t &= \mu \widehat{y}_{t-1} + b\varepsilon_t^\gamma \\ \widehat{\pi}_t &= (1 - \mu)\widehat{y}_{t-1} + (1 - b)\varepsilon_t^\gamma = \mu \widehat{\pi}_{t-1} + (1 - b)\varepsilon_t^\gamma + (b - \mu)\varepsilon_{t-1}^\gamma \end{aligned}$$

Ces deux équations montrent que lorsque le sentier d'équilibre est indéterminé, le modèle peut générer de façon endogène de la persistance tant que $\mu > 0$ — ou de façon équivalente, tant que $\theta > \tilde{\theta}$. Cependant, ces deux équations montrent également que le phénomène d'indétermination réelle n'est pas suffisant *per se* pour reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Rappelons brièvement ce fait. Il consiste à dire que suite à une injection monétaire positive le produit de l'économie augmente de façon persistante et les prix répondent négativement mais faiblement. Des hypothèses supplémentaires concernant les croyances des individus doivent alors être considérées. De façon plus spécifique, la façon dont les croyances des individus réagissent à une modification de la politique monétaire c'est-à-dire aux chocs d'offre de monnaie est cruciale. Ce point est maintenant illustré.

Tout d'abord, on considère une situation où les croyances des agents ne sont pas corrélées à la politique monétaire ($b=0$). Les croyances sont purement extrinsèques. Dans ce cas, le système précédent se réduit à :

$$\begin{aligned} \widehat{y}_t &= \mu \widehat{y}_{t-1} \\ \widehat{\pi}_t &= \varepsilon_t^\gamma \end{aligned}$$

Dans cette situation, la monnaie est totalement neutre. En effet, à la suite d'une injection monétaire, le produit de l'économie reste à son niveau d'état stationnaire. A l'inverse,

l'inflation répond de 1% à une augmentation du taux de croissance de la monnaie de 1%. Le choc est, par conséquent, totalement absorbé par l'inflation. Ce cas correspond donc à une situation où les prix sont parfaitement flexibles. Nous retrouvons ici la théorie quantitative de la monnaie qui peut donc être associée à une forme particulière de croyances des individus. Le résultat obtenu est similaire à celui du modèle standard à contrainte d'encaisses préalables ($\hat{y}_t = 0$ et $\hat{\pi}_t = \varepsilon_t^\gamma$).

Considérons maintenant la situation où les croyances des individus sont positivement corrélées au choc d'offre de monnaie. Afin d'illustrer ce type de situation, le cas où les croyances sont parfaitement indexées à la politique monétaire ($b=1$) est étudié²⁹. Les dynamiques de l'inflation et du produit se réécrivent alors :

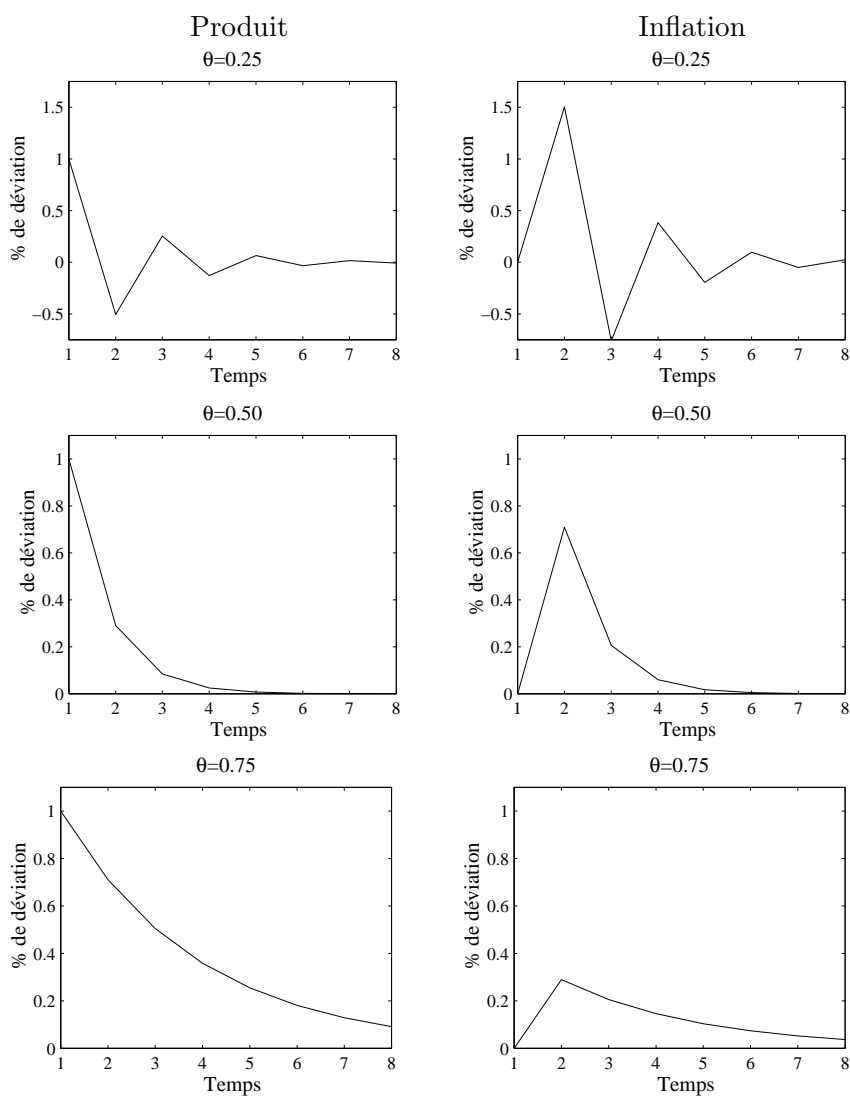
$$\begin{aligned}\hat{y}_t &= \mu\hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^\gamma \\ \hat{\pi}_t &= (1 - \mu)\hat{y}_{t-1} = \mu\hat{\pi}_{t-1} + (1 - \mu)\varepsilon_{t-1}^\gamma\end{aligned}$$

Dans ce cas, le produit répond instantanément de 1% à une augmentation de 1% du taux de croissance de l'offre de monnaie. Ainsi, lorsque les croyances des individus sont corrélées positivement à une modification de la politique monétaire, le modèle permet de reproduire le mécanisme de transmission monétaire. Par ailleurs, une rigidité des prix purement endogène au modèle apparaît. Le taux d'inflation ne répond pas instantanément à la modification de l'offre de monnaie, une période est nécessaire pour que ce dernier s'ajuste partiellement. Les croyances des individus en la politique monétaire permettent donc de reproduire de la rigidité des prix sans qu'aucune hypothèse n'ait été faite sur le marché des biens (prix rigides ou contrats de salaire).

Le graphique 3.2 illustre ces résultats. Il représente les fonctions de réponse du produit et de l'inflation à un changement de 1% de l'offre de monnaie pour différentes valeurs du paramètre de persistance des habitudes. L'indice temporelle correspond à des trimestres. Le graphique 3.2 montre que le mécanisme de propagation interne du modèle est fort lorsque la valeur du paramètre de persistance des habitudes θ est suffisamment élevée ($\theta > \tilde{\theta} \approx 0.38$). En effet, bien que les chocs monétaires soient purement transitoires, le

²⁹Les résultats peuvent être étendus à différents niveaux d'indexation.

GRAPH. 3.2 – Réponses du produit et de l'inflation à un choc de 1% sur la croissance monétaire



Note : ces graphiques sont obtenus pour $\sigma_s = 1$, $\sigma_h = 0$, $\beta = 0.99$, $\rho_\gamma = 0$ et $b = 1$.

produit et l'inflation restent au dessus de leur état stationnaire plus d'une période. A l'inverse, lorsque θ varie dans l'intervalle $[\theta^*; \tilde{\theta}]$, la corrélation des séries générées par le modèle est négative à la fois pour le produit et l'inflation. Par ailleurs, plus θ est élevé, plus le temps nécessaire au produit et à l'inflation pour revenir à leur état stationnaire est conséquent.

Enfin, lorsque le degré de persistance des habitudes augmente, la réponse du taux d'inflation diminue à la suite d'une injection monétaire positive. En effet, une valeur plus élevée de θ est associée à une valeur plus faible de la substituabilité intertemporelle des décisions de consommation. Ceci implique alors une substituabilité plus faible des prix dans le temps et donc de l'inflation. Le tableau 3.1 illustre ce résultat. Ce tableau reporte l'autocorrélation du premier ordre du produit et du taux d'inflation lorsque $b = 0$ et $b = 1$, pour différents niveaux de persistance de la croissance monétaire et différentes valeurs du paramètre de persistance des habitudes.

TAB. 3.1 – Autocorrélation du premier ordre

θ	b=0				b=1			
	$\rho_g=0$		$\rho_g=0.5$		$\rho_g=0$		$\rho_g=0.5$	
	(y)	(π)	(y)	(π)	(y)	(π)	(y)	(π)
0.25	–	0.00	-0.01	0.26	-0.50	-0.50	-0.62	-0.45
0.50	–	0.00	0.69	0.56	0.29	0.29	0.08	0.29
0.75	–	0.00	0.89	0.53	0.71	0.71	0.66	0.56

Note : ces résultats sont obtenus pour $\sigma_s = 1$, $\sigma_h = 0$, $\beta = 0.99$

et $\sigma_g = 0.009$. Enfin, nous supposons que $\nu_t = 0 \forall t$

Lorsque $b = 0$ le produit ne répond pas à l'injection monétaire. Par ailleurs, la réponse de l'inflation n'est pas persistante lorsque la croissance monétaire est i.i.d. A l'inverse, lorsque $b = 1$, les réponses du produit et de l'inflation sont persistantes. Par exemple, quand $\theta=0.75$, les persistances du produit et de l'inflation sont proches de 0.70. Nous pouvons également observer les implications quantitatives du modèle lorsque l'on suppose que la monnaie croît de façon persistante. Dans ce cas, lorsque les prix deviennent rigides

($b = 1$), la persistance est moins forte que lorsque les prix restent flexibles ($b = 0$). En effet, dans une économie à prix flexibles, la confiance des ménages en la valeur de la monnaie est nulle. Ainsi, à la suite d'une injection monétaire persistante, les ménages sont incités à réduire leur consommation. L'hypothèse de persistance des habitudes a alors pour conséquence une réduction persistante de la consommation entraînant une augmentation persistante du produit. Dans une économie où les prix sont rigides, les individus croient en la valeur de la monnaie. Ils répondent donc positivement à une injection monétaire. Ce mécanisme brise donc l'effet de la taxe inflationniste. Cependant, cet effet de rigidité des prix disparaît aux périodes suivantes et les individus anticipent un effet persistant de la taxe inflationniste. Dans ce cas, malgré l'hypothèse de persistance des habitudes de consommation, les ménages réduisent leur consommation. La persistance du mécanisme disparaît alors.

Ainsi, le modèle à contrainte d'encaisses préalables permet de rendre compte du mécanisme de transmission de la politique monétaire lorsque l'hypothèse de persistance des habitudes de consommation est considérée et lorsque les croyances des individus sont corrélées positivement aux changements de politique monétaire. Ces croyances ont alors pour conséquence une rigidité des prix suite à une injection monétaire. La capacité du modèle à représenter l'effet de liquidité (co-mouvement du produit et du taux d'intérêt à la suite d'une injection monétaire) est étudiée dans la section suivante.

3.6 Persistance des habitudes, croyances et effet de liquidité

Dans la section précédente, les propriétés du taux d'intérêt nominal ne sont pas étudiées. Cependant, le comportement du taux d'intérêt nominal est au cœur du mécanisme de transmission monétaire. Le modèle doit donc être capable de rendre compte de son comportement. Dans cette section, ce point est étudié. Afin de rendre le comportement du taux d'intérêt nominal explicite, des titres nominaux sont introduits dans l'économie. Ces titres sont offerts par le gouvernement afin de financer des opérations dites d'open market.

Le ménage est à la période t en possession d'encaisses réelles M_t/P_t qui proviennent de la période précédente et de titres nominaux B_t . Le ménage offre du travail sur le marché du

même nom au salaire réel w_t . Au cours de cette période, il reçoit un transfert forfaitaire de la part de l'autorité monétaire N_t/P_t . Ce transfert s'effectue sous forme de monnaie fiduciaire. Le ménage reçoit également le paiement des intérêts relatifs à la détention de ses titres $((R_{t-1} - 1)B_t/P_t)$. L'ensemble de ces revenus est utilisé par le ménage afin d'acheter un panier de biens de consommation c_t , des encaisses monétaires ainsi que des titres nominaux pour la période suivante. La contrainte budgétaire s'écrit alors :

$$\frac{B_{t+1}}{P_t} + \frac{M_{t+1}}{P_t} + c_t = w_t h_t + R_{t-1} \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{N_t}{P_t} \quad (3.31)$$

Dans cette économie, le ménage détient de la monnaie fiduciaire afin d'acheter des biens de consommation³⁰. La contrainte d'encaisses préalables s'écrit sous la forme suivante :

$$c_t \leq \frac{M_t + N_t + R_{t-1}B_t - B_{t+1}}{P_t} \quad (3.32)$$

La contrainte budgétaire du gouvernement est :

$$M_{t+1} + B_{t+1} = M_t + R_{t-1}B_t + N_t \quad (3.33)$$

avec M_0 et B_0 données.

³⁰Cette formulation de la contrainte d'encaisses préalables suppose, de façon implicite, l'existence d'un processus séquentiel particulier dans les décisions d'acquisition des encaisses monétaires du ménage. Un processus séquentiel alternatif est discuté par Svensson [1985]. Suivant le processus séquentiel de Svensson [1985], le marché des biens se tient avant celui des titres. Ainsi, l'individu est contraint par l'encaisse monétaire dont il dispose en début de période, encaisse choisie en fin de période précédente, avant de prendre connaissance de l'information courante. Dans ces conditions, il peut très bien avoir surestimé les prix de la période (« bonne nouvelle » courante) et la contrainte de transactions restera libre, provoquant une variabilité de la vitesse de circulation de la monnaie. En revanche, dans le processus de Lucas [1980] et [1982], l'agent représentatif est doté, avant la tenue du marché des titres, de toute l'information relative à la période. Ainsi, dès que le taux d'intérêt nominal est positif, il n'a aucune raison de détenir des encaisses oisives et n'exprime que la demande d'encaisses nécessaires à satisfaire sa consommation courante. En effet, dans ce cas, les dépenses des périodes futures pourront être financées après un nouveau passage par les marchés financiers. Notons que l'introduction de l'incertitude dans le modèle de Lucas [1980] ne suffit pas à rendre flexible la vitesse de circulation de la monnaie. Il faut remarquer que les différences de processus séquentiel ne sont valides qu'au niveau des comportements individuels et qu'elles ne subsistent pas à l'équilibre si il n'existe qu'un agent représentatif. Quels que soient les processus séquentiels considérés, les résultats obtenus dans ce chapitre ne sont pas modifiés.

Le ménage détermine ses plans optimaux de consommation/épargne, offre de travail, détention de monnaie et de titres en maximisant (3.6) sous les contraintes (3.31)–(3.32). Au regard du modèle de référence, les décisions en termes de consommation et d’offre de travail ne sont pas affectées. Par conséquent, en substituant la contrainte budgétaire du gouvernement (équation (3.33) dans la contrainte d’encaisses préalables (équation (3.32)), on retrouve l’équation (3.16) à l’équilibre de l’économie. Les propositions 2–6 restent donc valides dans cette économie. Le rendement nominal relatif à la détention de titres est donné, à l’équilibre, par :

$$v'(y_t)R_t = u'(y_t - \theta y_{t-1}) - \beta \theta E_t u'(y_{t+1} - \theta y_t) \quad (3.34)$$

En utilisant la solution pour \hat{y}_t , la dynamique locale du taux d’intérêt nominal au voisinage de l’état stationnaire déterministe peut être exprimée comme une fonction linéaire de $\hat{y}_{t-1}, \hat{g}_t, \hat{g}_{t-1}, \varepsilon_t^g$ et ν_t . De façon plus précise, lorsque l’on considère le cas où $\sigma_s = 1$, $\sigma_h = 0$, $\rho_g = 0$ et $\nu_t = 0 \forall t$, le comportement du taux d’intérêt nominal s’écrit :

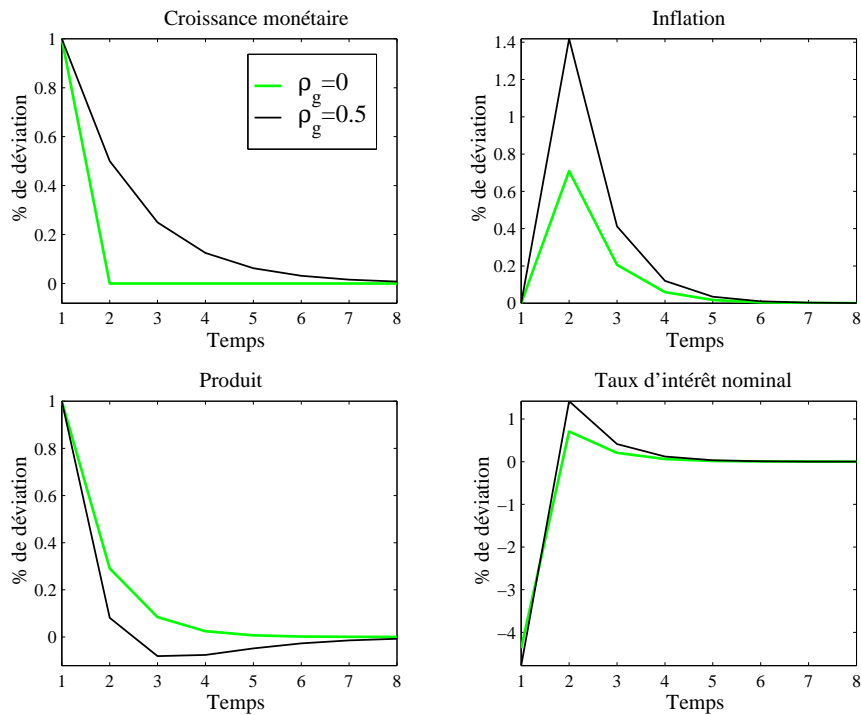
$$\hat{R}_t = \frac{\theta(1 + \beta\mu^2) - \mu(1 + \beta\theta^2)}{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)} \hat{y}_{t-1} + b \frac{\beta\theta\mu - 1 - \beta\theta^2}{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)} \varepsilon_t^g$$

Lorsque μ (la racine stable) est strictement inférieure à l’unité en module et lorsque les croyances des individus sont corrélées positivement en la monnaie ($b > 0$) alors $\frac{\beta\theta\mu - 1 - \beta\theta^2}{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}$ est négatif. Dans ce cas, le modèle génère un effet de liquidité. En effet, à la suite d’une injection monétaire positive, le taux d’intérêt nominal diminue alors que le produit augmente.

Ce résultat est illustré par le graphique 3.3 qui reproduit les fonctions de réponse du produit, de l’inflation et du taux d’intérêt nominal à une injection monétaire. A la suite d’une injection monétaire non persistante ($\rho_g = 0$)³¹ de 1%, le taux d’intérêt nominal diminue alors que le produit répond de 1%. Par ailleurs, les comportements du produit et de l’inflation reproduits à la suite d’une injection monétaire sont cohérents avec ce qui est observé dans les faits. Ce modèle permet donc, lorsque les croyances des individus sont corrélées positivement à l’injection monétaire, de représenter le mécanisme de transmission

³¹L’injection monétaire est indépendamment et identiquement distribuée.

GRAPH. 3.3 – Effet de liquidité



Note : ces graphiques sont obtenus pour $\sigma_s = 1$, $\sigma_h = 0$, $\beta = 0.99$, $\theta = 0.5$ et $b = 1$.

de la politique monétaire ainsi que l'effet de liquidité. Enfin, l'effet de liquidité est robuste à une corrélation des séries plus élevée ($\rho_g = 0.5$)³².

Lorsque les croyances des individus sont corrélées positivement à la croissance monétaire, une injection monétaire positive incite les individus à augmenter leur consommation présente. La complémentarité intertemporelle créée par la persistance des habitudes conduit les ménages à consommer davantage à la période suivante. Le ménage doit alors transférer de la richesse de la période courante vers la période future. Pour ce faire, il peut demander une quantité supérieure de monnaie et/ou de titres nominaux. Cependant, dans ce dernier cas, il réduit la quantité de monnaie fiduciaire dont il dispose à la période courante pour consommer (voir équation (3.32)). Il est alors optimal pour le ménage de substituer monnaie et titres. Cet effet a pour conséquence une pression à la baisse sur le taux d'intérêt

³²Notons, toutefois, que contrairement au modèle présenté dans le chapitre 2, ce modèle ne permet pas de reproduire la persistance de la réponse du taux d'intérêt à une injection monétaire. L'effet de liquidité reproduit ici n'est donc pas persistant.

nominal. Le modèle génère ainsi l'effet de liquidité observé. Une fois encore, cet effet tient à l'interaction qui existe entre l'hypothèse de persistance des habitudes et la contrainte d'encaisses préalables.

Afin de mettre en évidence l'effet de liquidité reproduit par le modèle, nous reportons dans le tableau 3.2, la corrélation du produit avec le taux d'intérêt nominal et la corrélation du produit avec le taux de croissance monétaire. Pour ce faire, nous ne considérons que la présence de chocs monétaires dans l'économie³³.

TAB. 3.2 – Corrélation avec le produit (chocs d'offre de monnaie)

	b=0				b=1			
	$\rho_g=0$		$\rho_g=0.5$		$\rho_g=0$		$\rho_g=0.5$	
θ	(g)	(R)	(g)	(R)	(g)	(R)	(g)	(R)
0.25	-	-	-0.45	-0.94	0.86	-0.99	0.28	-0.99
0.50	-	-	-0.48	-0.77	0.96	-0.89	0.86	-0.93
0.75	-	-	-0.38	-0.51	0.70	-0.69	0.97	-0.71

Note : ces résultats sont obtenus pour $\sigma_s = 1$, $\sigma_h = 0$, $\beta = 0.99$

et $\sigma_g = 0.009$. Enfin, nous supposons que $\nu_t = 0 \forall t$

Lorsque les croyances des ménages sont positivement corrélées avec l'injection monétaire, l'effet de liquidité reproduit est relativement élevé. Suite à une injection monétaire positive, le produit augmente de façon persistante et le taux d'intérêt nominal diminue. Tout d'abord, lorsque les chocs ne sont pas persistants, la corrélation entre le produit et la croissance monétaire est plus forte. A l'inverse, lorsque les chocs sont persistants, la taxe inflationniste réduit l'importance de cette corrélation. Il faut noter que la corrélation entre le produit et le taux d'intérêt nominal est toujours négative suite à un choc d'offre de monnaie. Cependant, lorsque $b = 0$, cette corrélation négative ne peut pas être associée

³³Cette hypothèse explique les niveaux de corrélation élevés obtenus (positifs pour la corrélation entre produit et croissance monétaire et négatifs entre produit et taux d'intérêt nominal quand $b=1$). Introduire d'autres sources de perturbation modifie les résultats. Cela affaiblit les valeurs des corrélations. Cependant, ce point n'est pas abordé ici.

à un effet de liquidité car le produit est négativement corrélé à une injection monétaire persistante. Remarquons, par ailleurs, que lorsque $b = 0$ et $\rho_g = 0$ le produit et le taux d'intérêt nominal restent constants au cours du cycle des affaires. A l'inverse, lorsque $b = 1$, la corrélation entre le taux d'intérêt nominal et le produit est négative. Par ailleurs, la corrélation entre le produit et la croissance monétaire est positive. On retrouve bien dans ce cas un effet de liquidité. Enfin, cet effet est robuste à une augmentation de la persistance de l'injection monétaire à condition que le paramètre de persistance des habitudes soit suffisamment élevé. Lorsque $\theta = 0.75$ et $\rho_g = 0.5$, la corrélation entre le produit et la croissance monétaire est de 0.97 et la corrélation entre le produit et le taux d'intérêt nominal de -0.71 . Ainsi, lorsque le phénomène de persistance des habitudes considéré est suffisamment important et que la persistance des chocs augmente, l'effet de liquidité obtenu est plus fort. Remarquons toutefois que si la persistance n'est pas suffisante, la taxe inflationniste n'est pas assez affaiblie pour obtenir cet effet. Lorsque $\theta = 0.25$, la corrélation entre le produit et la croissance monétaire est beaucoup plus faible ($\rho(y, g) = 0.28$).

3.7 Conclusion

Dans ce chapitre, nous montrons qu'introduire de la non-séparabilité temporelle dans les décisions de consommation des ménages dans un modèle à contrainte d'encaisses préalables a pour conséquence l'apparition du phénomène d'indétermination réelle. Ainsi, lorsque le paramètre de persistance des habitudes est suffisamment fort, les croyances des ménages se réalisent. En effet, lorsque les ménages anticipent une inflation future plus élevée, ils sont incités à augmenter leur niveau de consommation courante. Dans ce cas, l'irréversibilité dans les décisions de consommation associée à la persistance des habitudes incite les ménages à augmenter leur niveau de consommation future. Considérant alors que les individus ainsi que leurs croyances sont identiques, la consommation future augmente et par là-même le taux d'inflation. Les anticipations des ménages sur l'inflation sont donc vérifiées et les croyances réalisées.

La robustesse de ces résultats est vérifiée lorsque différentes spécifications sont considérées sur les marchés du travail et des actifs. Les résultats restent alors valides tant que l'hy-

pothèse de contrainte d'encaisses préalables est maintenue. A l'inverse, lorsque la monnaie est introduite directement dans la fonction d'utilité, le modèle ne génère pas d'indétermination réelle. Ce résultat montre que les propriétés dynamiques des modèles monétaires dépendent, de façon cruciale, de la méthode utilisée pour introduire la monnaie dans l'économie.

Enfin, nous montrons que l'indétermination réelle n'est pas suffisante pour reproduire le mécanisme de transmission monétaire. La forme des croyances des agents en une modification de la politique monétaire joue un rôle crucial. Lorsque les croyances des agents ne sont pas corrélées avec la politique monétaire, les prix restent parfaitement flexibles et la monnaie est totalement neutre dans le modèle. Dans ce cas, on retrouve la théorie quantitative de la monnaie. Lorsque les croyances des agents sont positivement corrélées avec l'injection monétaire, une rigidité des prix purement endogène apparaît dans le modèle, sans qu'aucune hypothèse supplémentaire concernant le marché des biens ou du travail ne soit nécessaire. Dans ce contexte, suite à une injection monétaire, le produit répond positivement de façon persistante alors que les prix répondent plus faiblement. Ainsi, le modèle permet de reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Enfin, dans ce même cas, le taux d'intérêt nominal répond négativement quand le produit réagit positivement à une injection monétaire. Le modèle permet donc de reproduire un effet de liquidité. Ainsi, lorsque les croyances des agents sont positivement corrélées à une modification de la politique monétaire, le modèle standard à contrainte d'encaisses préalables augmenté du phénomène de persistance des habitudes de consommation des ménages est capable de reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire ainsi que l'effet de liquidité. Les croyances des individus permettent donc dans cette économie la reproduction de faits monétaires observés dans les données.

A Annexe

A.1 Démonstrations des propositions 1 à 5

Démonstration (Proposition 1) : Tout d'abord, rappelons que, de part les hypothèses de convexité et de concavité imposées sur les fonctions $v(\cdot)$ et $u(\cdot)$, $v'(\cdot)$ est strictement croissante alors que $u'(\cdot)$ est strictement décroissante. Par conséquent, ces deux fonctions, si elles se coupent, ne peuvent se couper qu'une fois. Par ailleurs, les conditions d'Inada imposent que $\lim_{x \rightarrow 0} u'(x) = +\infty$, $\lim_{x \rightarrow +\infty} u'(x) = 0$, $\lim_{x \rightarrow 0} v'(x) < \infty$ et $\lim_{x \rightarrow \infty} v'(x) = +\infty$ de telle sorte que les fonctions $u'(\cdot)$ et $v'(\cdot)$ se coupent au moins une fois. Ainsi, il existe un état stationnaire unique.

Démonstration (Proposition 2) : Le polynôme caractéristique associé à l'équation (14) est donné par :

$$P(\lambda) = \lambda^2 + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta) - \sigma_s(1+\beta\theta^2)}{\beta\theta\sigma_s} \lambda + \left[\frac{1}{\beta} - \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)(1+\sigma_h)}{\beta\theta\sigma_s} \right]$$

Le discriminant de $P(\cdot)$ est donné par :

$$\begin{aligned} \Delta &= \frac{((1-\theta)(1-\beta\theta) - \sigma_s(1+\beta\theta^2))^2 + 4\beta\theta\sigma_s(1-\theta)(1-\beta\theta)(1-\theta+\sigma_h)}{(\beta\theta\sigma_s)^2} \\ &\equiv \frac{a^2 + b}{c^2} \end{aligned}$$

Les termes a^2 et c^2 sont positifs. L'étude étant restreinte à la présence du phénomène de persistance des habitudes alors $\theta \in]0, 1[$. De plus, étant donné que $\beta \in]0, 1[$, $\sigma_h \geq 0$ et que b est positif, alors le discriminant est strictement positif. Par conséquent, $P(\cdot)$ admet deux racines réelles.

Démonstration (Proposition 3) : L'indétermination réelle apparaît dans le modèle lorsque au moins une des valeurs propres du polynôme caractéristique est localisée dans le cercle unitaire. Les conditions, telles que $|\lambda| = 1$, sont donc examinées. λ est une des valeurs propres de l'équation log-linéarisée caractérisant la dynamique locale de l'économie. Le polynôme caractéristique associé à la version log-linéarisée de l'économie, $P(\cdot)$ (voir la

démonstration de la proposition 2), satisfait :

$$\begin{aligned} P(1) &= \frac{1+\beta}{\beta} - \frac{\sigma_h(1-\theta)(1-\beta\theta) + \sigma_s(1+\beta\theta^2)}{\beta\theta\sigma_s} \\ P(-1) &= \frac{1+\beta}{\beta} + \frac{\sigma_s(1+\beta\theta^2) - (2+\sigma_h)(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\beta\theta\sigma_s} \end{aligned}$$

Seules deux valeurs de θ sont compatibles avec le cas où $P(1) = 0$: $\theta = 1$ et $\theta = 1/\beta$.

Ainsi, comme il est supposé que $\theta \in]0, 1[$, aucune de ces deux valeurs n'est pertinente.

La possibilité d'indétermination réelle est alors étudiée dans le cas où $P(-1) = 0$. Résoudre cette condition, au regard du paramètre de persistance des habitudes θ , suppose alors de résoudre :

$$Q(\theta) \equiv \theta^2 + \frac{1+\beta}{\beta} \left[\frac{\sigma_s + \sigma_h + 2}{\sigma_s - \sigma_h - 2} \right] \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

Tout d'abord, il est à noter que :

$$Q'(\theta) < 0 \text{ pour } \theta < \theta_0 \equiv \frac{1+\beta}{2\beta} \left[\frac{\sigma_s + \sigma_h + 2}{\sigma_h + 2 - \sigma_s} \right]$$

On sait que $\beta \in]0, 1[$, $\sigma_h > 0$ et $\sigma_s > 0$. Si $\sigma_s \geq \sigma_h + 2$, alors $Q(\theta)$ ne peut pas être strictement décroissante pour $\theta \in]0, 1[$. On exclut ce cas. Lorsque $\sigma_s < \sigma_h + 2$, alors $\theta_0 > 1$. Ceci implique que $Q(\theta)$ est strictement décroissante pour $\theta \in]0, 1[$. Par ailleurs, $Q(0) = 1/\beta$ et $Q(1) = 2\sigma_s(1+\beta)/\beta(\sigma_s - \sigma_h - 2)$. On a donc $Q(0) > 0$ et $Q(1) < 0$ si $\sigma_s < \sigma_h + 2$. Il existe donc une valeur unique de $\theta^* \in]0, 1[$ telle que $Q(\theta) = 0$. Enfin, tant que $Q(\theta)$ est strictement décroissante, $Q(\theta) < 0$ (de façon identique $P(-1) > 0$) pour tout $\theta > \theta^*$.

Démonstration (Proposition 4) : Afin de déterminer les conditions pour lesquelles

la valeur propre stable est positive, on détermine les conditions sur θ telles que $P(0) = 0$.

Ceci est équivalent à étudier :

$$R(\theta) \equiv \theta^2 - \left[\frac{(1+\beta)(1+\sigma_h) + \sigma_s}{\beta(1+\sigma_h)} \right] \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

Tout d'abord, il est à noter que :

$$R'(\theta) < 0 \text{ pour } \theta < \theta_1 \equiv \frac{(1+\beta)(1+\sigma_h) + \sigma_s}{2\beta(1+\sigma_h)}$$

Dans ce cas, $\theta_1 > 1$ car $\beta \in]0, 1[$, $\sigma_h > 0$ et $\sigma_s > 0$. Ceci implique que $R(\theta)$ est strictement décroissante pour $\theta \in]0, 1[$. Ainsi, il existe une valeur unique $\tilde{\theta} \in]0, 1[$ telle que $R(\theta) = 0$.

Enfin, comme $R(\theta)$ est strictement décroissante, $R(\theta) < 0$ (ce qui est équivalent à $P(0) > 0$) pour tout $\theta > \tilde{\theta}$. Ceci établit l'existence de la valeur seuil $\tilde{\theta}$.

Afin de vérifier que $\tilde{\theta} \geq \theta^*$, le signe de $R(\theta) - Q(\theta)$ est maintenant étudié :

$$R(\theta) - Q(\theta) = - \left[\frac{(1 + \beta)(1 + \sigma_h) + \sigma_s}{\beta(1 + \sigma_h)} \right] \theta - \frac{1 + \beta}{\beta} \left[\frac{\sigma_s + \sigma_h + 2}{\sigma_s - \sigma_h - 2} \right] \theta$$

Après quelques calculs, l'expression précédente se réduit à :

$$\frac{-\theta \sigma_s (\sigma_h (1 + 2\beta) + 2\beta + \sigma_s)}{\beta (1 + \sigma_h) (\sigma_s - \sigma_h - 2)}$$

Comme $\beta \in]0, 1[$, $\sigma_h > 0$, $\sigma_s > 0$ et $\sigma_s < \sigma_h + 2$, cette expression est strictement positive. Par conséquent, $R(\theta) - Q(\theta) > 0$. Rappelons que $Q(\theta)$ est strictement décroissante pour tout $\theta > \theta^*$ (voir la démonstration de la proposition 2.3) et que $R(\theta)$ est strictement décroissante pour tout $\theta > \tilde{\theta}$. On a donc $\tilde{\theta} > \theta^*$, tant que $R(\theta)$ et $Q(\theta)$ sont décroissantes.

Démonstration (Proposition 5) : Dans un premier temps, les propriétés de θ^* sont étudiées. Rappelons que l'on s'intéresse ici à la valeur propre stable et que les propriétés de θ^* sont définies par (voir la démonstration de la proposition 3) :

$$\theta^2 - \frac{1 + \beta}{\beta} \left[\frac{\sigma_s + \sigma_h + 2}{\sigma_s - \sigma_h - 2} \right] \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

La différenciation totale de l'équation précédente conduit à :

$$\alpha_\theta d\theta + \alpha_{\sigma_s} d\sigma_s + \alpha_{\sigma_h} d\sigma_h = 0$$

où :

$$\begin{aligned} \alpha_\theta &= 2\theta + \frac{1 + \beta}{\beta} \left[\frac{\sigma_s + \sigma_h + 2}{\sigma_s - \sigma_h - 2} \right] \\ \alpha_{\sigma_s} &= \frac{-2(1 + \beta)}{\beta} \left[\frac{2 + \sigma_h}{(\sigma_s - \sigma_h - 2)^2} \right] \theta \\ \alpha_{\sigma_h} &= \frac{1 + \beta}{\beta} \left[\frac{2\sigma_s}{(\sigma_s - \sigma_h - 2)^2} \right] \theta \end{aligned}$$

Tant que $\theta \in]0, 1[$, $\sigma_s > 0$, $\sigma_h > 0$ et $\beta \in]0, 1[$, alors $\alpha_{\sigma_h} > 0$ et $\alpha_{\sigma_s} < 0$. On étudie maintenant le signe de σ_θ . θ est lui même une fonction de σ_s et de σ_h . Tout d'abord, il est possible de réécrire α_θ comme $\alpha_\theta = 2\theta + b$ où $b = \left(\frac{1 + \beta}{\beta} \right) \left(\frac{\sigma_s + \sigma_h + 2}{\sigma_s - \sigma_h - 2} \right)$. Etant donné que

$\theta^* = -\frac{1}{2} \left(b + \sqrt{b^2 - \frac{4}{\beta}} \right)$, (à partir de $Q(\theta) = 0$), alors $\alpha_\theta = - \left(b + \sqrt{b^2 - \frac{4}{\beta}} \right) < 0$. Ainsi, $d\theta^*/d\sigma_h > 0$ et $d\theta^*/d\sigma_s < 0$. Ceci établit les points (i) et (ii) pour θ^* . Afin d'établir le point (iii), la limite de $Q(\theta)$ lorsque σ_h tend vers l'infinie est calculée.

$$\lim_{\sigma_h \rightarrow \infty} Q(\theta) = \theta^2 - \left(\frac{1+\beta}{\beta} \right) \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

Cette limite admet 1 et $1/\beta$ pour solutions. Ainsi, comme on s'intéresse à la valeur propre stable, on a $\lim_{\sigma_h \rightarrow \infty} \theta^* = 1$.

Les propriétés de $\tilde{\theta}$ sont maintenant étudiées. Celles ci correspondent au cas où $R(\theta) = 0$ (voir la démonstration de la proposition 4) :

$$\theta^2 - \frac{(1+\beta)(1+\sigma_h) + \sigma_s}{\beta(1+\sigma_h)} \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

La différenciation totale de l'équation précédente donne :

$$\gamma_\theta d\theta + \gamma_{\sigma_s} d\sigma_s + \gamma_{\sigma_h} d\sigma_h = 0$$

où

$$\begin{aligned} \gamma_\theta &= 2\theta - \frac{(1+\beta)(1+\sigma_h) + \sigma_s}{\beta(1+\sigma_h)} \\ \gamma_{\sigma_s} &= \left[\frac{-1}{\beta(1+\sigma_h)} \right] \theta \\ \gamma_{\sigma_h} &= \left[\frac{\beta\sigma_s}{\beta^2(1+\sigma_h)^2} \right] \theta \end{aligned}$$

Etant donné que $\theta \in]0, 1[$, $\sigma_s > 0$, $\sigma_h > 0$ et $\beta \in]0, 1[$ alors $\gamma_{\sigma_h} > 0$ et $\gamma_{\sigma_s} < 0$. On étudie maintenant le signe de α_θ . Il est possible de réécrire γ_θ comme étant équivalent à $\gamma_\theta = 2\theta - b$ avec $b = \frac{(1+\beta)(1+\sigma_h) + \sigma_s}{\beta(1+\sigma_h)}$. Etant donné que $\tilde{\theta} = \frac{1}{2} \left(b - \sqrt{b^2 - \frac{4}{\beta}} \right)$, alors $\gamma_\theta = - \left(b + \sqrt{b^2 - \frac{4}{\beta}} \right) < 0$. Ainsi, $d\tilde{\theta}/d\sigma_h > 0$ et $d\tilde{\theta}/d\sigma_s < 0$. Ceci met alors en évidence les points (i) et (ii) pour $\tilde{\theta}$. Pour montrer le point (iii), la limite de $R(\theta)$, lorsque σ_h tend vers l'infini, est étudiée.

$$\lim_{\sigma_h \rightarrow \infty} R(\theta) \equiv \theta^2 - \left(\frac{1+\beta}{\beta} \right) \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

Cette limite est la même que celle de $Q(\theta)$. Elle admet 1 et $1/\beta$ pour solutions. Ainsi, comme on s'intéresse à la valeur propre stable, on a $\lim_{\sigma_h \rightarrow \infty} \tilde{\theta} = 1$.

A.2 Dépenses gouvernementales et titres publics

L'économie considérée dans cette section est similaire à l'économie considérée en section 3.2.1. Cependant, on introduit maintenant des dépenses gouvernementales et des titres publics dans le modèle. Ces hypothèses supplémentaires permettent à l'agent de transférer de la richesse de façon intertemporelle. Le ménage est à la période t en possession d'encaisses réelles M_t/P_t qui proviennent de la période précédente et de titres nominaux B_t . Le ménage offre du travail sur le marché du même nom au salaire réel w_t . Au cours de cette période, il reçoit un transfert forfaitaire de la part de l'autorité monétaire N_t/P_t . Ce transfert est sous la forme de monnaie fiduciaire. Il reçoit également le paiement des intérêts relatifs à la détention de ses titres $((R_{t-1} - 1)B_t/P_t)$. L'ensemble de ces revenus est utilisé par le ménage pour payer des taxes τ_t , acheter un panier de biens de consommation c_t , des encaisses monétaires ainsi que des titres nominaux pour la période suivante. La contrainte budgétaire s'écrit alors simplement :

$$\frac{B_{t+1}}{P_t} + \frac{M_{t+1}}{P_t} + c_t + \tau_t = w_t h_t + R_{t-1} \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{N_t}{P_t} \quad (3.35)$$

La contrainte d'encaisses préalables prend la forme suivante³⁴ :

$$c_t + \tau_t \leq \frac{M_t + N_t + R_{t-1}B_t - B_{t+1}}{P_t} \quad (3.36)$$

Le ménage détermine ses plans optimaux de consommation/épargne, d'offre de travail, de détention de monnaie et de titres en maximisant (3.6) sous les contraintes (3.35)–(3.36). Les conditions du premier ordre s'écrivent alors :

$$u'(c_t - \theta c_{t-1}) - \beta \theta E_t u'(c_{t+1} - \theta c_t) = \lambda_t + \mu_t \quad (3.37)$$

$$v'(h_t) = \lambda_t w_t \quad (3.38)$$

$$\frac{\lambda_t}{P_t} = \beta E_t \frac{\lambda_{t+1} + \mu_{t+1}}{P_{t+1}} \quad (3.39)$$

$$\frac{\lambda_t + \mu_t}{P_t} = \beta R_t E_t \frac{\lambda_{t+1} + \mu_{t+1}}{P_{t+1}} \quad (3.40)$$

où λ_t et μ_t correspondent aux multiplicateurs de Lagrange associés, respectivement, à la contrainte budgétaire (3.35) et à la contrainte d'encaisses préalables (3.36). Les décisions

³⁴Le processus séquentiel de la contrainte est celui proposé par Lucas. Cependant, utiliser le processus séquentiel proposé par Svensson ne modifie en rien les résultats.

en termes d'offre de travail et de consommation ne sont pas modifiées par l'introduction de titres publics dans l'économie³⁵.

La contrainte budgétaire du gouvernement est donnée par :

$$M_{t+1} + B_{t+1} = M_t + R_{t-1}B_t + N_t + P_t g_t - P_t \tau_t \quad (3.41)$$

La condition d'équilibre du marché des biens s'écrit :

$$y_t = c_t + g_t \quad (3.42)$$

En utilisant les équations (3.42) et (3.41), la contrainte d'encaisses préalables s'écrit :

$$y_t \leq \frac{M_{t+1}}{P_t}$$

à l'équilibre.

Pour simplifier l'exposition, on pose $\sigma_s = 1$ et $\sigma_h = 0$. On obtient alors :

$$1 = E_t \frac{\beta}{\gamma_{t+1}} \frac{c_{t+1} + g_{t+1}}{c_t + g_t} \left[\frac{1}{c_{t+1} - \theta c_t} - \frac{\beta\theta}{c_{t+2} - \theta c_{t+1}} \right] \quad (3.43)$$

A l'état stationnaire, la consommation privée est donnée par :

$$c^* = \frac{\beta}{\gamma} \frac{1 - \beta\theta}{1 - \theta}$$

alors que le produit est donné par :

$$y^* = \omega c^*$$

où ω correspond à la part, à l'état stationnaire, de la consommation privée dans le produit.

L'approximation log-linéaire de la version déterministe de l'équation (3.43) donne :

$$\begin{aligned} \widehat{c}_{t+2} + \frac{\omega(1-\theta)(1-\beta\theta) - (1+\beta\theta^2)}{\beta\theta} \widehat{c}_{t+1} \\ + \left[\frac{1}{\beta} - \frac{\omega(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\beta\theta} \right] \widehat{c}_t = 0 \end{aligned} \quad (3.44)$$

³⁵Etant donné le salaire réel à l'équilibre $w_t = 1$ et la contrainte budgétaire du gouvernement (3.33), les équations (3.37), (3.38) et (3.39) peuvent être résolues indépendamment du taux d'intérêt nominal R_t . L'équation (3.40) se réduit à $v'(h_t)R_t = u'(c_t - \theta c_{t-1}) - \beta\theta E_t u'(c_{t+1} - \theta c_t)$. Voir la section 3.6 pour une analyse de l'effet de liquidité dans ce cas.

On peut obtenir de façon immédiate la même expression pour le produit :

$$\hat{y}_t = \omega \hat{c}_t \quad \forall t$$

Les propositions suivantes peuvent ainsi être établies :

Proposition 7 *Les valeurs propres du polynôme caractérisant la dynamique de l'économie sont réelles.*

Démonstration (Proposition 7) : Le polynôme caractéristique associé à l'équation (3.44) est donné par :

$$P(\lambda) = \lambda^2 + \frac{\omega(1-\theta)(1-\beta\theta) - (1+\beta\theta^2)}{\beta\theta} \lambda + \left[\frac{1}{\beta} - \frac{\omega(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\beta\theta} \right]$$

Le discriminant de $P(\cdot)$ est donné, après quelques calculs, par :

$$\begin{aligned} \Delta &= \frac{(\omega(1-\theta)(1-\beta\theta) - (1+\beta\theta^2))^2 + 4\beta\theta\omega(1-\theta)^2(1-\beta\theta)}{(\beta\theta)^2} \\ &\equiv \frac{a^2 + b}{c^2} \end{aligned}$$

Les termes a^2 et c^2 sont positifs. L'économie est caractérisée par la présence de persistance des habitudes, ainsi $\theta \in]0, 1[$. De plus, $\beta \in]0, 1[$, $\omega \in]0, 1[$, et $b > 0$. Dans ce cas, le discriminant est strictement positif. Par conséquent, $P(\cdot)$ admet deux racines réelles.

Proposition 8 *Lorsque la part de la consommation privée dans le produit, $\omega > 1/2$, il existe $\theta^* \in]0, 1[$ telle que pour tout $\theta \geq \theta^*$, une et une seule valeur propre est localisée à l'intérieur du cercle unitaire.*

Démonstration (Proposition 8) : L'indétermination réelle apparaît dans le modèle lorsque au moins une des valeurs propres du polynôme caractéristique est localisée à l'intérieur du cercle unitaire. Dans ce cas, les conditions telles que $|\lambda| = 1$ sont examinées. λ est une des valeurs propres de l'équation log-linéarisée caractérisant la dynamique locale

de l'économie. Le polynôme caractéristique associé à la version log-linéarisée de l'économie, $P(\cdot)$ (voir la démonstration de la proposition 3), satisfait :

$$\begin{aligned} P(1) &= \frac{1+\beta}{\beta} - \frac{1+\beta\theta^2}{\beta\theta} \\ P(-1) &= \frac{1+\beta}{\beta} + \frac{1+\beta\theta^2 - 2\omega(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\beta\theta} \end{aligned}$$

Seules deux valeurs de θ sont compatibles avec le cas où $P(1) = 0$: $\theta = 1$ et $\theta = 1/\beta$.

Ainsi, comme il est supposé que $\theta \in]0, 1[$, aucune de ces deux valeurs n'est pertinente.

La possibilité d'apparition d'indétermination réelle, associée à $P(-1) = 0$, est maintenant étudiée. Résoudre cette condition pour θ correspond à résoudre :

$$Q(\theta) \equiv \theta^2 + \frac{1+\beta}{\beta} \left[\frac{1+2\omega}{1-2\omega} \right] \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

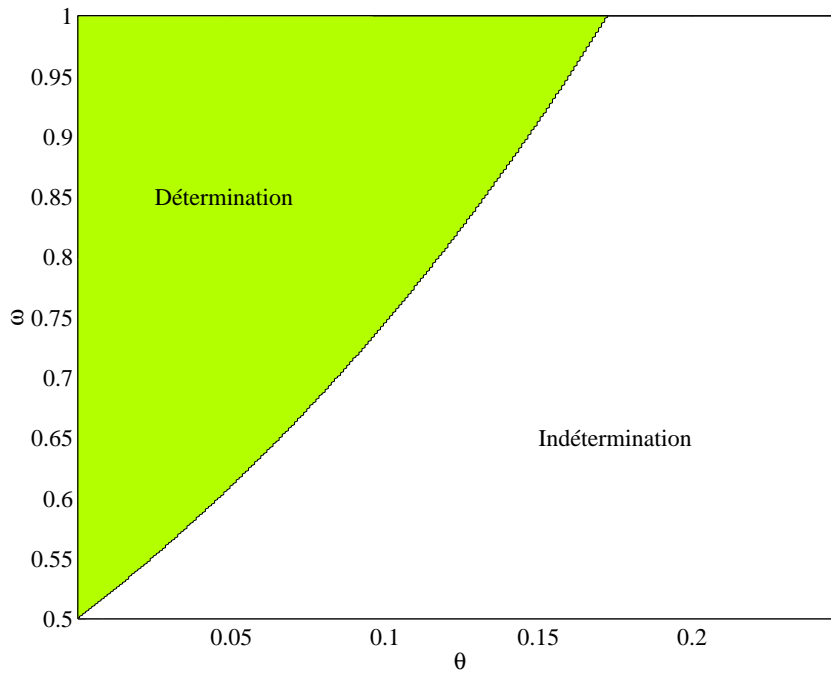
Tout d'abord, il est à noter que :

$$Q'(\theta) < 0 \text{ pour } \theta < \theta_0 \equiv \frac{1+\beta}{2\beta} \left[\frac{1+2\omega}{2\omega-1} \right]$$

Ainsi, lorsque $\omega > 1/2$ alors $\theta_0 > 1$ car $\beta \in]0, 1[$. $Q(\theta)$ est donc strictement décroissante pour $\theta \in]0, 1[$. Par ailleurs, $Q(0) = 1/\beta > 0$ et $Q(1) = 2(1+\beta)/\beta(1-2\omega) < 0$ tant que $\omega > 1/2$. En d'autres termes, il existe une valeur unique de $\theta^* \in]0, 1[$ telle que $Q(\theta) = 0$. Enfin, tant que $Q(\theta)$ est strictement décroissante, $Q(\theta) < 0$ (de façon identique, $P(-1) > 0$) pour tout $\theta > \theta^*$.

Le graphique 3.4 représente les zones de détermination et d'indétermination en fonction du paramètre de persistance des habitudes, θ et du paramètre représentant la part des dépenses privées dans le produit à l'état stationnaire, $\omega = c^*/y^* \equiv 1 - g^*/y^*$. Pour ce faire, nous posons ici $\sigma_s = 1$ et $\sigma_h = 0$. Ce graphique montre que l'indétermination réelle apparaît plus facilement dans l'économie lorsque la part des dépenses privées dans le produit est faible ou inversement lorsque la part des dépenses gouvernementales est élevée. En effet, une diminution de ω réduit, *ceteris paribus*, l'effet de la taxe inflationniste. L'indétermination apparaît alors pour une complémentarité intertemporelle des préférences plus faible. Quand la part des dépenses du gouvernement devient suffisamment importante ($\omega \approx 1/2$ et $\theta^* \approx 0$), le modèle génère de l'indétermination réelle quelle que soit la valeur du paramètre de persistance des habitudes.

GRAPH. 3.4 – Zones de détermination et d'indétermination



Note : Cette figure est obtenue pour $\sigma_s = 1$, $\sigma_h = 0$ et $\beta = 0.99$.

Proposition 9 *Il existe une valeur seuil $\tilde{\theta} \in]\theta^*, 1[$ telle que la racine stable soit strictement positive.*

Démonstration (Proposition 9) : Afin de déterminer les conditions pour lesquelles la valeur propre stable est positive, on détermine les conditions sur θ telles que $P(0) = 0$. Ceci est équivalent à étudier :

$$R(\theta) \equiv \theta^2 - \left[\frac{\omega(1+\beta) + 1}{\omega\beta} \right] \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

Tout d'abord, il faut noter que :

$$R'(\theta) < 0 \text{ pour } \theta < \theta_1 \equiv \frac{\omega(1+\beta) + 1}{2\omega\beta}$$

Ainsi, comme $\beta \in]0, 1[$ et $\omega \in]0, 1[$ alors $\theta_1 > 1$. Ceci implique que $R(\theta)$ est strictement décroissante pour tout $\theta \in]0, 1[$. Par ailleurs, $R(0) = 1/\beta > 0$ et $R(1) = -1/(\omega\beta) < 0$. Ainsi, il existe une valeur unique $\tilde{\theta} \in]0, 1[$ telle que $R(\theta) = 0$. Enfin, étant donné que $R(\theta)$ est strictement décroissante, $R(\theta) < 0$ (à l'identique $P(0) > 0$) pour tout $\theta > \tilde{\theta}$. Ceci vérifie alors l'existence de $\tilde{\theta}$.

Afin de vérifier que $\tilde{\theta} \geq \theta^*$, le signe de $R(\theta) - Q(\theta)$ est étudié :

$$R(\theta) - Q(\theta) = \frac{\theta(2 + \omega\beta)}{\beta}$$

Celui-ci est strictement positif. Tant que $R(\theta)$ et $Q(\theta)$ sont décroissants, on a $\tilde{\theta} > \theta^*$.

La proposition suivante met en exergue la sensibilité de θ^* et $\tilde{\theta}$ à la part de la consommation privée, à l'état stationnaire, ω .

Proposition 10 *Les valeurs seuils θ^* et $\tilde{\theta}$ satisfont $d\theta^*/d\omega > 0$ et $d\tilde{\theta}/d\omega > 0$.*

Démonstration (Proposition 10) : Les propriétés de θ^* sont maintenant étudiées.

Rappelons que les propriétés de θ^* sont définies par :

$$Q(\theta) \equiv \theta^2 + \frac{1 + \beta}{\beta} \left[\frac{1 + 2\omega}{1 - 2\omega} \right] \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

La différenciation totale de cette équation donne :

$$\alpha_\theta d\theta + \alpha_\omega d\omega = 0$$

où

$$\begin{aligned} \alpha_\theta &= 2\theta - \frac{1 + \beta}{\beta} \frac{1 + 2\omega}{2\omega - 1} \\ \alpha_\omega &= \frac{(1 + \beta)\theta}{\beta(2\omega - 1)^2} \end{aligned}$$

Etant donné que $\theta \in]0, 1[$, $\omega \in]0, 1[$ et $\beta \in]0, 1[$, alors $\alpha_\theta < 0$ et $\alpha_\omega > 0$

Les propriétés de $\tilde{\theta}$ sont maintenant étudiées. Rappelons que les propriétés de $\tilde{\theta}$ sont définies par :

$$R(\theta) \equiv \theta^2 - \left[\frac{\omega(1 + \beta) + 1}{\omega\beta} \right] \theta + \frac{1}{\beta} = 0$$

La différenciation totale de l'équation précédente donne :

$$\gamma_\theta d\theta + \gamma_\omega d\omega = 0$$

où

$$\begin{aligned} \gamma_\theta &= 2\theta - \frac{1 + \omega(1 + \beta)}{\omega\beta} \\ \gamma_\omega &= \frac{\theta}{\omega^2\beta} \end{aligned}$$

Etant donné que $\theta \in]0, 1[$, $\omega \in]0, 1[$ et $\beta \in]0, 1[$, alors $\gamma_\theta < 0$ et $\gamma_\omega > 0$.

La proposition 10 montre donc qu'une faible valeur de la part de la consommation privée dans le produit (ou une valeur élevée de la part de la consommation du gouvernement dans le produit) implique que le modèle génère de l'indétermination réelle pour de plus faibles valeurs du paramètre de persistance des habitudes. En effet, si ω décroît, l'effet de la taxe inflationniste est réduit. L'indétermination apparaît alors pour une plus faible complémentarité intertemporelle des préférences. Lorsque $\omega \rightarrow 1/2$ alors $\theta^* \rightarrow 0$. Dans ce cas extrême, l'indétermination réelle apparaît dans l'économie quel que soit le niveau de persistance des habitudes de consommation.

A.3 Monnaie dans la fonction d'utilité

Processus séquentiel « monnaie dans la fonction d'utilité »

Les préférences du ménage sont caractérisées par la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau U \left(c_{t+\tau} - \theta c_{t+\tau-1}, \frac{M_{t+\tau+1}}{P_{t+\tau}}, h_{t+\tau} \right) \quad (3.45)$$

où $0 < \beta < 1$ est un facteur d'escompte constant, c correspond au panier de consommation domestique, M/P correspond aux encaisses réelles et h est la quantité d'heures offertes par le ménage représentatif. La fonction d'utilité instantanée, $U(C, \frac{M}{P}, h) : \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}_+ \times [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ est croissante et concave en c et M/P . Elle prend la forme suivante :

$$U \left(c_t - \theta c_{t-1}, \frac{M_{t+1}}{P_t}, h_t \right) = \frac{1}{1-\sigma} \left[\left((c_t - \theta c_{t-1})^\eta + a \left(\frac{M_{t+1}}{P_t} \right)^\eta \right)^{\frac{1-\sigma}{\eta}} - 1 \right] - h_t$$

avec $a > 0$, $\eta < 1$, $\sigma > 0$ et $\sigma \neq 1$.

A chaque période, le ménage représentatif fait face à la contrainte budgétaire suivante :

$$c_t + \frac{M_{t+1}}{P_t} \leq w_t h_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{N_t}{P_t} \quad (3.46)$$

Par la suite, on note $m_{t+1} = M_{t+1}/P_t$, $\psi_t = (s_t^\eta + a m_{t+1}^\eta)^{\frac{1}{\eta}}$ et $s_t = c_t - \theta c_{t-1}$.

Les conditions du premier ordre sont données par :

$$z_t - \beta\theta E_t z_{t+1} = \lambda_t \quad (3.47)$$

$$1 = \lambda_t w_t \quad (3.48)$$

$$az_t \left(\frac{m_{t+1}}{s_t} \right)^{\eta-1} = \lambda_t - \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \quad (3.49)$$

où $z_t = s_t^{\eta-1} \psi_t^{1-\sigma-\eta}$.

A l'équilibre, on a $c_t = y_t = h_t$, $w_t = 1$ et $m_{t+1} = \gamma m_t / \pi_t$.

Tout d'abord, il est à noter, qu'à l'équilibre, l'équation (3.47) se réécrit :

$$z_t - \beta\theta E_t z_{t+1} = 1$$

Ceci implique alors que $z_t = (1 - \beta\theta)^{-1}$ le long de l'ensemble du sentier d'équilibre de l'économie.

Etat stationnaire :

$$z = (1 - \beta\theta)^{-1} \quad (3.50)$$

$$s = (1 - \theta)c \quad (3.51)$$

$$az \left(\frac{m}{s} \right)^{\eta-1} = \frac{\pi - \beta}{\pi} \quad (3.52)$$

$$\pi = \gamma \quad (3.53)$$

$$\left(\frac{\psi}{s} \right)^{\eta} = \left(1 + \frac{\pi - \beta}{\pi} \frac{1 - \beta\theta}{1 - \theta} \zeta \right) \text{ où } \zeta = m/c \quad (3.54)$$

Approximation log-linéaire du système précédent :

$$\widehat{\psi}_t = \omega \widehat{s}_t + (1 - \omega) \widehat{m}_{t+1} \quad (3.55)$$

$$(\eta - 1) \widehat{s}_t + (1 - \sigma - \eta) \widehat{\psi}_t = 0 \quad (3.56)$$

$$\widehat{s}_t = \frac{\widehat{c}_t}{1 - \theta} - \frac{\theta}{1 - \theta} \widehat{c}_{t-1} \quad (3.57)$$

$$\widehat{m}_t = \widehat{m}_{t-1} - \pi_t \quad (3.58)$$

$$(\eta - 1)(\widehat{m}_{t+1} - \widehat{s}_t) = \frac{\beta}{\gamma - \beta} E_t(\widehat{\pi}_{t+1}) \quad (3.59)$$

où $\omega = \frac{\gamma(1-\theta)}{\gamma(1-\theta) + (\gamma-\beta)(1-\beta\theta)\zeta}$. Il faut remarquer que $\omega \in]0, 1[$ tant que le taux de croissance moyen de l'offre de monnaie est supérieur ou égal à zéro ($\gamma > 1$), et ce pour tout $\theta \in]0, 1[$. En substituant les équations (3.55) et (3.56) dans l'équation (3.57), la loi d'évolution de la consommation est donnée par :

$$\widehat{c}_t = \theta \widehat{c}_{t-1} + \frac{(1-\omega)(1-\eta-\sigma)}{\omega\sigma + (1-\eta)(1-\omega)} \widehat{m}_{t+1} \quad (3.60)$$

En substituant cette équation de la loi d'évolution de la monnaie dans l'équation (3.59), le comportement dynamique du taux d'inflation est donné par :

$$E_t(\widehat{\pi}_{t+1}) = \frac{\sigma(\gamma-\beta)(\eta-1)}{\beta(\omega\sigma + (1-\omega)(1-\eta))} (\widehat{m}_t - \widehat{\pi}_t) \quad (3.61)$$

Le système formé par les équations (3.58) et (3.61) est autonome au regard de l'équation (3.60). Par ailleurs, ce système est déterminé si et seulement si le nombre de valeurs propres localisé à l'extérieur du cercle unitaire est égal au nombre de variables libres. Dans ce modèle, la seule variable libre est le taux d'inflation. Le système est donc déterminé si et seulement si ses deux valeurs propres sont localisées à l'extérieur du cercle unitaire. Le système peut être réécrit comme suit :

$$E_t x_{t+1} = J x_t$$

où $x_t = \{\widehat{m}_t, \widehat{\pi}_t\}$ et

$$J = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ \nu & -\nu \end{pmatrix} \text{ avec } \nu = \frac{\sigma(\gamma-\beta)(\eta-1)}{\beta(\omega\sigma + (1-\omega)(1-\eta))}$$

Les deux valeurs propres du système sont égales à 0 et $1-\nu$. Il a été montré que $\omega \in]0, 1[$ pour tout $\theta \in]0, 1[$. De plus, par hypothèse, $\eta < 1$, $\beta \in]0, 1[$, $\sigma > 0$ et $\sigma \neq 1$, ainsi $\nu < 0$. Par conséquent, quelle que soit la valeur de $\theta \in]0, 1[$ l'équilibre du modèle est stable au sens du point-selle.

Processus séquentiel « contrainte d'encaisses préalables »

Dans cette section, le ménage évalue les encaisses monétaires qu'il transfère de la période précédente plutôt que celles qu'il acquiert au cours de la période présente. Par conséquent,

la fonction d'utilité instantanée se réécrit comme suit :

$$U\left(c_t - \theta c_{t-1}, \frac{M_t}{P_t}, \ell_t\right) = \frac{1}{1-\sigma} \left[\left((c_t - \theta c_{t-1})^\eta + a \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^\eta \right)^{\frac{1-\sigma}{\eta}} - 1 \right] - h_t$$

avec $\eta < 1$, $\sigma > 0$ et $\sigma \neq 1$.

En utilisant les notations de la section précédente, les conditions du premier ordre associées au problème de maximisation du ménage sont :

$$z_t - \beta\theta E_t z_{t+1} = \lambda_t \quad (3.62)$$

$$1 = \lambda_t w_t \quad (3.63)$$

$$\lambda_t = \beta E_t a \frac{z_{t+1}}{\pi_{t+1}} \left(\frac{m_{t+1}}{\pi_{t+1} s_{t+1}} \right)^{\eta-1} + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \quad (3.64)$$

Par ailleurs, $\psi_t = \left(s_t^\eta + a \left(\frac{m_t}{\pi_t} \right)^\eta \right)^{\frac{1}{\eta}}$.

A l'équilibre, $c_t = y_t = h_t$, $w_t = 1$. Ainsi, le système précédent se réduit à :

$$z_t - \beta\theta E_t z_{t+1} = 1 \quad (3.65)$$

$$1 = \beta E_t a \frac{z_{t+1}}{\pi_{t+1}} \left(\frac{m_{t+1}}{\pi_{t+1} s_{t+1}} \right)^{\eta-1} + \beta E_t \frac{1}{\pi_{t+1}} \quad (3.66)$$

z_t est donc constant ($z_t = (1 - \beta\theta)^{-1}$) le long du sentier dynamique de l'économie.

Etat stationnaire :

$$z = (1 - \beta\theta)^{-1} \quad (3.67)$$

$$s = (1 - \theta)c \quad (3.68)$$

$$\beta a \frac{z}{\pi} \left(\frac{m}{\pi s} \right)^{\eta-1} = \frac{\pi - \beta}{\pi} \quad (3.69)$$

$$\pi = \gamma \quad (3.70)$$

$$\left(\frac{\psi}{s} \right)^\eta = \left(1 + \frac{\pi - \beta}{\beta} \frac{1 - \beta\theta}{1 - \theta} \zeta \right) \text{ où } \zeta = m/c \quad (3.71)$$

Approximation log-linéaire du système précédent :

$$\widehat{\psi}_t = \omega \widehat{s}_t + (1 - \omega)(\widehat{m}_t - \widehat{\pi}_t) \quad (3.72)$$

$$(\eta - 1)\widehat{s}_t + (1 - \sigma - \eta)\widehat{\psi}_t = 0 \quad (3.73)$$

$$\widehat{s}_t = \frac{\widehat{c}_t}{1 - \theta} - \frac{\theta}{1 - \theta}\widehat{c}_{t-1} \quad (3.74)$$

$$\widehat{m}_{t+1} = \widehat{m}_t - \widehat{\pi}_t \quad (3.75)$$

$$(\gamma + (\gamma - \beta)(\eta - 1))E_t\widehat{\pi}_{t+1} = (\gamma - \beta)(\eta - 1)E_t(\widehat{m}_{t+1} - \widehat{s}_{t+1}) \quad (3.76)$$

où $\omega = \frac{\beta(1-\theta)}{\beta(1-\theta) + (\gamma-\beta)(1-\beta\theta)\zeta}$. Il est à noter que $\omega \in]0, 1[$ tant que le taux de croissance moyen de l'offre de monnaie est supérieur ou égal à zéro ($\gamma > 1$), et ce pour tout $\theta \in]0, 1[$. En remplaçant les équations (3.72) et (3.73) dans l'équation (3.74), la loi d'évolution de la consommation est obtenue et donnée par :

$$\widehat{c}_t = \theta\widehat{c}_{t-1} + \frac{(1 - \omega)(1 - \eta - \sigma)}{\omega\sigma + (1 - \eta)(1 - \omega)}(\widehat{m}_t - \widehat{\pi}_t) \quad (3.77)$$

En remplaçant l'équation précédente et la loi d'évolution de la monnaie dans l'équation (3.76), la dynamique du taux d'inflation est obtenue et donnée par :

$$E_t(\widehat{\pi}_{t+1}) = \frac{\gamma(\omega\sigma + (1 - \omega)(1 - \eta))}{\gamma(\omega\sigma + (1 - \omega)(1 - \eta)) + \sigma(\gamma - \beta)(\eta - 1)}(\widehat{m}_t - \widehat{\pi}_t) \quad (3.78)$$

Comme dans le cas précédent, le système peut être réécrit sous la forme matricielle suivante

$$E_t x_{t+1} = J x_t$$

où $x_t = \{\widehat{m}_t, \widehat{\pi}_t\}$ et

$$J = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ \nu & -\nu \end{pmatrix} \text{ avec } \nu = \frac{\gamma(\omega\sigma + (1 - \omega)(1 - \eta))}{\gamma(\omega\sigma + (1 - \omega)(1 - \eta)) + \sigma(\gamma - \beta)(\eta - 1)}$$

Comme dans le cas précédent, les deux valeurs propres du système sont donc 0 et $1 - \nu$.

Par ailleurs, $1 - \nu$ peut être réécrit sous la forme suivante :

$$1 - \nu = \frac{1}{1 - \frac{\sigma(1-\eta)(\gamma-\beta)}{\gamma(\omega\sigma + (1-\omega)(1-\eta))}}$$

On sait que $\eta < 1$, $\beta \in (0, 1)$, $\omega \in (0, 1)$, $\gamma \geq 1$, $\sigma > 0$ et $\sigma \neq 1$. Ainsi, $1 - \nu > 1$. Dans ce cas, l'équilibre du modèle est toujours stable au sens du point selle.

A.4 Solutions pour lesquelles l'équilibre est indéterminé

Les solutions pour lesquelles l'équilibre est indéterminé ($\theta > \theta^*$) sont obtenues en utilisant la démarche suivante. Etant donné la spécification des préférences utilisée, la dynamique du produit est donnée par l'équation suivante :

$$E_t \hat{y}_{t+2} - \frac{1+\beta}{\beta} E_t \hat{y}_{t+1} + \left[\frac{1}{\beta} - \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\beta\theta} \right] \hat{y}_t = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\beta\theta} E_t \hat{\gamma}_{t+1} \quad (3.79)$$

où $\hat{\gamma}_t$ correspond au pourcentage de changement de la croissance monétaire.

Nous pouvons réécrire l'équation (3.79) de la façon suivante :

$$E_t \hat{y}_{t+2} + a_1 E_t \hat{y}_{t+1} + a_2 \hat{y}_t = E_t \hat{\gamma}_{t+1}$$

avec

$$\begin{aligned} a_1 &= -\frac{1+\beta}{\beta} \\ a_2 &= \left[\frac{1}{\beta} - \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\beta\theta} \right] \\ a_3 &= \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\beta\theta} \end{aligned}$$

En utilisant l'opérateur retard L , nous obtenons alors :

$$(1 - \lambda L)(1 - \mu L) E_t \hat{y}_{t+2} = a_3 E_t \hat{\gamma}_{t+1}$$

avec

$$\begin{aligned} a_1 &= -(\lambda + \mu) \\ a_2 &= \lambda\mu \end{aligned}$$

Nous éliminons la partie explosive λ et nous utilisons les formules de Sargent [1987]. En écrivant que $E_t \hat{x}_{t+2} = (1 - \mu L) E_t \hat{y}_{t+2}$, on a alors :

$$E_t \hat{x}_{t+2} = \frac{a_3}{\lambda L} E_t \frac{\hat{\gamma}_{t+1}}{(1 - \lambda L)}$$

Cette équation est alors développée :

$$\begin{aligned} E_t \hat{x}_{t+2} &= -\frac{a_3}{\lambda L} E_t \frac{\hat{\gamma}_{t+1}}{(1 - \frac{F}{\lambda})} \\ E_t \hat{x}_{t+2} &= -\frac{a_3}{\lambda L} E_t \sum_{i=0}^{\infty} F^i \lambda^{-i} \hat{\gamma}_{t+1} \\ E_t \hat{x}_{t+1} &= -\frac{a_3}{\lambda L} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^{-i} \hat{\gamma}_{t+1+i} \end{aligned}$$

avec F qui correspond à l'opérateur avance.

Dans ce cas, nous obtenons que :

$$(1 - \mu L)E_t \hat{y}_{t+1} = -\frac{a_3}{\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^{-i} \rho_\gamma^{1+i} \hat{\gamma}_t$$

Cette équation est alors développée :

$$\begin{aligned} E_t \hat{y}_{t+1} &= \mu \hat{y}_t - \frac{a_3}{\lambda} \rho_\gamma \frac{1}{1 - \lambda^{-1} - \rho_\gamma} \hat{\gamma}_t \\ E_t \hat{y}_{t+1} &= \mu \hat{y}_t - \frac{a_3}{\lambda} \rho_\gamma \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{\rho_\gamma}{\lambda} \right]^i \hat{\gamma}_t \\ E_t \hat{y}_{t+1} &= \mu \hat{y}_t - a_3 \rho_\gamma \frac{1}{\lambda - \rho_\gamma} \hat{\gamma}_t \end{aligned}$$

Dans ce cas on a :

$$E_{t-1} \hat{y}_t = \mu \hat{y}_{t-1} - a_3 \rho_\gamma \frac{1}{\lambda - \rho_\gamma} \hat{\gamma}_{t-1}$$

En écrivant $\hat{y}_t = E_{t-1} \hat{y}_t + \eta_t$ où η_t correspond à une suite en différence de type martingale et en remplaçant a_3 par sa valeur, on obtient :

$$\hat{y}_t = \mu \hat{y}_{t-1} - \frac{\rho_\gamma \lambda}{\lambda - \rho_\gamma} \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\beta\theta} \hat{\gamma}_{t-1} + \eta_t$$

Conclusion générale

Bilan de la thèse

L'examen du mécanisme de substitution intertemporelle au coeur du modèle fishérien d'allocation intertemporelle des ressources est comme nous venons de le voir tout au long de cette thèse, riche d'enseignement. En effet, afin de reproduire les faits monétaires stylisés identifiés à l'aide d'un modèle VAR, le comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation, le mécanisme de transmission de la politique monétaire et l'effet de liquidité, affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle est nécessaire. Pour ce faire, nous avons examiné l'hypothèse de persistance dans le comportement de consommation des ménages et en avons montré la pertinence. La méthodologie utilisée dans le premier chapitre consistait à évaluer si les restrictions imposées par une équation d'Euler provenant d'un modèle intertemporel avec persistance des habitudes sont vérifiées conditionnellement à une histoire monétaire. Nous avons alors estimé le paramètre de persistance des habitudes de consommation à l'aide de la méthode des moments. Les résultats obtenus mettent en évidence l'existence d'un phénomène de persistance des habitudes dont l'ampleur est similaire à celle d'autres études empiriques. De plus, le modèle n'est jamais rejeté par les données. En d'autres termes, l'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation est pertinente car elle permet d'affaiblir le mécanisme contre-factuel de substitution intertemporelle. En effet, lorsque cette hypothèse est considérée, l'augmentation de consommation future due au mécanisme de substitution intertemporelle est plus faible. Ainsi, les ménages ajustent leurs niveaux de consommation de façon graduelle à des chocs non-anticipés. Enfin, au regard des résidus de l'équation d'Euler, on montre que le modèle avec persistance des habitudes permet de mieux représenter le comportement joint

des variables considérées que le modèle avec séparabilité temporelle. Cependant, ce modèle échoue dans la représentation de ces variables à l'impact du choc de politique monétaire.

Dans le second chapitre, la complémentarité intertemporelle est utilisée afin de reproduire un effet de liquidité persistant. Pour ce faire, nous considérons un modèle monétaire à participation limitée qui permet de reproduire cet effet mais qui échoue dans la prise en compte de sa persistance. En effet, dès lors que cette hypothèse de participation limitée ne s'applique plus, le modèle se comporte comme un modèle à contrainte d'encaisses préalables. La taxe inflationniste l'emporte alors sur l'effet de liquidité. L'ampleur de l'effet de liquidité reproduit dans ce modèle n'est donc pas suffisante au regard des faits. Par ailleurs, la réponse de la consommation est contre factuelle. En effet, elle répond de façon négative à une politique monétaire expansionniste alors que l'on observe le phénomène inverse dans les données. Afin d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, mécanisme central de la taxe inflationniste, l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages est introduite dans un modèle à participation limitée. Cette hypothèse permet d'augmenter la persistance des effets d'un choc de politique monétaire. L'effet de liquidité ainsi reproduit est persistant et donc pertinent au regard des données. Il faut cependant noter que la réponse de la consommation reste, à l'impact du choc monétaire contre-factuelle au regard des données.

Dans le dernier chapitre, nous re-considérons le modèle standard à contrainte d'encaisses préalables dont le mécanisme central, contre-factuel au regard des données (la taxe inflationniste) est liée à l'effet de substitution intertemporel. Nous montrons alors qu'introduire de la non-séparabilité temporelle dans les décisions de consommation dans ce modèle a pour conséquence l'apparition du phénomène d'indétermination réelle pour des valeurs cohérentes, au regard des estimations empiriques, du paramètre de persistance des habitudes. Nous exploitons ce phénomène en considérant les croyances des agents en la monnaie. Ainsi, lorsque les croyances des agents ne sont pas corrélées avec la politique monétaire, les prix restent parfaitement flexibles et la monnaie est totalement neutre dans le modèle. Dans ce cas, on retrouve la théorie quantitative de la monnaie. A l'inverse, lorsque les croyances des agents sont positivement corrélées avec l'injection monétaire,

une rigidité des prix purement endogène apparaît dans le modèle, sans qu'aucune hypothèse supplémentaire concernant le marché des biens ou du travail ne soit nécessaire. Dans ce contexte, suite à une injection monétaire, le produit répond positivement, et ce de façon persistante. Ainsi, le modèle permet de reproduire le mécanisme de transmission monétaire. Enfin, dans ce même cas, le modèle permet de reproduire l'effet de liquidité. Ainsi, lorsque les croyances des agents sont positivement corrélées à une modification de la politique monétaire, le modèle standard à contrainte d'encaisses préalables augmenté du phénomène de persistance des habitudes de consommation des ménages est capable de reproduire le mécanisme de transmission de la politique monétaire ainsi que l'effet de liquidité.

Pistes de recherche

Tout d'abord, la méthodologie proposée dans le premier chapitre consiste à tester les restrictions imposées par l'équation d'Euler conditionnellement à l'histoire monétaire. Nous avons utilisé cette méthode originale afin de tester la pertinence de l'hypothèse de persistance des habitudes. Cependant, il est concevable de l'appliquer à d'autres évaluations. Tout d'abord, les préférences peuvent être modifiées. Nous pourrions, par exemple tester la pertinence de la spécification proposée par Epstein et Zin (voir Epstein et Zin [1989] et [1991]) conditionnellement à l'histoire monétaire. La relation entre le paramètre d'aversion au risque et l'élasticité de substitution intertemporelle impliquée par cette spécification des préférences pourrait alors être testée. De plus, nous pourrions tester dans le même cadre l'intérêt de l'hypothèse de préférences hyperboliques (voir Laibson [1997] et Harris et Laibson [2001]) qui supposent que les agents sont patients à court terme mais impatients à long terme, la politique monétaire ayant un impact à court terme. Des perspectives intéressantes semblent, par ailleurs, pouvoir émerger de l'examen de la complémentarité entre consommation et monnaie particulièrement en ce qui concerne l'estimation de la théorie du revenu permanent. Les tests de la théorie du revenu permanent habituellement menés à partir de fonctions d'utilité séparables entre monnaie et consommation connaissant de fortes difficultés empiriques (voir Flavin [1981]). Ils gagneraient, d'après cet auteur, à être effectués sur des fonctions d'utilité non séparables, et à forte complémentarité entre

consommation et encaisses. Enfin, nous pourrions utiliser la même méthodologie en modifiant les structures de marché et en considérant, par exemple, un modèle intertemporel où les agents effectuent leurs choix d'allocation des ressources conditionnellement à une contrainte budgétaire mais également à une contrainte d'encaisses préalables ou à une contrainte de non-endettement.

Par ailleurs, le modèle à participation limitée avec persistance des habitudes de consommation décrit dans le second chapitre permet de reproduire un effet de liquidité persistant. Cependant, la consommation réagit négativement à une injection monétaire et est donc contre-factuelle au regard des données. L'hypothèse de persistance des habitudes ne permet pas de modifier ce résultat. En effet, comme nous l'avons vu, cette hypothèse permet d'amplifier les mécanismes de propagation rendant alors l'effet de liquidité persistant. Une extension peut consister à considérer un modèle à participation limitée où les salaires sont introduits dans la contrainte d'encaisses préalables (voir Christiano et Eichenbaum [1992b]). Dans ce cadre, les agents utilisent de la monnaie ainsi que leur salaire pour consommer. La réponse de la consommation à une injection monétaire est alors positive mais ne dure, du fait du mécanisme de substitution intertemporelle, qu'une période. Introduire l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages doit donc permettre de reproduire dans un modèle à participation limitée avec salaires dans la contrainte d'encaisses un effet de liquidité persistant et la réponse de la consommation à une modification de la politique monétaire.

Enfin, une extension possible consiste à évaluer les propriétés quantitatives du modèle proposée dans le dernier chapitre. Nous pourrions observer statistiquement les conditions nécessaires à l'indétermination. Il s'agit d'estimer à l'aide de la méthode des moments généralisés les paramètres de la relation d'équilibre associée à la forme structurelle du modèle. En utilisant cette méthode, il est possible de tester les conditions nécessaires à l'indétermination (voir Fève et Langot [1996]). Conditionnellement à cette étape, nous pouvons chercher à identifier la corrélation des innovations (qui sont des différences de martingale) aux innovations de chacun des chocs considéré. On peut alors mesurer l'effet d'une croyance spécifique. Il pourrait être intéressant de discuter la forme

des croyances monétaires et leurs conséquences sur le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Bibliographie

- ABEL, A., Asset Prices under Habit Formation and catching up with the Joneses, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1990, 80 (2), 38–42.
- , Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium, *Journal of Monetary Economics*, 1999, 43 (1), 3–33.
- AKAIKE, H., Likelihood of a Model and Information Criteria, *Journal of Econometrics*, 1981, 16 (1), 3–14.
- ALESSIE, R. ET A. LUSARDI, Consumption, Saving and Habit Formation, *Economics Letters*, 1997, 55 (1), 103–108.
- ANDO, A. ET F. MODIGLIANI, The Permanent Income and Life Cycle Hypothesis of Saving Behavior : Comparison and Tests, in I. Friend et R. Jones, éditeurs, *Consumption and Saving*, Philadelphia : University of Pennsylvania Press, 1960.
- ANDRES, A., J.D. LOPEZ-SALIDO, ET J. VALLES, Intertemporal Substitution and the Liquidity Effect in a Sticky Price Model, *European Economic Review*, 2002, 46 (8), 1399–1421.
- ATKESON, A., *On the Effect of Liquidity Constraints on Nominal Interest Rates*, mimeo, University of Chicago 1991.
- ATTANASIO, O. ET G. WEBER, Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation, *The Review of Economic Studies*, 1993, 60 (3), 631–649.
- AURAY, S. ET C. GALLÈS, *Consumption Growth and the Real Interest Rate following a Monetary Policy Shock : Is the Habit Persistence Assumption Relevant ?*, mimeo, GREMAQ 2002.

- , F. COLLARD, ET P. FÈVE, Habit Persistence and Beliefs Based Liquidity Effect, *Economics Bulletin*, 2002, 5 (1), 1–7.
- , — , ET — , *Habit Persistence and Real Indeterminacy with Exogenous Money Growth Rule*, mimeo, GREMAQ 2002.
- , — , ET — , Real Indeterminacy in a Cash-in-advance Economy, in J.O.Hairault et H. Kempf, éditeurs, *Market Imperfections and Macroeconomic Dynamics*, Kluwer Academic Press, 2002, chapitre 7.
- AZARIADIS, C., Self-fulfilling Prophecies, *Journal of Economic Theory*, 1981, 25 (3), 380–396.
- ET R. COOPER, Nominal Wage-Price Rigidity as a Rational Expectations Equilibrium, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1985, 75 (2), 31–35.
- ET R. GUESNERIE, Prophécies Créatrices et Persistance des Théories, *Revue Economique*, 1982, 33, 787–806.
- BASU, S. ET J. G. FERNALD, Returns to Scale in U.S. Production : Estimates and Implications, *Journal of Political Economy*, 1997, 105 (2), 249–283.
- BAXTER, M., Approximating Suboptimal Dynamic Equilibria : An Euler Equation Approach, *Journal of Monetary Economics*, 1991, 28 (2), 173–200.
- BEAUDRY, P. ET A. GUAY, What Do Interest Rates Reveal about the Functioning of Real Business Cycle Models ?, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1996, 20 (9–10), 1661–1682.
- ET E. VAN WINCOOP, The Intertemporal Elasticity of Substitution : An Exploration using a US Panel of State Data, *Economica*, 1996, 63 (251), 495–512.
- ET M. DEVEREUX, Monetary Policy and the Real Exchange Rate in a Price Setting model of Monopolistic Competition, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1995, 48, 55–101. December.
- BECKER, G.S., Habits, addictions and traditions, *Kyklos*, 1992, 45, 327–346.
- , *Accounting for tastes*, Cambridge : Harvard University Press, 1996.
- BENASSY, J.P., Money and Wage Contracts in an Optimizing Model of the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics*, 1995, 35 (2), 303–315.

- , *Wage Contracts and Output Persistence in an Optimizing Model of the Business Cycle*, miméo, Cepremap 1999,b.
- BENHABIB, J. ET J. GALI, On Growth and Indeterminacy : Some Theory and Evidence, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1995, 43, 163–212. December.
- ET R. FARMER, Indeterminacy and Increasing Returns, *Journal of Economic Theory*, 1994, 63 (1), 19–41.
- ET — , Indeterminacy and Sector Specific Externalities, *Journal of Monetary Economics*, 1996, 37 (3), 397–419.
- ET — , Indeterminacy and Sunspots in Macroeconomics, in M. Woodford et J. Taylor, éditeurs, *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, 1999, chapitre 6.
- ET R.E.A. FARMER, The Monetary Transmission Mechanism, *Review of Economic Dynamics*, 2000, 3 (3), 523–550.
- BENNETT, R., Essays on Money. PhD dissertation, UCLA 1997.
- BERNANKE, B., Alternative Explanations of the Money–Income Correlation, *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986, 25, 49–99. Autumn.
- ET A. BLINDER, The federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, *American Economic Review*, 1992, 82 (4), 901–921.
- ET — , Measuring Monetary Policy, *American Economic Review*, 1998, 113 (3), 869–902.
- BLANCHARD, O.J, A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations, *American Economic Review*, 1989, 79 (5), 1146–1164.
- BLANCHARD, O.J. ET C. KAHN, The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations, *Econometrica*, 1980, 48 (5), 1305–1311.
- ET D. QUAH, The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, 1989, 79 (4), 655–673.
- ET M. WATSON, Are Business Cycles all Alike ?, in R. Gordon, éditeur, *The American Business Cycle : Continuity and Change*, University of Chicago Press, 1986.
- BLOCH, L. ET F. MAUREL, Consommation–Revenu permanent : un regard d'économètre, *Economie et Prévision*, 1991, 99, 113–144.

- BLOISE, G., S. BOSI, ET F. MAGRIS, *Sunspots, Money and Capital*, working paper 99-07, EPEE, Université Evry 1999.
- BOLDRIN, M., L.J. CHRISTIANO, ET J.D.M. FISHER, Habit Persistence, Asset Returns and the Business Cycle, *American Economic Review*, 2001, 91 (1), 149-166.
- BRAUN, P.A., G.M. CONSTANTIDINES, ET W.E. FERSON, Time Nonseparability in Aggregate Consumption, *European Economic Review*, 1993, 37 (5), 897-920.
- BROWN, T.M., Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour, *Econometrica*, 1952, 30, 335-371.
- BURNSIDE, C., M. EICHENBAUM, ET S.T. REBELO, Capacity Utilization and Returns to Scale, in S. Bernanke et Rotemberg J.J., éditeurs, *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge Mass MIT Press, 1995.
- CAGAN, P. ET A. GANDOLFI, The Lag in Monetary Policy as Implied by the Time Pattern of Monetary Effects on Interest Rates, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1969, 59 (2), 277-284.
- CALVO, G., On Models of Money and Perfect Foresight, *International Economic Review*, 1979, 20 (1), 83-103.
- CAMPBELL, J., *Consumption and the Stock Market : Interpreting International Experience*, Working Paper 5610, N.B.E.R. 1996.
- , Consumption and the Stock Market : Interpreting International Experience, *Swedish Economic Policy Review*, 1996, 3, 251-299. Autumn.
- , Asset Prices, Consumption and the Business Cycle, in J.B. Taylor et M. Woodford, éditeurs, *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam : North-Holland, 1999. Vol.1A.
- ET A. DEATON, Why Is Consumption So Smooth?, *The Review of Economic Studies*, 1989, 56 (3), 357-374.
- ET J.H. COCHRANE, *By Force of Habit : a Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior*, Working Paper 4995, N.B.E.R. 1995.
- ET —, By Force of Habit : A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior, *Journal of Political Economy*, 1999, 107 (2), 205-251.

- ET N. MANKIW, Consumption, Income, and Interest Rates : reinterpreting the Time Series Evidence, in O. Blanchard et S. Fischer, éditeurs, *N.B.E.R. Macroeconomics Annual*, Princeton University Press, 1989.
- ET — , The Response of Consumption to Income : a Cross-country Investigation, *European Economic Review*, 1991, 35 (4), 723–756.
- CARLSTROM, C. ET T. FUERST, *Forward Looking versus Backward Looking Taylor Rules*, Working Paper 0009, Federal Reserve Bank of Cleveland 2000.
- ET — , Timing and Real Indeterminacy in Monetary Models, *Journal of Monetary Economics*, 2001, 47 (2), 285–298.
- ET — , Money Growth Rules and Price Level Determinacy, *Review of Economic Dynamics*, 2003, 6 (2), 263–275.
- CARROL, C.D. ET D.N. WEIL, Saving and Growth : a Reinterpretation, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1994, 40, 133–192. June.
- , J. OVERLAND, ET D.N. WEIL, Saving and Growth with Habit Formation, *American Economic Review*, 2000, 90 (3), 341–355.
- CASS, D. ET K. SHELL, Do Sunspots Matter ?, *Journal of Political Economy*, 1983, 91 (2), 193–227.
- CHAPMAN, D.A., The cyclical properties of consumption growth and the real term structure, *Journal of Monetary Economics*, 1997, 39 (2), 145–172.
- CHARI, V.V., P.J. KEHOE, ET E.R. MCGRATTAN, Sticky Price Models of the Business Cycle : Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem ?, *Econometrica*, 2000, 68 (5), 1151–1179.
- CHIAPPORI, P.A. ET R. GUESNERIE, Rational Random Walks, *The Review of Economic Studies*, 1993, 60 (4), 837–864.
- CHO, J.O. ET T.F. COOLEY, The Business Cycle with Nominal Contracts, *Economic Theory*, 1995, 6 (1), 13–33.
- , — , ET L. PHANEUF, The Welfare Costs of Nominal Wage Contracting, *The Review of Economic Studies*, 1997, 64 (3), 465–484.

- CHRISTIANO, L.J., Understanding Japan's Saving Rate : the Reconstruction Hypothesis, 1989, *13* (2), 10–25. Spring 89.
- , Modelling the Liquidity effect of a Money Shock, *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, 1991, *15* (1), 3–34. Winter 91.
- ET C.J. GUST, *Taylor Rules in a Limited Participation Model*, Working Paper 7017, NBER 1999.
- ET M. EICHENBAUM, Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock, in L. Hercowitz et L. Leiderman, éditeurs, *Business Cycles, Growth and Political Economy*, Cambridge (MA) : MIT Press, 1992.
- ET —, Liquidity Effects and The Monetary Transmission Mechanism, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1992, *82* (2), 346–353.
- , —, ET C. EVANS, The effects of Monetary Policy shocks : Evidence from Flow and Funds, *The Review of Economics and Statistics*, 1996, *LXXVIII*, 17–34.
- , —, ET —, Monetary Policy Shocks : What Have we Learned and to What End ?, in M. Woodford et J. Taylor, éditeurs, *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, 1999, chapitre 3.
- , —, ET —, *Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of a Shock to Monetary Policy*, mimeo 2001.
- CLARIDA, R., J. GALI, ET M. GERTLER, Monetary Policy Rules and Macroeconomic stability : Evidence and Some Theory, *Quarterly Journal of Economics*, 2000, *CXV* (1), 147–180.
- CLOWER, R.W., A Reconsideration of the Microfoundations of Money, *Western Economic Journal*, 1967, *6* (4), 1–9.
- COCHRANE, J., The Return of the Liquidity Effect : A Study of the Short-Run Relation between Money Growth and Interest Rates, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1989, *7* (1), 75–83.
- COGLEY, J. ET T. NASON, Output Dynamics in Real Business Cycle Models, *American Economic Review*, 1995, *85* (3), 492–511.
- COHEN, D., Monnaie, richesse et dette des nations, *Annales d'Economie et de Statistique*, 1986. ed. du CNRS Monographie.

- CONSTANTIDINES, G.M., Habit Formation : A Resolution of the Equity Premium Puzzle, *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (3), 519–543.
- ET W. E. FERSON, Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption, *Journal of Financial Economics*, 1991, 29 (2), 199–240.
- COOLEY, T. ET E. PRESCOTT, Economic Growth and Business Cycles, in T. Cooley, éditeur, *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton, New–Jersey : Princeton University Press, 1995, chapitre 1.
- ET G. HANSEN, The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model, *American Economic Review*, 1989, 79 (4), 733–748.
- ET — , Money and the Business Cycle, in T. Cooley, éditeur, *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton, New–Jersey : Princeton University Press, 1995, chapitre 7.
- CROIX, D. DE LA ET J.P. URBAIN, Intertemporal Substitution in Import Demand and Habit Formation, *Journal of Applied Econometrics*, 1998, 13 (6), 589–612.
- DANTHINE, J.P., J.B. DONALDSON, ET R. MEHRA, On Some Computational aspects of Equilibrium Business Cycle Theory, *Journal of Economic dynamics and control*, 1989, 13 (3), 449–470.
- DEATON, A.S., *Understanding Consumption*, New York : Oxford university Press, 1992.
- DOTSEY, M. ET C.S. MAO, How Well Do Linear Approximation Methods Do ? The Production Tax Case, *Journal of Monetary Economics*, 1992, 29 (1), 25–58.
- DUESENBERY, J.S., *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge : Harvard University Press, 1949.
- DUNN, K. ET K. SINGLETON, Modelling the Term Structure of Interest Rates under Habit Formation and Durability of Goods, *Journal of Financial Economics*, 1986, 17 (1), 27–55.
- DYNAN, K.E., Habit Formation in Consumer Preferences : Evidence from Panel Data, *American Economic Review*, 2000, 90 (3), 391–407.
- EFRON, B., *The Jackknife, the Bootstrap and other Resampling Plans*, New–York : SIAM, 1982.

- EICHENBAUM, M. ET C.L. EVANS, Some Empirical Evidence on the effects of Shocks to monetary policy on Exchange Rates, *Quarterly journal of Economics*, 1995, 110 (4), 975–1010.
- ET L. HANSEN, Estimating Models with Intertemporal Substitution using Aggregate Time Series Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1988, 8, 53–69.
- , — , ET K. SINGLETON, A Time Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under uncertainty, *Quarterly Journal of Economics*, 1988, 79 (4), 733–748.
- EPSTEIN, L.G. ET S.E. ZIN, Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns : A Theoretical Framework, *Econometrica*, 1989, 57 (4), 937–969.
- FARMER, R.E., Nominal Price Stickiness as a Rational Expectations Equilibrium, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1992, 16 (2), 317–337.
- ET M. WOODFORD, *Self-Fulfilling Prophecies and the Business Cycle*, Working Paper 84–12, Center for Analytic Research in Economics and Social Science, University of Pennsylvania 1984.
- FARMER, R.E.A., Sticky Prices, *Economic Journal*, 1991, 101 (409), 1369–1379.
- , *The Macroeconomics of Self-Fulfilling Prophecies*, Cambridge (MA) : MIT Press, 1993.
- , Money in a Real Business Cycle Model, *Journal of Money Credit and Banking*, 1997, 29 (4), 568–611.
- , *The Macroeconomics of Self-Fulfilling Prophecies*, Cambridge (MA) : MIT Press, 1999.
- ET J.-T. GUO, Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis, *Journal of Economic Theory*, 1994, 63 (1), 42–73.
- ET — , The Econometrics of Indeterminacy : an Applied Study, *Carnegie Rochester Series in Public Policy*, 1995, 43, 225–271. December.
- ET M. WOODFORD, Self-Fulfilling Prophecies and the Business Cycle, *Macroeconomic Dynamics*, 1997, 1 (4), 740–769.

- FISHER, I., *The purchasing Power of Money*, New-York : Macmillan, 1911.
- , *The Theory of Interest : As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*, New-York : Macmillan, 1930.
- FLAVIN, M., The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, *Journal of Political Economy*, 1981, 89 (5), 974–1009.
- FRIEDMAN, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton : Princeton University Press, 1957.
- ET A.J. SCHWARTZ, *A Monetary History of the United States 1867-1960*, Princeton : Princeton University Press, 1963.
- FUERST, T.S., Liquidity, Loanable funds and Real Activity, *Journal of Monetary Economics*, 1992, 29 (1), 3–24.
- FUHRER, J.C., Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary–Policy Models, *American Economic Review*, 2000, 90 (3), 367–390.
- ET M.W. KLEIN, *Risky Habits : On Risk Sharing, Habit Formation, and the Interpretation of International Consumption Correlations*, Working Paper 6735, N.B.E.R. 1998.
- FÈVE, P. ET F. LANGOT, Unemployment and Business Cycle in a Small Open Economy, G.M.M. Estimation and Testing with French Data, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1996, 20 (9–10), 1609–1639.
- GALI, J., How Well Does the IS–LM Model Fit the Postwar Data?, *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107 (2), 709–738.
- , Monopolistic Competition, Business Cycles, and the Composition of Aggregate Demand, *Journal Economic Theory*, 1994, 63 (1), 73–96.
- , Multiple Equilibria in a Growth Model with Monopolistic Competition, *Economic Theory*, 1996, 8 (2), 251–266.
- GALLANT, J. ET G. TAUCHEN, Semiparametric Estimation of Conditionally Constrained Heterogeneous Processes : Asset Pricing Applications, *Econometrica*, 1989, 57 (5), 1091–1120.

- , L.P. HANSEN, ET G. TAUCHEN, Using Conditional Moments of Asset Payoffs to infer the Volatility of Intertemporal Marginal Rates of Substitution, *Journal of Econometrics*, 1990, 45 (1–2), 141–179.
- GEANAKOPOLOS, J.D. ET H.M. POLEMARCHAKIS, Walrasian Indeterminacy and Keynesian Macroeconomics, *The Review of Economic Studies*, 1986, 53 (5), 755–779.
- GERTLER, M. ET S. GILCHRIST, Monetary Policy, Business Cycles and the Behavior of Small Manufacturing Firms, *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109 (1), 18–31.
- GOURIÉROUX, C. ET A. MONFORT, *Statistiques et Modèles Économétriques*, Paris : Economica, 1996.
- GROSSMAN, S. ET L. WEISS, A Transaction-based Model of the Monetary Transmission Mechanism, *American Economic Review*, 1983, 73 (5), 871–880.
- GUESNERIE, R. ET M. WOODFORD, Endogenous Fluctuations, in J.J. Laffont, éditeur, *Advance in Economic Theory*, Cambridge University Press, 1992. Vol. 2.
- HABERLER, G., *Prosperity and Depression*, George Allen–Unwin, 1958. Londres.
- HADJIMATHEOU, G., *Consumer Economics after Keynes : Theory and Evidence of the Consumption Function*, Wheat Sheaf, 1987. Brighton Sussex.
- HAIRAULT, J.O., *Les Fluctuation Conjoncturelle : Cycles Réel et Cycles Monétaires*, Economica, 1995.
- ET F. PORTIER, Monnaie et Inflation dans un Modèle de Cycles Réels, *Recherches Economiques de Louvain*, 1993a, 59 (4), 427–461.
- HALL, R., Stochastic Implications of the Life–Cycle/Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 1978, 86 (6), 971–987.
- , Intertemporal Substitution in Consumption, *Journal of Political Economy*, 1988, 96 (2), 339–357.
- ET F. MISHKIN, The Sensitivity of Consumption to Transitory Income : Estimates from Panel data on Households, *Econometrica*, 1982, 50 (2), 461–481.
- HANSEN, G., Large Sample Properties of Generalized Method of Moments estimators, *Econometrica*, 1982, 50 (4), 1029–1054.

- , Indivisible Labor and the Business Cycles, *Journal of Monetary Economics*, 1985, 16 (3), 309–327.
- HANSEN, L.P. ET R. JAGANNATHAN, Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies, *Journal of Political Economy*, 1991, 99, 225–262.
- HARRIS, C. ET D. LAIBSON, Dynamic Choices of Hyperbolic Consumers, *Econometrica*, 2001, 69 (4), 935–957.
- HAYEK, F.A., On Neutral Money, in Roy McCloughry, éditeur, *Money, Capital, and Fluctuations : Early Essays*, Chicago : University of Chicago Press, 1984, 1933.
- HEATON, J., *The Interaction between Time nonseparable Preferences and Time Aggregation*, Working Paper 3181-90-EFA, Sloan School MIT 1990. mimeo.
- , The Interaction between Time–nonseparable Preferences and Time Aggregation, *Econometrica*, 1993, 61 (2), 353–385.
- , An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preferences Specification, *Econometrica*, 1995, 63 (3), 681–717.
- HEIEN, D. ET C. DURHAM, A Test of the Habit Formation Hypothesis Using Household Data, *Review of Economics and Statistics*, 1991, 73 (2), 189–199.
- HELPMAN, E., An Exploration in the Theory of Exchange Rates Regimes, *Journal of Political Economy*, 1981, 89 (5), 865–890.
- HENDRY, S. ET G-J. ZHANG, Liquidity Effects and Market Frictions, *Journal of Macroeconomics*, 2001, 23 (2), 153–176.
- HICKS, J.R., *Capital and growth*, Oxford : Clarendon Press, 1965.
- HOBSON, J.A., *The Economics of Unemployment*, London : Allen and Unwin, 1931.
- HOTZ, V.J., F.E. KYDLAND, ET G.J. SEDLACEK, Intertemporal Preferences and Labor Supply, *Econometrica*, 1988, 56 (2), 335–360.
- HOUTHAKKER, H.S. ET L.D. TAYLOR, *Consumer in the United States*, Cambridge : Harvard University Press, 1970.
- JAPPELLI, T. ET M. PAGANO, Saving, Growth and Liquidity Constraints, *Quarterly Journal of Economics*, 1994, CIX (1), 83–109.

- KENNAN, J., An Econometric Analysis of Fluctuations in Aggregate Labor Supply and Demand, *Econometrica*, 1988, 56 (2), 317–333.
- KEYNES, J.M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, 1936. London.
- KING, R., C. PLOSSER, ET S. REBELO, *Production, Growth and Business Cycles : Technical Appendix*, Mimeo, University of Rochester 1987.
- , — , J. STOCK, ET M. WATSON, Stochastic Trends and Economic Fluctuations, *American Economic Review*, 1991, 81 (4), 819–840.
- KING, R.G. ET M.W. WATSON, Money, Prices, the Interest rates and the Business Cycle, *The Review of Economics and Statistics*, 1996, pp. 17–34.
- KOCHERLAKOTA, N.R., The Equity Premium : It's still a Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 1996, 34 (1), 42–71.
- KYDLAND, F. ET E. PRESCOTT, The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles, *Scandinavian Journal of Economics*, 1991, 93, 161–178.
- KYDLAND, F.E. ET E.C. PRESCOTT, Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, 1982, 50 (6), 1345–1370.
- LAIBSON, D., Golden Eggs and Hyperbolic Discounting, *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112 (2), 443–477.
- LEE, E., Essays on Money and Business Cycles. PhD dissertation, UCLA 1993.
- LEEPER, E.M., C.A. SIMS, ET T. ZHA, What Does Monetary Policy Do ?, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996, 2, 1–63.
- ET D. GORDON, In Search of the Liquidity Effect, *Journal of Monetary Economics*, 1992, 29 (3), 341–369.
- LETTAU, M. ET H. UHLIG, Can Habit Formation be Reconciled with Business Cycle Facts ?, *Review of Economic Dynamics*, 2000, 3 (1), 79–99.
- LITTERMAN, R. ET L. WEISS, Money, Real Interest Rates and Output : a Reinterpretation of Postwar U.S. Data, *Econometrica*, 1985, 53 (1), 129–156.
- LUCAS, R., Econometric Policy Evaluation : A Critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1976, 1, 19–46.

- , Equilibrium in a Pure Currency Economy, *Economic Inquiry*, 1980, 16 (2), 203–220.
- , Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World, *Journal of Monetary Economics*, 1982, 10 (3), 335–360.
- , Liquidity and Interest Rates, *Journal of Economic Theory*, 1990, 50 (1), 237–264.
- ET N. STOKEY, Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital, *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12 (1), 55–93.
- ET — , Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy, *Econometrica*, 1987, 55 (3), 491–513.
- MARCEY, A., *Solving Nonlinear Stochastic Model by Parametrizing Expectations*, mimeo, Carnegie Mellon University 1988.
- MARX, K., *Capital : A Critique of Political Economy*, Middlesex : Penquin and New Left Review, 1867. Translated by B. Fowkes.
- MATHENY, K.J., Non-Neutral responses to Money Supply Shocks when Consumption and Leisure are Pareto Substitutes, *Economic Theory*, 1998, 11 (2), 379–402.
- MATHENY, R., *Essays on Beliefs and Business Cycles*. PhD dissertation, UCLA 1992.
- MATSUYAMA, K., Endogenous Price Fluctuations in an Optimizing Model of a Monetary Economy, *Econometrica*, 1991, 59 (6), 1617–1631.
- MELVIN, M., The Vanishing Liquidity Effect of Money on Interest : Analysis and Implications for Policy, *Economic Inquiry*, 1983, 21 (2), 188–202.
- MILL, J.S., *Utilitarianism*, London : Dent and Sons, 1964, 1863.
- MODIGLIANI, F., Monetary Policy and Consumption : The Linkages via Interest Rate and Wealth Effects in the Federal Reserve MIT-Penn Model, in *Consumer Spending and Monetary Policy : The Linkages*, Boston : Federal Reserve Bank, 1971.
- ET R. BRUMBERG, Utility Analysis and the Consumption Function : An Interpretation of Cross-Section Data, in K. Kurihara, éditeur, *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick : Rutgers University Press, 1954.
- NAIK, N.Y. ET M.J. MOORE, Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption, *The Review of Economics and Statistics*, 1996, 78 (2), 321–328.

- OSBORN, D.R., Seasonality and Habit Persistence in a Life Cycle Model of Consumption, *Journal of Applied Econometrics*, 1988, 4 (3), 255–266.
- PHELPS, E.S., Inflation in the Theory of Finance, *Swedish Journal of Economics*, 1973, 75 (1), 67–82.
- PHILIPS, L., *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam : North Holland, 1974.
- PIGOU, A.C., The Value of Money, *Quarterly Journal of Economics*, 1918.
- REBELO, S., *Tractable Heterogeneity and Near Steady State Dynamics*, Working paper, Northwestern University 1988.
- ROGERSON, R., Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium, *Journal of Monetary Economics*, 1988, 21 (1), 3–16.
- ROTEMBERG, J., A Monetary Equilibrium Model with Transaction Costs, *Journal of Political Economy*, 1984, 92 (1), 40–58.
- ET M. WOODFORD, Real–Business–Cycle Models and the Forecastable Movements in Output, Hours and Consumption, *American Economic Review*, 1996, 86 (1), 71–89.
- SAMUELSON, P.A., An Exact Consumption–loan Model of Interest With and Without the Social Covariance of Money, *Journal of Political Economy*, 1958, 66 (6).
- SARGENT, T., *Dynamic Macroeconomic Theory*, Cambridge MA : Harvard University Press, 1987.
- SAY, J.B., *Traité d’Economie Politique*, Paris : Guillaumin, 1803. 6 éd., 1841.
- SCHWARZ, G., Estimating the Dimension of a Model, *Annals of Statistics*, 1978, 6, 461–464.
- SHELL, K., *Monnaie et Allocation Intertemporelle*, mimeo Centre National de la Recherche Scientifique, Séminaire d’Econometrie Roy–Malinvaud, Paris 1977. November.
- SHRIKHANDE, M.M., Nonaddictive Habit Formation and the Equity Premium Puzzle, *European Financial Management*, 1997, 3 (3), 293–319.
- SIMS, C.A., Money, Income and Causality, *American Economic Review*, 1972, 62 (6), 540–552.
- , Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 1980, 48 (1), 1–48.
- , Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : The effects of Monetary Policy, *European Economic Review*, 1992, 36 (5), 975–1000.

- ET T. ZHA, *Does Monetary Policy Generate Recessions ?*, Manuscript, Yale University 1995.
- SMITH, A., *The Theory of Moral Sentiments*, Oxford : Clarendon Press, 1759.
- SMITHIES, A., Forecasting Postwar Demand, *Econometrica*, 1945.
- , The American Economy in the Thirties, *American Economic Review*, 1946.
- SPINNEWYN, F., Rational Habit Formation, *European Economic Review*, 1981, 15 (1).
- STRONGIN, S., The Identification of monetary policy disturbances - Explaining the liquidity puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 1995, 35 (3), 463–497.
- SUNDARESAN, S.M., Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth, *The Review of Financial Studies*, 1989, 2 (1), 73–89.
- SVENSSON, L.E.O., Money and Asset Prices in a Cash-in-Advance Economy, *Journal of Political Economy*, 1985, 93 (5), 919–944.
- TAYLOR, J. ET H. UHLIG, Solving Nonlinear Stochastic Growth Models : A Comparison of Alternative Solution Methods, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1990, 8 (1), 1–17.
- TSIANG, S.C., Walras Law, Say's Law and Liquidity Preference in General Equilibrium Analysis, *International Economic Review*, 1966, 7 (3), 329–345.
- VEBLEN, T.B., *The Theory of the Leisure Class : An Economic Study of Institutions*, New York : Modern Library, 1899.
- WALRAS, L., *Elements of pure economics*, London : Allen et Unwin, 1900.
- WICKSELL, K., *Interest and Prices*, London : Macmillan, 1898. trans. R.F. Kahn, 1936.
- WILSON, C.A., An Infinite Horizon Model with Money, in J. Green et J. Scheinkman, éditeurs, *General Equilibrium, Growth and trade*, New York : Academic Press, 1979.
- WINDER, C. ET F. PALM, *Stochastic Implications of the Life Cycle Consumption under Rational Habit Formation*, Working Paper, University of Limburg 1991.
- WOITTEZ, I. ET A. KAPTEYN, Social Interactions and Habit Formation in a Model of Female Labor Supply, *Journal of Public Economics*, 1998, 70, 185–205.
- WOODFORD, M., Stationary Sunspot Equilibria in a Finance Constrained Economy, *Journal of Economic Theory*, 1986, 40 (1), 128–137.

- , *Stationary Sunspot Equilibria : the Case of Small Fluctuations around the Deterministic Steady State*, unpublished manuscript, University of Chicago 1986.
- , Three Questions About Sunspot Equilibria as an Explanation of Economic Fluctuations, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1987, 77 (2), 93–98.
- , Self-fulfilling Expectations and Fluctuations in Aggregate Demand, in N.G. Mankiw et D. Romer, éditeurs, *New Keynesian Economics*, Vol. 2, Cambridge MA : MIT Press, 1991.
- , Equilibrium Models of Endogenous Fluctuations : An Introduction, in A. Vercelli et N. Dimitri, éditeurs, *Macroeconomics. A Survey of Research Strategies*, Oxford University Press, 1992.
- , Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-advance Economy, *Economic Theory*, 1994, 4 (3), 345–380.

Vu,
A Toulouse, le

Le Directeur de Thèse

Vu et permis d'imprimer
A Toulouse, le

Le Président de l'Université

ABSTRACT

This thesis aims at improving the understanding of the monetary transmission mechanisms. Vectorial autorregressive models allow us to study the effects of the monetary policy and to characterize its regularities. We have two main objectives. The first one is theoretical : to build a macroeconomic model accounting for the monetary stylized facts. A second empirical objective consists in testing the relevance of the main assumptions of our theoretical model. This allows us to evaluate the importance of certain models of monetary transmission and to understand the mechanisms underlying the effects of monetary policy. The main contribution is to test the relevance of the habit persistence assumption in consumption decisions conditional on the monetary history and to introduce it in cash in advance models. In the first chapter, we develop an original econometric methodology to estimate habit formation. We show that this hypothesis is relevant *vis-à-vis* the intertemporal substitution mechanism. In the second chapter we show that introducing habit persistence in a limited participation model allows us to reproduce a persistent liquidity effect. Finally, in the third chapter we develop a cash in advance constraint model with perfect price flexibility and complete information. We first show that strong enough habit persistence yields indeterminate equilibria. We show however, that real indeterminacy is not *per se* sufficient to obtain an empirically relevant representation of the effects of monetary policy. The form of the beliefs matters. Money may be neutral when agents do not trust in money, whereas the monetary transmission mechanism and the liquidity effect are retrieved when beliefs are positively correlated with money supply shocks.

Key words : Monetary policy, monetary transmission mechanism, liquidity effect, consumption, intertemporal substitution mechanism, habit persistence, cash-in-advance constraint model, limited participation model, real indeterminacy, beliefs.

RÉSUMÉ

Cette thèse a pour ambition d'améliorer la compréhension des mécanismes à l'œuvre dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire. L'utilisation des modèles Vectoriel Autorégressif permet d'étudier les effets de la politique monétaire et de caractériser les régularités qui se dégagent à la suite d'une impulsion monétaire. Cette thèse a deux objectifs. Le premier, théorique, est de construire un modèle macroéconomique capable de rendre compte des faits stylisés monétaires. Le second, empirique, consiste à vérifier la pertinence des hypothèses qui fondent l'économie. Cette démarche permet d'évaluer l'intérêt de certains modèles de transmission monétaire et de comprendre les mécanismes de non-neutralité de la monnaie. L'apport de cette thèse est alors de tester la pertinence de l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages conditionnellement à l'histoire monétaire et de l'intégrer dans les modèles monétaires à contrainte d'encaisses préalables. La mise en place d'une méthodologie originale dans le premier chapitre permet d'estimer l'hypothèse de persistance des habitudes et de montrer que cette hypothèse est pertinente afin d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. Le second chapitre montre alors que l'introduction de la persistance des habitudes dans un modèle à participation limitée permet de reproduire un effet de liquidité persistant. Enfin, dans le dernier chapitre de cette thèse, l'hypothèse de formation des habitudes est considérée au sein d'un modèle à contraintes d'encaisses préalables où les prix sont parfaitement flexibles et où l'information est parfaite. Il est alors montré qu'il est possible, en fonction des croyances des individus en la monnaie de reproduire des effets keynésiens, le mécanisme de transmission de la politique monétaire et l'effet de liquidité, dans un cadre originellement et définitivement néoclassique.

Mots clés : Politique monétaire, mécanisme de transmission monétaire, effet de liquidité, consommation, persistance des habitudes, substitution intertemporelle, modèle à contrainte d'encaisses préalables, modèle à participation limitée, indétermination réelle, croyances.