

## Consommation, effet de substitution intertemporelle et formation des habitudes

Stéphane Auray

Volume 85, numéro 4, décembre 2009

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/045072ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/045072ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Auray, S. (2009). Consommation, effet de substitution intertemporelle et formation des habitudes. *L'Actualité économique*, 85(4), 437–473.  
<https://doi.org/10.7202/045072ar>

Résumé de l'article

Cet article discute du rôle du mécanisme de substitution intertemporelle dans le comportement de consommation des ménages. Après avoir constaté que ce mécanisme est au cœur de plusieurs modèles monétaires mais, qu'étant trop fort, il tend généralement à réduire la capacité de ces modèles à reproduire les faits stylisés monétaires, je dresse un bilan de l'état des connaissances sur le lien entre consommation et effet de substitution intertemporelle. L'intérêt de l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation est analysée à l'aide d'un modèle simple de choix intertemporels pour montrer que cette hypothèse permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, et par voie de conséquence, d'améliorer les propriétés dynamiques des modèles monétaires usuels.

## *Consommation, effet de substitution intertemporelle et formation des habitudes\**

Stéphane AURAY

*GREDI*

*Université de Sherbrooke*

*CIRPÉE et EQUIPPE*

*CNRS-MESHS*

*Universités Lille Nord de France (ULCO)*

stephane.auray@gmail.com

RÉSUMÉ – Cet article discute du rôle du mécanisme de substitution intertemporelle dans le comportement de consommation des ménages. Après avoir constaté que ce mécanisme est au cœur de plusieurs modèles monétaires mais, qu'étant trop fort, il tend généralement à réduire la capacité de ces modèles à reproduire les faits stylisés monétaires, je dresse un bilan de l'état des connaissances sur le lien entre consommation et effet de substitution intertemporelle. L'intérêt de l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation est analysée à l'aide d'un modèle simple de choix intertemporels pour montrer que cette hypothèse permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, et par voie de conséquence, d'améliorer les propriétés dynamiques des modèles monétaires usuels.

ABSTRACT – This article discusses the role of the intertemporal substitution mechanism in consumption. After noting that this mechanism is central for several monetary models but, being too strong, it generally tends to reduce the ability of these models to reproduce the stylized monetary facts, it discusses the state of knowledge about the relationship between consumption and the intertemporal substitution effect. The interest of the hypothesis of habit persistence in consumption behaviour is analyzed using a simple model of intertemporal choice to show that this assumption allows weakening the intertemporal substitution mechanism, and consequently, improve the dynamic properties of the common monetary models.

---

\* Christian Calmès est remercié pour ses commentaires et suggestions qui ont permis de grandement améliorer ce survol de la littérature. Cet article a, par ailleurs, bénéficié de discussions avec Aurélien Eyquem, Patrick Fève, Mario Fortin, Lionel Martin et Luc Savard. Toute erreur est de mon propre fait.

## INTRODUCTION

Le rôle de la politique monétaire dans l'explication des fluctuations économiques est de longue date au cœur des préoccupations des économistes. 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. 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'analyse 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)<sup>1</sup>. Sims (1980) propose d'utiliser un outil d'analyse des fluctuations centrées sur les innovations statistiques d'un modèle structurel vectoriel auto-régressif (SVAR) pour analyser le rôle de la monnaie dans les fluctuations économiques<sup>2</sup>.

Malgré certaines difficultés (choix des hypothèses d'identification, de la période considérée, et des variables utilisées), l'utilisation de la méthodologie SVAR 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 modification de la politique monétaire. Le choix des variables, le nombre de retards, l'hypothèse de recursivité ont 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, 1999 et 2005). Malgré 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

---

1. L'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.

2. Cette 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 macroéconométriques 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.

persistante<sup>3</sup>, (iii) la croissance de la consommation augmente de façon persistante (voir Christiano, Eichenbaum et Evans, 2005<sup>4</sup>) 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<sup>5</sup>. 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). 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.

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). La propagation de la taxe inflationniste dans les modèles à encaisses préalables transite par l'intermédiaire de deux mécanismes : 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

---

3. Notons, par ailleurs, que Christiano (1991) et Christiano et Eichenbaum (1992) 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 de la production agrégée est forte et négative.

4. L'introduction de la consommation dans un modèle SVAR est récente dans cette littérature. Ainsi, Fuhrer (2000) et Christiano *et al.* (2005) introduisent la consommation dans leur modèle SVAR alors que Sims (1992), Leeper *et al.* (1996), Christiano *et al.* (1999) ne le font pas.

5. Notons 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.

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 comouvement 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'emphase 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 et 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 de 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 transmettant alors via la déformation des taux marginaux de substitution entre les biens ou au cours du temps.

Une extension du 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 Bénassy, 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 de reproduire 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 théorique 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 conforme aux 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 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, anticipant une inflation positive à la période suivante, réduisent leurs dépôts car leur rendement a diminué. 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, 1992). 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<sup>6</sup>.

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 stationnaire. 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 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 de la consommation est donc au cœur des modèles monétaires à contraintes d'encaisses préalables. Explorer le

---

6. Il faut cependant noter que la forte élasticité de substitution intertemporelle, malgré certains effets négatifs mentionnés, demeure essentielle pour que les modèles monétaires usuels délivrent un minimum de propagation dynamique des chocs (voir Calmès, 2003). Wen (2006) montre ainsi que l'hypothèse de formation des habitudes est, à cet égard, intéressante pour reproduire le profil en cloche du produit agrégé, de la consommation et des heures travaillées mais que par ailleurs, elle réduit l'amplitude des réponses aux chocs. Cet auteur propose alors d'introduire certaines externalités de production pour remédier à cette lacune.

lien entre ce mécanisme et la politique monétaire s'avère intéressant. À cet égard, l'intégration récente de la consommation dans les modèles SVAR n'est pas fortuite. Le recours aux fondements théoriques de l'analyse de la consommation est en effet déterminant, en particulier pour décrire et préciser le rôle du mécanisme de substitution intertemporelle. Cet article discute de l'importance de ce mécanisme de substitution, central pour nombre de modèles monétaires, et notamment pour les modèles monétaires à contrainte d'encaisses préalables. J'explique que l'incapacité de ces modèles à reproduire les faits stylisés liés à des modifications de la politique monétaire est en partie due à une élasticité de substitution intertemporelle trop forte. On se concentre alors sur l'hypothèse de formation des habitudes dans le comportement de consommation des ménages pour étudier sa capacité à réduire l'impact de la substitution intertemporelle. Après avoir dressé, à la première section, un état des connaissances sur le lien entre consommation et substitution intertemporelle, l'hypothèse de formation des habitudes est présentée à la section 2. La section 3 montre, qu'en soi, une économie d'échange simple où les ménages font des choix intertemporels en termes de consommation ne peut reproduire le comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation. La section 4 montre également qu'un modèle simple incorporant l'hypothèse de formation des habitudes permet d'affaiblir suffisamment le mécanisme de substitution intertemporelle pour rendre compte des faits stylisés monétaires afférents<sup>7</sup>. En particulier, les valeurs de l'élasticité de substitution intertemporelle se rapprochent de celles obtenues avec l'hypothèse de formation des habitudes. Cette formation des habitudes dans le comportement de consommation des ménages constitue un moyen intéressant pour affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. La dernière section propose quelques éléments de conclusion.

## 1. 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 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 longitudi-

---

7. Il faut ici souligner que nous discutons de l'une des solutions pour affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, mais qu'il en existe d'autres. Par exemple, du point de vue de l'observation, un lissage de l'utilité marginale de la consommation peut aussi s'obtenir avec un contrat de travail de type auto-exécutoire (Calmès, 2003 et Devereux et Hart, 2007).



nale 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.

### 1.1 *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, puisqu'un individu cherche à imiter la consommation des agents d'un groupe ayant un niveau de vie supérieur, cet 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 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. À 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) : 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 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 que l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages est pertinente pour répondre à certaines critiques adressées à la théorie keynésienne de la consommation. Cependant, leurs théories ne concernent que les 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 entre consommation et 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 pas s'affranchir des contraintes de ressources. Une consommation supérieure (respectivement inférieure) au revenu, implique une diminution de l'épargne (respectivement une augmentation).

Finalement, on peut noter un constat plus général au sujet de l'approche keynésienne. En effet, dans la théorie keynésienne de la consommation, l'épargne représente le résidu de la consommation exclusivement comme fonction du niveau des revenus et elle n'est donc pas la conséquence d'un choix entre le présent et le futur. Du fait de cette lacune fondamentale de l'approche, il est nécessaire de définir un cadre d'analyse intertemporelle de la consommation. C'est tout l'apport de l'analyse néoclassique des choix intertemporels.

### *1.2 L'apport de l'approche néoclassique de la consommation*

L'approche néoclassique, issue des travaux réalisés par Modigliani et Brumberg (1954), Friedman (1957) 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 bien 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 sur l'analyse microéconomique des choix individuels et étend l'analyse fishérienne au niveau macroéconomique. 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 plans 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 s'appuie sur trois postulats majeurs. Tout d'abord, les hypothèses se veulent microfondées. 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 dans la littérature. Les théories modernes 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. Malgré ces petites différences, les théories présentent surtout 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 avec la critique de Lucas (1976) et les hypothèses des anticipations rationnelles. Hall (1978) introduit alors le concept d'anticipations rationnelles dans le modèle du cycle de vie, incluant l'hypothèse du revenu permanent. Cette innovation majeure permet de tester empiriquement le modèle. Le principal avantage de la modélisation que l'auteur propose est de réconcilier les évolutions de court terme de la consommation avec celles de 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, certaines études économétriques rejettent l'hypothèse de revenu permanent avec anticipations rationnelles. Par exemple, Hayashi (1982) montre que l'hypothèse du revenu permanent n'est acceptée que lorsqu'elle est estimée et testée sur des séries de biens de consommation qui incluent les services, mais qu'elle est rejetée dans d'autres cas. En outre, ce modèle n'explique pas l'*excès de lissage* de la consommation. Il implique une relation entre la variance de la variation de la consommation et la variance des hausses non anticipées de revenu. Or les études économétriques suggèrent souvent que la variance empirique de la varia-

tion de la consommation est sensiblement plus faible que celle prédite par le modèle. En effet, Campbell et Deaton (1989) et Deaton (1992) ainsi que Bloch et Maurel (1991), respectivement sur données américaines et françaises, montrent qu'il y a un *excès de lissage* de la consommation que n'explique pas le modèle de Hall. Certaines études empiriques remettent en cause les résultats du modèle de revenu permanent pour d'autres raisons, notamment le fait que le modèle n'explique pas non plus 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, le modèle implique une relation entre variation de la consommation et revenu passé c'est-à-dire revenu anticipé. Toutefois, les estimations du coefficient portant sur le revenu passé impliquent une trop forte sensibilité de la consommation au revenu passé et donc, anticipé, par rapport aux implications du modèle théorique<sup>8</sup>.

### 1.3 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

---

8. Deux 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 future (voir Jappelli et Pagano, 1994 pour une estimation de ces contraintes dans les pays industrialisés). 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 consommation vis-à-vis du revenu, ce qui explique la trop grande sensibilité de la consommation au revenu. Enfin, l'épargne de précaution explique la tendance des générations de ménages âgés à ne pas désépargner, face à un horizon incertain, et surtout face aux coûts croissants de santé (voir Deaton, 1992 pour une présentation plus détaillée de cette littérature). Ces points ne sont pas plus développés car on se concentre ici sur le mécanisme de substitution intertemporelle.

consommer aujourd'hui et consommer à 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 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 l'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; 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 monétaire<sup>9</sup>. 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 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 comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire.

---

9. Dès 1971, Modigliani met ce point en exergue.

Affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, trop important dans les modèles monétaires, est donc nécessaire. Intégrer l'hypothèse de persistance dans le comportement de consommation des ménages initialement présentée par Duesenberry (1949) et Brown (1952) dans des modèles monétaires semble donc pertinent.

## 2. 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 s'est intéressée à cette hypothèse (Duesenberry, 1949; Houthakker et Taylor, 1970; Philips, 1974; Spinnewyn, 1981; Constantinides et Ferson, 1991; Deaton, 1992; Becker, 1992 et 1996; Carrol et Weil, 1994 et Campbell, 1996a, 1996b et 1999).

À 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) : 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, considérer la formation des habitudes 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.

### 2.1 *Justification empirique*

La persistance des habitudes trouve une justification empirique chez bon nombre d'auteurs. Même chez Friedman (1957), un modèle avec persistance des habitudes semble déjà mieux se comporter « économétriquement » que le modèle à revenu permanent. Friedman (1957) explique que ce phénomène est dû à des problèmes de biais de simultanéité<sup>10</sup>. En outre, certaines études économétriques plus récentes parviennent à estimer le paramètre de persistance des habitudes. Les développements économétriques ont permis une estimation plus précise de ce phénomène. Constantinides et Ferson (1991) parviennent à estimer le paramètre de persistance

10. À cet égard, Hadjimatheou (1987) présente un ensemble de résultats sur la consommation suggérant que l'ensemble des évidences empiriques ne peut infirmer l'hypothèse de persistance des habitudes.

des habitudes en utilisant la méthode des moments généralisés appliquée à l'équation d'Euler<sup>11</sup>. Ils mettent alors en évidence un phénomène de persistance des habitudes de consommation dans les données aux États-Unis sur la période allant de 1970 à 1989 en utilisant des données agrégées trimestrielles. Ils testent et estiment 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 telle qu'observée dans les données. Notons, par ailleurs, que les auteurs postulent l'existence potentielle à la fois d'un phénomène de persistance des habitudes et de durabilité. Toutefois, au final, ils mettent en évidence un phénomène de persistance plutôt qu'un effet de durabilité. À ce sujet, il faut souligner que lorsque les estimations sont effectuées en utilisant des données mensuelles (et non plus trimestrielles), un phénomène spécieux d'habitudes durables apparaît (voir Dunn et Singleton, 1986; Eichenbaum, Hansen et Singleton, 1988; Eichenbaum et Hansen, 1988 et Heaton, 1993)<sup>12</sup>. Ils mettent en évidence que l'estimation sur données mensuelles n'est effectivement pas robuste au choix des instruments. Cependant, ils montrent que l'estimation devient robuste lorsque l'on utilise des données trimestrielles. Constantinides 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. 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 qu'il serait optimal de faire avec des préférences séparables dans le temps<sup>13</sup>. Ainsi, une « fausse » autocorrélation positive ou négative peut conduire l'économètre à conclure à un effet de persistance qui domine l'effet de durabilité ou inversement. C'est pourquoi, Constantinides et Ferson (1991) défendent l'utilisation de données trimestrielles. La valeur du paramètre de persistance des habitudes estimée sur données trimestrielles par Constantinides et Ferson (1991) varie entre 0,5 et 0,9. D'ailleurs, lorsque

---

11. Hansen 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.

12. Les résultats obtenus par Dunn et Singleton (1986), Eichenbaum *et al.* (1988), Eichenbaum et Hansen (1988) et Heaton (1993) confirment qu'il existe soit un phénomène de durabilité, soit un phénomène de persistance des habitudes. À ce titre, dans les estimations de ces auteurs, la persistance des habitudes est plus faible que celle identifiée par Constantinides et Ferson (1991).

13. Notons que nous observons une autocorrélation positive de la croissance de la consommation dans les données.

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 alors qu'il est renforcé pour le Japon (voir Braun *et al.*, 1993). Enfin, la spécification estimée par Constantinides 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. La consommation est modélisée ici en différence avec un retard. Dans ce cas, le ménage tient compte de la consommation de la période précédente afin de définir son niveau de consommation présente. Constantinides 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.

D'autres estimations conduites sur données microéconomiques semblent 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 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 faut également mentionner que Dynan (2000) obtient des résultats opposés. En effet, ce dernier teste l'hypothèse de persistance des habitudes sur données annuelles de nourriture. Les résultats obtenus ne montrent alors aucun phénomène de formation d'habitudes. Ceci laisse donc penser qu'il s'agit bien essentiellement d'un phénomène trimestriel.

## 2.2 Spécification de la formation des habitudes

L'hypothèse de formation des habitudes peut être abordée de trois façons différentes : (i) la vitesse avec laquelle les habitudes réagissent à la consommation, (ii) les habitudes de consommation internes versus externes 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 Constantinides et Ferson, 1991) ou ne réagissent que de façon graduelle aux modifications du niveau de consommation (voir Sundaesan, 1989; Constantinides, 1990; Heaton, 1995 et Campbell et Cochrane, 1999). Le point (ii) suppose que les habitudes peuvent être internes (voir Sundaesan, 1989; Constantinides, 1990 et Constantinides et Ferson, 1991) ou externes (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 appartenir<sup>14</sup>. Enfin, le point (iii) suppose que la persistance des habi-

---

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



tudes peut être modélisée en ratio (voir (voir Abel, 1990, 1999) ou en différence (Sundaresan, 1989; Constantinides, 1990; Constantinides et Ferson, 1991 et Campbell et Cochrane, 1999)<sup>15</sup>.

### 2.3 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 utilisée afin d'expliquer une importante variété de phénomènes. Tout d'abord, elle a permis de résoudre les énigmes empiriques liées 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 Constantinides, 1990; Campbell et Cochrane, 1995; Shrikhande, 1997 et 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 (Auray, 2006; Auray, Collard et Fève, 2005; Auray et Fève, 2008; 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).

## 3. CHOIX INTERTEMPORELS, CONSOMMATION ET TAUX D'INTÉRÊT

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 repose sur 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

---

15. La consommation de biens non durables est mesurée par le montant des 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. Les habitudes de consommation peuvent donc sensiblement différer selon que l'on considère les biens durables ou les biens non durables.

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 de manière intertemporelle 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.

### 3.1 Choix intertemporels au sein d'une économie d'échange

Lorsque l'on étudie de façon plus précise la capacité à reproduire le mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation d'une économie d'échange où les ménages font des choix intertemporels en termes de consommation, le cadre d'analyse se fonde sur un modèle de maximisation intertemporelle où les agents ont pour objectif la maximisation de leur utilité intertemporelle anticipée. Dans un cas simple, on peut considérer 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 :

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(C_t)]. \tag{1}$$

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  $\rho$  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 :

$$\frac{B_{t+1}}{P_t} + C_t \leq R_{t-1} \frac{B_t}{P_t}. \quad (2)$$

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. On peut considérer 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 SVAR. 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 SVAR.

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

$$V(B_t) = \max_{C_t} \left\{ u(C_t) + \beta E_t [V(B_{t+1})] \right\}. \quad (3)$$

Les conditions d'optimalité sont alors :

$$u'(C_t) - \beta P_t E_t [V'(B_{t+1})] = 0 \quad (4)$$

et

$$V'(B_t) = \frac{R_{t-1}}{P_t} u'(C_t). \quad (5)$$

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 :

$$E_t \left[ \frac{u'(C_t)}{u'(C_{t+1})} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}}. \quad (6)$$

Cette condition (équation 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 à 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 permet de mieux comprendre comment le ménage arbitre entre consommation présente et future au regard d'une modification du taux d'intérêt.

### 3.2 Élasticité de substitution intertemporelle

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

$$\varepsilon = \frac{d \ln(C_t / C_{t+1})}{d \ln(TMS_{C_t, C_{t+1}})} \tag{7}$$

où le taux marginal de substitution est :

$$TMS_{C_t, C_{t+1}} = \frac{\beta^{t+1} u'(C_{t+1})}{\beta^t u'(C_t)} \tag{8}$$

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  $\varepsilon = 1$ . L'élasticité de substitution est donc constante et égale à l'unité<sup>16</sup>. La condition d'arbitrage (équation 6) 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 à 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

---

16. Dans le cas d'une fonction d'utilité isoélastique 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  $\varepsilon = 1 / \sigma$ , avec  $\sigma$ , le paramètre décrivant le paramètre d'aversion au risque. L'élasticité de substitution est donc constante.

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 comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire.

### 3.3 Comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation

Nous examinons maintenant la capacité de ce modèle théorique à reproduire le comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire prédit par le modèle SVAR. Tout d'abord, il est nécessaire de spécifier les préférences. Avec une fonction d'utilité logarithmique, l'équation d'Euler (équation 6) se réduit à :

$$\frac{1}{C_t} = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{1}{C_{t+1}}. \quad (9)$$

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 comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation prédit par le modèle SVAR, la condition d'arbitrage définissant l'allocation intertemporelle de consommation du ménage est *log-linéarisée*. Celle-ci est alors donnée par :

$$r_t = E_t \Delta C_{t+1} \quad (10)$$

où  $r_t$  est le taux d'intérêt réel<sup>17</sup>,  $\Delta C_{t+1}$  correspond à la croissance de la consommation entre  $t$  et  $t + 1$ <sup>18</sup>. 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

17. La 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  $r_t = R_t - E_t \pi_{t+1}$ .

18. La 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  $\Delta C_{t+1} = C_{t+1} - C_t$ .

déjà évoqué<sup>19</sup>. Ce modèle n'est donc pas en mesure de représenter qualitativement le comouvement 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 comouvement de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel, il est pertinent d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle.

4. UN MODÈLE SIMPLE AVEC FORMATION DES HABITUDES

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. À cet égard, il est intéressant d'introduire l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages. Supposons 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 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.

Dans cet exemple, nous utilisons la spécification la plus simple et la plus communément utilisée : la persistance des habitudes de consommation est considérée interne et exprimée en différence avec un retard dans le comportement de consommation des ménages.

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 :

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s [u(C_{t+s} - \theta C_{t+s-1})] \text{ avec } \theta \in [0, 1[. \tag{11}$$

Le paramètre  $\beta \in (0, 1)$  représente le facteur d'actualisation  $\beta = 1 / (1 + \rho)$ . Le paramètre  $\rho$  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  $\theta$  représente le poids des habitudes de consommation. Ce paramètre varie entre  $[0, 1[$ , traduisant

19. À partir de l'équation 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.

un phénomène de persistance des habitudes de consommation<sup>20</sup>. La consommation passée réduit d'autant plus l'utilité marginale 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 la même contrainte budgétaire que précédemment (équation 2). Le taux d'intérêt est préalablement 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.

La solution du problème d'optimisation du ménage est obtenue à partir de la résolution de l'équation de Bellman<sup>21</sup> :

$$V(B_t) = \max_{C_t} \{u(C_t^*) + \beta E_t [V(B_{t+1})]\} \text{ avec } C_t^* = C_t - \theta C_{t-1}. \quad (12)$$

Les conditions d'optimalité sont alors :

$$u'(C_t^*) - \beta P_t E_t [V'(B_{t+1})] = 0 \quad (13)$$

et

$$V'(B_t) = \frac{R_{t-1}}{P_t} u'(C_t^*). \quad (14)$$

La résolution du problème d'optimisation du ménage conduit à l'équation d'Euler qui régit l'évolution dynamique de la consommation, de la forme :

$$E_t \left[ \frac{u'(C_t - \theta C_{t-1}) - \theta \beta u'(C_{t+1} - \theta C_t)}{\beta u'(C_{t+1} - \theta C_t) - \theta \beta^2 u'(C_{t+2} - \theta C_{t+1})} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}}. \quad (15)$$

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

20. Lorsque 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.

21. L'équation d'Euler intertemporelle associée à la fonction d'utilité (équation 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  $\zeta < 1$ . L'investissement de  $\zeta$  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 Constantinides et Ferson, 1991).

$t + 1$ . 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 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.

4.1 *Un exemple intuitif : les habitudes externes*

Dans le cas où l’hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation est supposée ne pas être internalisé par le ménage lorsqu’il prend ses décisions de consommation, il est possible de comprendre intuitivement les mécanismes à l’œuvre. Lorsque la fonction d’utilité est logarithmique, l’équation d’Euler s’écrit sous la forme suivante :

$$E_t \left[ \frac{1}{C_t - \theta C_{t-1}} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \left[ \frac{1}{C_{t+1} - \theta C_t} \right]. \tag{16}$$

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

$$(1 - \theta) r_t = E_t \Delta c_{t+1} - \theta \Delta c_t \tag{17}$$

où les lettres en minuscules correspondent aux déviations relatives du taux de croissance des variables par rapport à leur état stationnaire. On comprend 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 due 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, équation 17). Cet exemple simple montre que l’hypothèse de persistance des habitudes peut qualitativement permettre d’avoir à la fois une augmentation persistante du taux d’intérêt réel et une diminution persistante de la croissance de la consommation.



#### 4.2 Comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation

Nous examinons maintenant la capacité théorique du modèle à reproduire le comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation.

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

$$E_t \left[ \frac{1}{C_t - \theta C_{t-1}} - \frac{\beta\theta}{C_{t+1} - \theta C_t} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \left[ \frac{1}{C_{t+1} - \theta C_t} - \frac{\beta\theta}{C_{t+2} - \theta C_{t+1}} \right]. \quad (18)$$

Afin de pouvoir comparer les prédictions du modèle théorique avec le comouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation prédit par un modèle SVAR, on réécrit l'équation d'Euler *log-linéarisée* :

$$\alpha(\theta) r_t = E_t [\alpha_1(\theta) \Delta c_{t+2} + \alpha_2(\theta) \Delta c_{t+1} + \alpha_3(\theta) \Delta c_t] \quad (19)$$

où

$$\alpha(\theta) = (1 - \beta\theta)(1 - \theta),$$

$$\alpha_1(\theta) = -\beta\theta,$$

$$\alpha_2(\theta) = \beta\theta^2 + 1,$$

$$\alpha_3(\theta) = -\theta$$

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

L'équation (18) montre que dans le cas où le ménage a 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  $\theta$  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).

On montre ici que l'hypothèse de persistance des habitudes de consommation permet bien d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. En effet, le ménage détermine son niveau de consommation courant en tenant compte de son niveau de consommation à la période précédente. Cela affecte le niveau d'utilité marginale future de sa consommation. Toute augmentation du niveau de consommation à la période courante fait croître l'utilité marginale future de sa consommation.

L'effet de substitution intertemporelle présent dans ce modèle simple est donc effectivement affaibli, tout comme l'augmentation de consommation future qui doit cependant au moins être supérieure aux habitudes ( $\theta c_t$ ). Cela crée 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, et doit donc lisser son comportement d'épargne. La formation des habitudes permet ainsi d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporel de consommation et d'observer un lissage de l'utilité marginale de consommation.

#### 4.3 Effet des habitudes sur l'élasticité de substitution intertemporelle

Afin de confirmer les résultats précédents, il est également possible de calculer l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation du ménage. Nous pouvons calculer l'élasticité de substitution intertemporelle  $\epsilon$  directement à partir de l'équation d'Euler (équation 19) :

$$\epsilon = \frac{d \ln(\Delta C_{t+1})}{d \ln(r_t)} = \frac{\alpha(\theta)}{\alpha_2(\theta)}. \tag{20}$$

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  $\sigma_c^* = -u''(c^*)c^* / u'(c^*) \geq 0$ . Le paramètre  $\sigma_c^*$  correspond à l'indice d'Arrow Pratt (voir Arrow et Debreu, 1954 et Kettler, 2009 pour une discussion récente des propriétés de ces indices). 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. À 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  $\sigma_c$  se réduit à  $\sigma_c^*(1 + \beta\theta^2) / (1 - \theta)(1 - \beta\theta)$ . Lorsque la fonction d'utilité est logarithmique, le paramètre  $\sigma_c^*$  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 19) doit être vraie pour toute déviation des variables de leur valeur d'équilibre, on suppose que cette condition est vraie pour une déviation après un choc de politique monétaire. Les restrictions imposées par l'équation d'Euler (équation 19) sur les données peuvent être testées à l'aide, par exemple, de la méthode des moments généralisés (voir Fuhrer, 2000 et Auray et

Gallès, 2008). Les résultats ainsi obtenus montrent que la persistance des habitudes de consommation permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. Les valeurs de l'élasticité obtenues par ces auteurs sont positives et similaires à ceux de différentes estimations empiriques (voir Hall, 1988; Campbell et Mankiw, 1989; Attanasio et Weber, 1993 et plus récemment Attanasio, Banks et Tanner, 2002; Vissing-Jorgensen, 2002 et Vissing-Jorgensen et Attanasio, 2003)<sup>22</sup>. En d'autres termes, ces résultats suggèrent que l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation des ménages est un mécanisme de propagation plausible.

#### 4.4 *Élasticité de substitution intertemporelle : valeurs estimées et exercice contrefactuel*

Afin d'estimer l'ESI, les chercheurs utilisent une grande variété de modèles et un large ensemble de données de sources différentes. En utilisant des données américaines agrégées de consommation, Hall (1988) montre que les taux d'intérêt anticipés n'ont pas d'effet sur la croissance de la consommation. Hansen et Singleton (1982) estiment quant à eux une version non linéaire de l'équation d'Euler et obtiennent des valeurs du paramètre d'ESI supérieures à l'unité en utilisant dans leur estimation des mesures du rendement des actifs. Il faut, cependant noter que dans leur étude de 1983 (voir Hansen et Singleton, 1983), lorsque les auteurs utilisent une version linéaire de l'équation d'Euler, ils obtiennent des valeurs de l'ESI qui ne sont pas significatives. Tel que précédemment mentionné, Campbell et Mankiw (1989) et Campbell et Mankiw (1990) obtiennent des valeurs de ce paramètre qui sont positives, mais de faible ampleur. Mankiw (1987) et Ogaki et Reinhart (1998) soulignent l'importance de la substitution intratemporelle entre les biens durables et non durables, et obtiennent des estimés de cette ESI variant entre des valeurs proches de zéro et 0,32-0,45. van Dalen (1995) introduit la consommation publique dans le problème du consommateur et obtient des valeurs de l'ESI de 0,24. Slesnick (1998) défend l'idée que les données américaines de dépenses de consommation personnelle provenant des comptes de la nation ne sont en général pas pertinentes pour mesurer les effets en termes de choix intertemporels de consommation. En ajustant les données et en ajoutant aux flux de services et de biens durables, les dépenses d'institutions à but non lucratif et les dépenses en soins de santé, Slesnick (1998) obtient un coefficient estimé de l'ESI qui n'est pas significativement différent de 0, en conformité avec les estimations de Hall (1988). Il faut ici mentionner qu'Ogaki (1992) défend l'idée que l'estimation de l'ESI peut être conduite sur données agrégées à condition que les fonctions de demande de consommation soient compatibles avec les données de consommation des ménages, mais qu'Attanasio et Weber (1993) mettent en évidence l'existence d'un biais d'agrégation en testant la validité de l'équation d'Euler sur

---

22. 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 données.

données agrégées. En utilisant un cadre similaire à celui de Campbell et Mankiw (1989), Beaudry et Van Wincoop (1996) montrent que l'utilisation de données agrégées souffre d'un manque d'information quant il s'agit d'estimer l'ESI. Les auteurs utilisent plutôt des données de *panel* et obtiennent des valeurs estimées de l'ESI proches de l'unité. Atkeson et Ogaki (1996) et Ogaki et Atkeson (1997) utilisent des données indiennes de *panel* de consommation alimentaire et estiment des modèles de richesse qui varient avec l'ESI. Ils montrent alors que l'ESI augmente avec le niveau de richesse. Naik et Moore (1996), dans le cadre d'un modèle de formation d'habitudes, utilisant des données américaines de consommation alimentaire provenant du PSID (*Panel of Study of Income Dynamics*), obtiennent des valeurs estimées de l'ESI proches de 0,23. Pour autant, Attanasio et Weber (1995) ont montré que les données de consommation alimentaire ne pouvaient être considérées comme une bonne mesure de la consommation. C'est pourquoi, Beaudry et Van Wincoop (1996) ont utilisé des données régionales de 19 États américains sur la consommation par habitant. Il faut cependant noter que ces données ignorent totalement l'hétérogénéité des ménages. D'autres auteurs ont ainsi utilisé des données de ménages construites en *panels* synthétiques permettant d'obtenir une mesure plus riche de la consommation. Attanasio et Browning (1995) utilisent l'enquête sur les dépenses des familles britanniques et montrent que l'ESI varie avec la richesse, le niveau de consommation et la composition de la famille. Pour les ménages américains, en utilisant le *Consumer Expenditure Survey* (CEX), Attanasio et Weber (1995) estiment des valeurs de l'ESI de 0,56 dans un modèle avec biens multiples. Certains ont, par ailleurs, utilisé des enquêtes/sondages dans leurs analyses. Berloff (1997) a ainsi souligné l'effet de la démographie sur l'ESI. Enfin, Blundell, Browning et Meghir (1994) ont souligné que l'ESI varie avec la consommation.

Certains articles plus récents utilisent des données de ménages et mettent en évidence le rôle de la participation des ménages aux marchés financiers dans l'estimation de l'ESI (Attanasio *et al.*, 2002; Vissing-Jorgensen, 2002 et Vissing-Jorgensen et Attanasio, 2003). Ainsi, Vissing-Jorgensen (2002) utilise l'enquête sur les dépenses des consommateurs (le CEX) et estime que les valeurs de l'ESI varient aux alentours de 0,3-0,4 pour les actionnaires et aux alentours de 0,8-1 pour les détenteurs d'obligations. Attanasio *et al.* (2002) utilisent l'enquête sur les dépenses des ménages britanniques ainsi qu'un échantillon d'actionnaires probables et estiment le coefficient d'aversion au risque. En utilisant la mesure du rendement boursier, leurs résultats indiquent que le coefficient de l'ESI des actionnaires serait d'environ 0,3-0,67. Enfin, Vissing-Jorgensen et Attanasio (2003) estiment simultanément les coefficients de l'ESI et de l'aversion pour le risque en utilisant des préférences de type Epstein-Zin et montrent que le paramètre de l'ESI pour les actionnaires est susceptible d'être supérieur à un. Epstein et Zin (1989) et (1991) proposent une structure d'utilité récursive qui permet de séparer les rôles respectifs de l'escompte, de l'aversion au risque et de la substitution intertemporelle dans la formule de prix des actifs. Ces auteurs s'intéressent cependant, tout comme dans le papier fondateur de Kreps et Porteus (1978) à des questions

de résolution de l'incertitude liés aux prix des actifs. Il n'en demeure pas moins que la forme des préférences qu'ils proposent est de grand intérêt lorsque l'on s'intéresse aux questions de substitution intertemporelle des ménages qui détiennent des actifs financiers. Ainsi, Vissing-Jorgensen et Attanasio (2003) estiment simultanément les coefficients de l'ESI et de l'aversion pour le risque en utilisant des préférences de type Epstein-Zin pour des ménages détenteurs d'actions.

Il apparaît clairement, à travers l'étude de la littérature sur l'ESI que le choix du modèle et des données constituent toujours un enjeu important. À ce sujet, Viard (1997) note que l'estimation de l'ESI est sensible au choix des variables instrumentales et à la période d'échantillonnage. Hahm (1998) indique cependant que les valeurs estimées de l'élasticité (0,3) sont robustes aux contraintes d'emprunt, aux périodes d'échantillonnage et enfin aux biais d'agrégation du temps. En d'autres termes, les différents modèles, utilisant à la fois des données de consommation globale et des données de ménages fournissent un ensemble de valeurs estimées de l'ESI qui varie entre moins de 0,1 et plus de un. On peut cependant conclure que la plupart des valeurs estimées varient dans un intervalle compris entre 0,2 et 0,6.

Néanmoins pour estimer la persistance des habitudes et afin de déterminer plus précisément le rôle de la formation des habitudes sur le mécanisme de substitution intertemporelle, Auray et Gallès (2008) proposent un exercice contrefactuel et pour ce faire conduisent un ensemble d'estimations contraintes, c'est-à-dire imposant une valeur unitaire à l'élasticité de substitution intertemporelle<sup>23</sup>. Les résultats montrent, dans ce cas, que les valeurs du paramètre de persistance des habitudes obtenues 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 suridentification conduit à rejeter le modèle.

Ce résultat, opposé à celui obtenu dans le modèle non contraint, met en lumière le rôle de la formation des habitudes dans les résultats. On voit ainsi que 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, le modèle est rejeté. Ce résultat confirme donc 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, le modèle n'est pas rejeté. Ceci corrobore également les résultats précédents. 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

---

23. Beaudry et Van Wincoop (1996) ou plus récemment Vissing-Jorgensen et Attanasio (2003) estiment la valeur de l'élasticité de substitution intertemporelle et obtiennent des valeurs proches de l'unité.

joint des variables d'intérêt. Introduire cette hypothèse permet donc de réduire l'importance du mécanisme de substitution intertemporelle, mécanisme central dans les modèles monétaires existants.

## CONCLUSION

Ce survol cherche à mettre en évidence le lien entre consommation et taux d'intérêt et insiste sur l'importance du mécanisme de substitution intertemporelle dans le comportement de consommation des ménages. Le mécanisme de substitution intertemporelle, au cœur des modèles monétaires à contraintes d'encaisses préalables, est trop fort, ce qui limite la capacité de ces modèles à reproduire les faits stylisés monétaires. Dans ce contexte, si on s'intéresse au lien entre consommation et substitution intertemporelle, l'hypothèse de formation des habitudes s'avère particulièrement intéressante, et ce notamment au regard de l'approche néoclassique de la consommation et des effets de substitution que ces modèles engendrent. Les propriétés dynamiques de cette hypothèse sont alors discutées en passant en revue les différentes spécifications que la formation des habitudes peut prendre. En particulier, on explique qu'une économie d'échange où les choix des ménages sont intertemporels ne peut reproduire la relation entre taux d'intérêt et croissance de la consommation, lien au cœur de toute l'analyse des effets de la politique monétaire. Il est montré, en utilisant un modèle simple de substitution intertemporelle sans monnaie, qu'en théorie, l'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation des ménages est effectivement pertinente pour mieux reproduire le comportement joint de la consommation et du taux d'intérêt. L'hypothèse de formation des habitudes semble être un mécanisme de transmission des chocs monétaires plausible, de part sa capacité à réduire l'effet de substitution intertemporelle notamment et parce qu'elle permet également d'obtenir des valeurs de l'élasticité de substitution intertemporelle davantage en accord avec les valeurs estimées.

## BIBLIOGRAPHIE

- ABEL, A. (1990), « Asset Prices under Habit Formation and catching up with the Joneses », *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 80(2) : 38-42.
- ABEL, A. (1999), « Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium », *Journal of Monetary Economics*, 43(1) : 3-33.
- ALESSIE, R. et A. LUSARDI (1997), « Consumption, Saving and Habit Formation », *Economics Letters*, 55(1) : 103-108.
- ANDO, A. et F. MODIGLIANI (1960), « The Permanent Income and Life Cycle Hypothesis of Saving Behavior: Comparison and Tests », in I. FRIEND et R. JONES (éds), *Consumption and Saving*, Philadelphia : University of Pennsylvania Press.
- ANDRES, A., J.D. LOPEZ-SALIDO, et J. VALLES (2002), « Intertemporal Substitution and the Liquidity Effect in a Sticky Price Model », *European Economic Review*, 46(8) : 1 399-1 421.

- ARROW, K. J. et G. DEBREU (1954), « Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy », *Econometrica*, 22(3) : 265-290.
- ATKESON, A. et M. OGAKI (1996), « Wealth-Varying Intertemporal Elasticities of Substitution: Evidence from Panel and Aggregate Data », *Journal of Monetary Economics*, 38(3) : 507-534.
- ATTANASIO, O. et G. WEBER (1993), « Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation », *The Review of Economic Studies*, 60(3) : 631-649.
- ATTANASIO, O. et G. WEBER (1995), « Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey », *Journal of Political Economy*, 103(6) : 1 121-1 157.
- ATTANASIO, O. et M. BROWNING (1995), « Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle », *American Economic Review*, 85(5) : 1 118-1 137.
- ATTANASIO, O., J. BANKS, et S. TANNER (2002), « Asset Holding and Consumption Volatility », *Journal of Political Economy*, 110(4) : 771-792.
- AURAY, S. (2006), « Persistance des habitudes et effet de liquidité », *Annales d'Economie et de Statistiques*, 82 : 129-150.
- AURAY, S. et C. GALLÈS (2008), « Consumption Growth and the Real Interest Rate following a Monetary Policy Shock: Is the Habit Persistence Assumption Relevant? », *Louvain Economic Review*, 74(2) : 121-141.
- AURAY, S. et P. FÈVE (2008), « On Sunspots, Habit Formation and Monetary Facts », *Macroeconomic Dynamics*, 12(1) : 72-96.
- AURAY, S., F. COLLARD, et P. FÈVE (2005), « Habit Persistence, Money Growth Rule and Real Indeterminacy », *Review of Economic Dynamics*, 8(1) : 48-67.
- BEAUDRY, P. et A. GUAY (1996), « What Do Interest Rates Reveal about the Functioning of Real Business Cycle Models? », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20(9-10) : 1 661-1 682.
- BEAUDRY, P. et E. VAN WINCOOP (1996), « The Intertemporal Elasticity of Substitution: An Exploration using a US Panel of State Data », *Economica*, 63(251) : 495-512.
- BECKER, G.S. (1992), « Habits, Addictions and Traditions », *Kyklos*, 45 : 327-346.
- BECKER, G.S. (1996), *Accounting for Tastes*, Cambridge : Harvard University Press.
- BÉNASSY, J.P. (1995), « Money and Wage Contracts in an Optimizing Model of the Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, 35(2) : 303-315.
- BÉNASSY, J.P. (1999), *Wage Contracts and Output Persistence in an Optimizing Model of the Business Cycle*, miméo, Cepremap.
- BENHABIB, J. et R. FARMER (1994), « Indeterminacy and Increasing Returns », *Journal of Economic Theory*, 63(1) : 19-41.
- BENHABIB, J. et R. FARMER (2000), « The Monetary Transmission Mechanism », *Review of Economic Dynamics*, 3(3) : 523-550.

- BERLOFFA, G. (1997), « Temporary and Permanent Changes in Consumption Growth », *Economic Journal*, 107 : 345-358.
- BERNANKE, B. et A. BLINDER (1992), « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*, 82(4) : 901-921.
- BLOCH, L. et F. MAUREL (1991), « Consommation-Revenu permanent : un regard d'économètre », *Économie et Prévision*, 99 : 113-144.
- BLUNDELL, R., M. BROWNING, et C. MEGHIR (1994), « Consumer Demand and the Life Cycle Allocation of Household Expenditures », *The Review of Economic Studies*, 6(1) : 57-80.
- BOLDRIN, M., L.J. CHRISTIANO, et J.D.M. FISHER (2001), « Habit Persistence, Asset Returns and the Business Cycle », *American Economic Review*, 91(1) : 149-166.
- BRAUN, P.A., G.M. CONSTANTIDINES, et W.E. FERSON (1993), « Time Nonseparability in Aggregate Consumption », *European Economic Review*, 37(5) : 897-920.
- BROWN, T.M. (1952), « Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour », *Econometrica*, 30 : 335-371.
- CALMÈS, C. (2003), « La poignée de main invisible et la persistance des cycles d'affaire : un survol », *L'Actualité économique : Revue d'analyse économique*, 79(4) : 563-581.
- CAMPBELL, J. (1996a), « Consumption and the Stock Market : Interpreting International Experience », Working Paper 5610, N.B.E.R.
- CAMPBELL, J. (1996b), « Consumption and the Stock Market: Interpreting International Experience », *Swedish Economic Policy Review*, 3 : 251-299, automne.
- CAMPBELL, J. (1999), « Asset Prices, Consumption and the Business Cycle », in J.B. TAYLOR et M. WOODFORD (éds), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam : North-Holland, Vol. 1A.
- CAMPBELL, J. et J.H. COCHRANE (1995), « By Force of Habit : A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior », Working Paper 4995, N.B.E.R.
- CAMPBELL, J. et J.H. COCHRANE (1999), « By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior », *Journal of Political Economy*, 107(2) : 205-251.
- CAMPBELL, J. et A. DEATON (1989), « Why Is Consumption So Smooth? », *The Review of Economic Studies*, 56(3) : 357-374.
- CAMPBELL, J. et G. MANKIW (1989), « Consumption, Income, and Interest Rates: reinterpreting the Time Series Evidence », in O. BLANCHARD et S. FISCHER (éds), *N.B.E.R. Macroeconomics Annual*, Princeton University Press.
- CAMPBELL, J. et G. MANKIW (1990), « Permanent Income, Current Income, and Consumption », *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(3) : 264-279.
- CAMPBELL, J. et G. MANKIW (1991), « The Response of Consumption to Income: a Cross-country Investigation », *European Economic Review*, 35(4) : 723-756.
- CARROL, C.D. et D.N. WEIL (1994), « Saving and Growth: a Reinterpretation », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40 : 133-192, juin.



- CARROL, C.D., J. OVERLAND, et D.N. WEIL (2000), « Saving and Growth with Habit Formation », *American Economic Review*, 90(3) : 341-355.
- CHAPMAN, D.A. (1997), « The Cyclical Properties of Consumption Growth and the Real Term Structure », *Journal of Monetary Economics*, 39(2) : 145-172.
- CHARI, V.V., P.J. KEHOE, et E.R. McGRATTAN (2000), « Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem? », *Econometrica*, 68(5) : 1 151-1 179.
- CHO, J.O. et T.F. COOLEY (1995), « The Business Cycle with Nominal Contracts », *Economic Theory*, 6(1) : 13-33.
- CHO, J.O., T.F. COOLEY et L. PHANEUF (1997), « The Welfare Costs of Nominal Wage Contracting », *The Review of Economic Studies*, 64(3) : 465-484.
- CHRISTIANO, L.J. (1989), « Understanding Japan's Saving Rate: the Reconstruction Hypothesis », 13(2) : 10-25.
- CHRISTIANO, L.J. (1991), « Modelling the Liquidity effect of a Money Shock », *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, 15(1) : 3-34.
- CHRISTIANO, L.J. et M. EICHENBAUM (1992), « Liquidity Effects and The Monetary Transmission Mechanism », *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 82(2) : 346-353.
- CHRISTIANO, L.J., M. EICHENBAUM, et C. EVANS (1999), « Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End? », in M. WOODFORD et J. TAYLOR (éds), *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, chapter 3.
- CHRISTIANO, L.J., M. EICHENBAUM, et C. EVANS (2005), « Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of a Shock to Monetary Policy », *Journal of Political Economy*, 113(1) : 1-45.
- CLOWER, R.W. (1967), « A Reconsideration of the Microfoundations of Money », *Western Economic Journal*, 6(4) : 1-9.
- COHEN, D. (1986), « Monnaie, richesse et dette des nations », *Annales d'Economie et de Statistique*, ed. du CNRS Monographie.
- CONSTANTINIDES, G.M. (1990), « Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle », *Journal of Political Economy*, 98(3) : 519-543.
- CONSTANTINIDES, G.M. et W. E. FERSON (1991), « Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption », *Journal of Financial Economics*, 29(2) : 199-240.
- COOLEY, T. et G. HANSEN (1989), « The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model », *American Economic Review*, 79(4) : 733-748.
- DEATON, A.S. (1992), *Understanding Consumption*, New York : Oxford University Press.
- DE LA CROIX, D. et J.P. URBAIN (1998), « Intertemporal Substitution in Import Demand and Habit Formation », *Journal of Applied Econometrics*, 13(6) : 589-612.

- DEVEREUX, Paul J. et Robert A. HART (2007), « The Spot Market Matters: Evidence On Implicit Contracts From Britain », *Scottish Journal of Political Economy*, 54(5) : 661-683.
- DUESENBERY, J.S. (1949), *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge : Harvard University Press.
- DUNN, K. et K. SINGLETON (1986), « Modelling the Term Structure of Interest Rates under Habit Formation and Durability of Goods », *Journal of Financial Economics*, 17(1) : 27-55.
- DYNAN, K.E. (2000), « Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data », *American Economic Review*, 90(3) : 391-407.
- EICHENBAUM, M. et L. HANSEN (1988), « Estimating Models with Intertemporal Substitution using Aggregate Time Series Data », *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 : 53-69.
- EICHENBAUM, M., L. HANSEN et K. SINGLETON (1988), « A Time Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under uncertainty », *Quarterly Journal of Economics*, 79(4) : 733-748.
- EPSTEIN, L.G. et S.E. ZIN (1989), « Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework », *Econometrica*, 57(4) : 937-969.
- EPSTEIN, L.G. et S.E. ZIN (1991), « Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis », *Journal of political Economy*, 9(2) : 263-286.
- FISHER, I. (1930), *The Theory of Interest : As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*, New-York : Macmillan.
- FLAVIN, M. (1981), « The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income », *Journal of Political Economy*, 89(5) : 974-1009.
- FRIEDMAN, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton : Princeton University Press.
- FRIEDMAN, M. et A.J. SCHWARTZ (1963), *A Monetary History of the United States 1867-1960*, Princeton : Princeton University Press.
- FUERST, T.S. (1992), « Liquidity, Loanable funds and Real Activity », *Journal of Monetary Economics*, 29(1) : 3-24.
- FUHRER, J.C. (2000), « Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models », *American Economic Review*, 90(3) : 367-390.
- FUHRER, J.C. et M.W. KLEIN (1998), « Risky Habits : On Risk Sharing, Habit Formation, and the Interpretation of International Consumption Correlations », Working Paper 6735, N.B.E.R.
- GALLANT, J. et G. TAUCHEN (1989), « Semionparametric Estimation of Conditionally Constrained Heterogeneous Processes: Asset Pricing Applications », *Econometrica*, 57(5) : 1 091-1 120.

- GALLANT, J., L.P. HANSEN, et G. TAUCHEN (1990), « Using Conditional Moments of Asset Payoffs to infer the Volatility of Intertemporal Marginal Rates of Substitution », *Journal of Econometrics*, 45(1-2) : 141-179.
- HADJIMATHEOU, G. (1987), *Consumer Economics after Keynes: Theory and Evidence of the Consumption Function*, Wheat Sheaf, Brighton Sussex.
- HAHM, J-H. (1998), « Consumption Adjustment to Real Interest Rates: Intertemporal Substitution Revisited », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22 : 293-320.
- HAIRAULT, J.O. et F. PORTIER (1993a), « Monnaie et inflation dans un modèle de cycles réels », *Recherches Économiques de Louvain*, 59(4) : 427-461.
- HALL, R. (1978), « Stochastic Implications of the Life-Cycle/Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence », *Journal of Political Economy*, 86(6) : 971-987.
- HALL, R. (1988), « Intertemporal Substitution in Consumption », *Journal of Political Economy*, 96(2) : 339-357.
- HALL, R. et F. MISHKIN (1982), « The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel data on Households », *Econometrica*, 50(2) : 461-481.
- HANSEN, L.P. et R. JAGANNATHAN (1991), « Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies », *Journal of Political Economy*, 99(2) : 225-262.
- HANSEN, L.P. et K.J. SINGLETON (1982), « Generalized Instrumental Variables Estimation of Non-linear Rational Expectations Models », *Econometrica*, 50(5) : 1 269-1 286.
- HANSEN, L.P. et K.J. SINGLETON (1983), « Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns », *Journal of Political Economy*, 91(2) : 249-265.
- HAYASHI, F. (1982), « The Permanent Income Hypothesis : Estimation and Testing by Instrumental Variables », *The Journal of Political Economy*, 90(5) : 895-916.
- HEATON, J. (1990), « The Interaction between Time-nonseparable Preferences and Time Aggregation », Working Paper 3181-90-EFA, Sloan School MIT, mimeo.
- HEATON, J. (1993), « The Interaction between Time-nonseparable Preferences and Time Aggregation », *Econometrica*, 61(2) : 353-385.
- HEATON, J. (1995), « An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preferences Specification », *Econometrica*, 63(3) : 681-717.
- HEIEN, D. et C. DURHAM (1991), « A Test of the Habit Formation Hypothesis Using Household Data », *Review of Economics and Statistics*, 73(2) : 189-199.
- HELPMAN, E. (1981), « An Exploration in the Theory of Exchange Rates Regimes », *Journal of Political Economy*, 89(5) : 865-890.
- HENDRY, S. et G-J. ZHANG (2001), « Liquidity Effects and Market Frictions », *Journal of Macroeconomics*, 23(2) : 153-176.

- HICKS, J.R. (1965), *Capital and growth*, Oxford : Clarendon Press.
- HOBSON, J.A. (1931), *The Economics of Unemployment*, London : Allen and Unwin.
- HOTZ, V.J., F.E. KYDLAND, et G.J. SEDLACEK (1988), « Intertemporal Preferences and Labor Supply », *Econometrica*, 56(2) : 335-360.
- HOUTHAKKER, H.S. et L.D. TAYLOR (1970), *Consumer in the United States*, Cambridge : Harvard University Press.
- JAPPELLI, T. et M. PAGANO (1994), « Saving, Growth and Liquidity Constraints », *Quarterly Journal of Economics*, CIX(1) : 83-109.
- KENNAN, J. (1988), « An Econometric Analysis of Fluctuations in Aggregate Labor Supply and Demand », *Econometrica*, 56(2) : 317-333.
- KETTLER, P.C. (2009), « The Arrow-Pratt Indexes of Risk Aversion and Convex Risk Measures They Imply », mimeo.
- KEYNES, J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, London.
- KING, R.G. et M.W. WATSON (1996), « Money, Prices, the Interest rates and the Business Cycle », *The Review of Economics and Statistics*, 78(1) : 17-34.
- KOCHERLAKOTA, N.R. (1996), « The Equity Premium : It's still a Puzzle », *Journal of Economic Literature*, 34(1) : 42-71.
- KREPS, D. M. et E. L. PORTEUS (1978), « Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory », *Econometrica*, 46(1) : 185-200.
- LEEPER, E.M., C.A. SIMS, et T. ZHA (1996), « What Does Monetary Policy Do? », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2 : 1-63.
- LEEPER, E.M. et D. GORDON (1992), « In Search of the Liquidity Effect », *Journal of Monetary Economics*, 29(3) : 341-369.
- LETTAU, M. et H. UHLIG (2000), « Can Habit Formation be Reconciled with Business Cycle Facts? », *Review of Economic Dynamics*, 3(1) : 79-99.
- LUCAS, R. (1976), « Econometric Policy Evaluation: A Critique », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1 : 19-46.
- LUCAS, R. (1990), « Liquidity and Interest Rates », *Journal of Economic Theory*, 50(1) : 237-264.
- LUCAS, R. et N. STOKEY (1983), « Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital », *Journal of Monetary Economics*, 12(1) : 55-93.
- LUCAS, R. et N. STOKEY (1987), « Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy », *Econometrica*, 55(3) : 491-513.
- MANKIW, G. N. (1987), « Consumer Spending and the After-Tax Real Interest Rate », in MARTIN FELDSTEIN (éd.), *The Effects of Taxation on Capital Accumulation*, Chicago and London : University of Chicago Press.
- MARX, K. (1867), *Capital : A Critique of Political Economy*, Middlesex : Penquin and New Left Review, Translated by B. Fowkes.

- MATHENY, K.J. (1998), « Non-Neutral responses to Money Supply Shocks when Consumption and Leisure are Pareto Substitutes », *Economic Theory*, 11(2) : 379-402.
- MILL, J.S. (1964), *Utilitarianism*, London : Dent and Sons, 1863.
- MODIGLIANI, F. (1971), « 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.
- MODIGLIANI, F. et R. BRUMBERG (1954), « Utility Analysis and the Consumption Function : An Interpretation of Cross-Section Data », in K. KURIHARA (éd.), *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick : Rutgers University Press.
- NAIK, N.Y. et M.J. MOORE (1996), « Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption », *The Review of Economics and Statistics*, 78(2) : 321-328.
- OGAKI, M. (1992), « Engel's Law and Cointegration », *Journal of Political Economy*, 100 (5) : 1 027-1 046.
- OGAKI, M. et A. ATKESON (1997), « Rate of Time Preference, Intertemporal Elasticity of Substitution, and Level of Wealth », *Review of Economics and Statistics*, 79(4) : 564-572.
- OGAKI, M. et C. REINHART (1998), « Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods », *Journal of Political Economy*, 106(51) : 1 078-1 098.
- OSBORN, D.R. (1988), « Seasonality and Habit Persistence in a Life Cycle Model of Consumption », *Journal of Applied Econometrics*, 4(3) : 255-266.
- PHELPS, E.S. (1973), « Inflation in the Theory of Finance », *Swedish Journal of Economics*, 5(1) : 67-82.
- PHILIPS, L (1974), *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam : North Holland.
- SHRIKHANDE, M.M. (1997), « Nonaddictive Habit Formation and the Equity Premium Puzzle », *European Financial Management*, 3(3) : 293-319.
- SIMS, C.A. (1972), « Money, Income and Causality », *American Economic Review*, 62(4) : 540-552.
- SIMS, C.A. (1980), « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, 48(1) : 1-48.
- SIMS, C.A. (1992), « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The effects of Monetary Policy », *European Economic Review*, 36(5) : 975-1 000.
- SLESNICK, D. T. (1998), « Are Our Data Relevant to the Theory? The Case of Aggregate Consumption », *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(1) : 52-61.
- SMITH, A. (1759), *The Theory of Moral Sentiments*, Oxford : Clarendon Press.
- SMITHIES, A. (1945), « Forecasting Postwar Demand », *Econometrica*, 13(1) : 1-14.
- SMITHIES, A. (1946), « The American Economy in the Thirties », *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 36(2) : 11-27.

- SPINNEWYN, F. (1981), « Rational Habit Formation », *European Economic Review*, 15(1).
- STRONGIN, S. (1995), « The Identification of Monetary Policy Disturbances— Explaining the Liquidity Puzzle », *Journal of Monetary Economics*, 35(3) : 463-497.
- SUNDARESAN, S.M. (1989), « Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth », *The Review of Financial Studies*, 2(1) : 73-89.
- TSIANG, S.C. (1966), « Walras Law, Say's Law and Liquidity Preference in General Equilibrium Analysis », *International Economic Review*, 7(3) : 329-345.
- VAN DALEN, H. P. (1995), « Intertemporal Substitution in War and Peace: Evidence from the United Kingdom », 1830-1990, *Journal of Macroeconomics*, 17(3) : 447-469.
- VEBLÉN, T.B. (1899), *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study of Institutions*, New York : Modern Library.
- VIARD, A. D. (1997), « How Forecastable is Consumption Growth? New Evidence on the Hall Random Walk Hypothesis », *Applied Economics*, 29 : 1 435-1 446.
- VISSING-JORGENSEN, A. (2002), « Limited Asset Market Participation and the Elasticity of Intertemporal Substitution », *Journal of Political Economy*, 110(4) : 825-853.
- VISSING-JORGENSEN, A. et O. ATTANASIO (2003), « Stock Market Participation, Intertemporal Substitution and Risk Aversion », *American Economic Review Papers and Proceedings*, 93(2) : 383-391.
- WEN, Y. (2006), « Demand Shocks and Economic Fluctuations », *Economics Letters*, 90(3) : 373-383.
- WILSON, C.A. (1979), « An Infinite Horizon Model with Money », in J. GREEN et J. SCHEINKMAN (éds), *General Equilibrium, Growth and Trade*, New York : Academic Press.
- WINDER, C. et F. Palm (1991), « Stochastic Implications of the Life Cycle Consumption under Rational Habit Formation », Working Paper, University of Limburg.
- WOITTEZ, I. et A. KAPTEYN (1998), « Social Interactions and Habit Formation in a Model of Female Labor Supply », *Journal of Public Economics*, 70(2) : 185-205.
- WOODFORD, M. (1994), « Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-advance Economy », *Economic Theory*, 4(3) : 345-380.