



Groupe de Recherche en Économie et Développement International

Cahier de recherche / Working Paper
09-04

Monnaie, Consommation et
Substitution Intertemporelle

Stéphane Auray

Monnaie, Consommation et Substitution Intertemporelle

Stéphane Auray*

Janvier 2009

Résumé

Cet article cherche à montrer l'intérêt de l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation au regard des effets de la politique monétaire. Les mécanismes au coeur de certains modèles monétaires sont mis en exergue. Nous insistons alors, à l'aide d'un modèle simple de choix intertemporels, sur le rôle que peut jouer la persistance des habitudes de consommation en termes de substitution intertemporelle.

Mots clés : Monnaie, Consommation, Persistance des habitudes.

Codes JEL : E21, E32, E4

1 Monnaie et Fluctuations

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

*EQUIPPE (EA 4018), Universités Lille Nord de France and GREDI, Université de Sherbrooke and CIRPÉE, Canada. Email : stephane.auray@gmail.com.

Or, on constate dans l'analyse macroéconomique contemporaine l'émergence d'un consensus à propos de l'impact non-négligeable de la politique monétaire sur l'activité économique. Dès 1933, von Hayek distingue les impulsions monétaires des mécanismes de propagation réels qui engendrent le cycle. Par la suite, Haberler présente la monnaie comme une des impulsions principales du cycle (voir Haberler [1958]). Cependant, c'est seulement à la parution du livre de Friedman et Schwartz [1963] que l'idée d'une influence de la monnaie sur les fluctuations économiques est réellement acceptée. Ces auteurs expliquent la crise de 1929 par la diminution de la masse monétaire durant cette période. L'idée véhiculée par Friedman et Schwartz [1963] se diffuse largement au sein des économistes. Dès lors, l'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])¹. Afin d'étudier le rôle de la monnaie dans les fluctuations économiques, Sims [1980] propose d'utiliser un outil d'analyse des fluctuations centrées sur les innovations statistiques d'un modèle structurel vectoriel autorégressif (SVAR)². La non-neutralité des chocs monétaires semble alors incontestable. A la suite des travaux fondateurs de Sims, de nombreux auteurs ont cherché en utilisant le cadre de la méthodologie SVAR, à confirmer ou infirmer l'hypothèse de non-neutralité de la monnaie (voir, par exemple, Litterman et Weiss [1985], Blanchard et Watson [1986], Bernanke [1986], Blanchard [1989] et Galí [1992]). Blanchard [1989] montre ainsi, par exemple, que les chocs monétaires influencent les variations du PNB réel américain. Cependant, la difficulté de mesurer la véritable contribution des chocs monétaires demeure tant le traitement de la non-stationnarité et les hypothèses d'identification des sources d'impulsion sont différents selon les travaux.

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

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

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

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

Malgré ces difficultés, l'utilisation de la méthodologie 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 impulsion monétaire. Ces faits stylisés constituent le coeur de l'analyse monétaire.

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

L'utilisation de modèles SVAR permet de mettre en évidence le comportement des agrégats de l'économie à la suite, par exemple d'une modification de la politique monétaire. Le choix des variables, le nombre de retards, l'hypothèse de recursivité ont alors été examinés dans de nombreuses études (voir Sims [1992], Bernanke et Blinder [1992], Leeper et Gordon [1992], Strongin [1995], Leeper, Sims et Zha [1996], Christiano, Eichenbaum et Evans [1999] et [2001]). Au delà de certaines controverses concernant les à 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

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

d'intérêt réel diminuent de façon persistante⁴, (iii) la croissance de la consommation augmente de façon persistante (voir Christiano, Eichenbaum et Evans [2005]⁵) et (iv) le niveau des prix répond initialement négativement mais très faiblement.

Les points (i) et (iv) décrivent le mécanisme de transmission monétaire alors que les points (ii) et (iii) correspondent à l'effet de liquidité⁶. Les résultats (i) et (iii) décrivent le co-mouvement 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

⁴Notons, 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 du produit de l'économie est forte et négative. Ils affirment alors que les chocs monétaires sont importants dans l'explication du comportement du produit à la suite d'une modification de la politique monétaire.

⁵L'introduction de la consommation dans un modèle SVAR est récente dans cette partie de la 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.

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

définition de Phelps [1973]. Le mécanisme de propagation de la taxe inflationniste dans les modèles à encaisses préalables transite par l'intermédiaire de deux caractéristiques : d'une part, les revenus perçus après la fermeture des biens (salaires et dividendes) ne sont utilisables qu'avec une période de retard ; d'autre part, le montant réel de ces revenus peut être rendu inférieur par la contrainte monétaire. Le décalage entre perception et utilisation des revenus nécessite d'actualiser les recettes courantes perçues après la fermeture du marché des biens, qui ne seront disponibles que pour la consommation future. Le taux d'actualisation ainsi introduit s'assimile à un manque à gagner en termes d'intérêts qui correspond donc à ce que l'on appelle la taxe inflationniste. Dans ce modèle, seule la composante anticipée de l'inflation exerce un effet sur la dynamique. Après un accroissement du taux de croissance des encaisses nominales, les agents ont des anticipations d'inflation à la hausse. Afin de lisser leur trajectoire de consommation, ils réduisent leur consommation dès la période du choc et reportent leur consommation à la période suivante pour épargner. Le taux d'intérêt nominal augmente alors. Ceci correspond au mécanisme de substitution intertemporelle standard utilisé par le ménage pour arbitrer entre consommation et épargne dans ce type de modèle.

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

La comparaison d'une économie de troc avec une économie à contrainte d'encaisses préalables telle qu'elle est décrite par Clower [1967] permet d'approfondir ce constat et de mettre l'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, à information parfaite ... imposer une contrainte de transactions ne modifie en rien l'arbitrage du consommateur par rapport à une situation de troc : les allocations d'équilibre des deux modèles coïncident et sont toutes deux Pareto optimales. En d'autres termes, l'utilisation de la monnaie en règlement des transactions telles que supposées par Clower ne suscite aucun effet richesse à l'équilibre par rapport au troc (Cohen [1986] décrit ce résultat dérivé à l'origine par Helpman [1981]). L'influence de la contrainte d'encaisses préalables ne transitera donc que par des mécanismes de substitution entre les biens ou de substitution intertemporelle. L'introduction de cette contrainte a donc pour but la dérivé d'une fonction de demande de monnaie et du niveau général des prix, les chocs

monétaires se transmettent alors via la déformation des taux marginaux de substitution entre les biens ou au cours du temps.

Une extension au modèle à contrainte d'encaisses préalables consiste à introduire des rigidités sur les marchés des biens ou du travail. Ces travaux soulignent l'importance des rigidités de prix, sous forme de contrats (voir, par exemple, Cho et Cooley [1995]) ou de coûts d'ajustement (voir, par exemple, Hairault et Portier [1993a]), pour obtenir une influence positive de la monnaie sur l'activité économique. L'existence d'une rigidité du salaire permet d'obtenir un résultat similaire (voir 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 non plus la reproduction de cet effet de liquidité (voir, par exemple, Hairault et Portier [1993a], King et Watson [1996] et Chari, Kehoe et McGrattan [2000]). Il semble alors intéressant de combiner imperfections de prix et/ou de salaire et participation limitée. Dans un tel contexte, les travaux de Hendry et Zhang [2001] montrent que la persistance reproduite de l'activité est loin de celle observée dans les données. Notons, toutefois, qu'il est possible de reproduire un effet de liquidité à l'aide d'un modèle à rigidités de prix si les préférences des ménages sont séparables. Dans ce cas, une faible élasticité de substitution intertemporelle dans la consommation est une condition nécessaire pour reproduire un effet de liquidité (voir Andres, Lopez-Salido et Valles [2002]).

De plus, certains travaux récents considèrent l'existence d'imperfections sur le marché financier. Ces modèles à contraintes de transactions permettent de reproduire des effets de liquidité parallèlement aux mécanismes de taxe inflationniste. Il s'agit des modèles à participation limitée (voir Lucas [1990] et Fuerst [1992] ou Christiano [1991] pour une application). Ces modèles adoptent l'hypothèse commune que les ménages ne peuvent ajuster immédiatement leur comportement aux modifications qui se produisent sur le marché financier. Ainsi, suite à une injection monétaire, l'offre de fonds prêtables des banques augmente ; les ménages ne pouvant pas se porter à court terme sur le marché du crédit, seules les entreprises peuvent absorber cet excès d'offre de fonds prêtables, ce qui exerce une pression à la baisse sur le taux d'intérêt nominal. En réduisant la charge de la dette des entreprises, la baisse du taux d'intérêt leur permet d'augmenter leur échelle de production, ce qui favorise l'emploi et l'activité. Cependant, de façon identique au modèle à contrainte d'encaisses préalables, la réponse de la consommation à

une modification de la politique monétaire n'est pas pertinente au regard des données (la consommation réagit négativement à une injection monétaire). En effet, un accroissement du taux de croissance des encaisses nominales entraîne une diminution de la richesse anticipée des agents qui réduisent leur consommation dès la période du choc. Le ménage va donc reporter sa consommation à la période suivante. Ce phénomène traduit un effet de substitution intertemporelle. Enfin, bien que ce modèle permette de reproduire un effet de liquidité, ce dernier ne dure qu'une période et n'est donc pas persistant. L'effet de liquidité n'est pas persistant car il est dominé (une période après le choc) par l'impact de la taxe inflationniste. En effet, dès la seconde période après le choc monétaire, l'hypothèse de participation limitée ne s'applique plus, le seul mécanisme à l'œuvre est alors celui de la taxe inflationniste. Les ménages réduisent leurs dépôts car leur rendement a diminué et car ils anticipent une inflation positive à la période suivante. La baisse de la demande de dépôts fait augmenter le taux d'intérêt au dessus de sa valeur d'équilibre stationnaire. L'hypothèse de participation limitée permet donc de briser l'effet de la taxe inflationniste à la première période, ce dernier l'emportant sur l'effet de liquidité dès la seconde période. L'obtention d'un effet de liquidité dominant et persistant passe, dans ce modèle, par l'introduction d'un coût d'ajustement sur l'investissement (voir Christiano et Eichenbaum [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.

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 co-existent 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 dans la consommation est donc au cœur des modèles monétaires à contraintes d'encaisses préalables. Explorer ce mécanisme au regard des modifications de la politique monétaire est nécessaire. C'est pourquoi, l'intégration récente de la consommation dans les modèles SVAR n'est pas fortuite. Le recours aux fondements théoriques de l'analyse de la consommation est alors déterminant, en particulier pour décrire et préciser le rôle du mécanisme de substitution intertemporelle.

3 Consommation et substitution intertemporelle : état des connaissances

L'analyse de la consommation dans une perspective macroéconomique trouve son origine dans la « *Théorie Générale de l'Emploi, de l'Intérêt et de la Monnaie* » de Keynes [1936]. Cet auteur développe alors le concept de fonction de consommation afin d'argumenter son rejet de la loi de Say, d'après laquelle « toute offre crée ses propres débouchés ». Une idée fondamentale, connue sous le nom de loi psychologique, consiste à dire que lorsque le revenu s'accroît, la consommation s'accroît mais dans une moindre mesure. Le revenu courant est alors le déterminant essentiel de la consommation contemporaine. Les premiers travaux menés à partir de données individuelles en coupe transversale ont permis de confirmer la loi psychologique de Keynes, notamment sous sa forme relative. Il est ainsi montré que le taux d'épargne de l'individu est d'autant plus élevé que son

revenu est élevé. Cependant, les premiers travaux menés sur données agrégées en coupe longitudinale incitent à nuancer ces résultats. Ainsi, Kuznets montre la constance sur longue période (de 1869 à 1938) de la propension moyenne à consommer c'est-à-dire du taux d'épargne. La consommation représente donc une fraction constante du revenu. Par ailleurs, la propension marginale à consommer évaluée en coupe instantanée est inférieure à celle obtenue à partir de séries de longue période (voir Smithies [1945] et [1946]). La consommation est alors moins sensible, à court terme, aux variations du revenu qu'à long terme.

3.1 La formation des habitudes : une piste

Des tentatives de réponse à ces premières critiques à la théorie keynésienne de la consommation ont alors été avancées. Tout d'abord, Duesenberry [1949] propose, dans la lignée des conceptions keynésiennes, la théorie du revenu relatif. Dans ce cadre, la consommation dépend à la fois du niveau du revenu et du revenu moyen du groupe social auquel l'agent s'identifie. Il y a alors interdépendance de la consommation des différents agents. Ainsi, puisque un individu cherche à imiter la consommation des agents de son groupe ayant un niveau de vie supérieur, un individu sera caractérisé par une propension moyenne à consommer plus élevée que celle d'un agent ayant un revenu supérieur. Dans ce cadre, les estimations réalisées sur données de longue période montrent que la propension marginale à consommer est supérieure à la propension à consommer le revenu propre. Cependant, cette théorie prédit qu'un agent ayant de faibles revenus désépargne continuellement. Ce point met en évidence que la prise en compte des contraintes budgétaires des agents est nécessaire. Duesenberry [1949] propose, par ailleurs, l'hypothèse d'une irréversibilité des choix de consommation effectués par les agents dans le passé. Il considère alors que lorsque le revenu diminue, il est difficile pour un agent de réduire sa consommation. La consommation est alors déterminée par le revenu courant et l'écart entre le revenu maximum atteint dans le passé et le revenu courant. Sous cette hypothèse, la consommation actuelle de l'agent tend à se rapprocher des niveaux élevés antérieurs de consommation. Ainsi, un niveau élevé de revenu tend à modifier les habitudes de consommation. Lorsque le revenu est réduit, la consommation ne diminue pas aussi rapidement qu'elle a augmenté. A l'inverse, lorsque le revenu augmente, la consommation suit son sentier de croissance de long terme. Notons que Duesenberry [1949] met essentiellement l'accent sur un phénomène de formation d'habitudes externes. En effet, dans le cadre proposé par cet auteur, la persistance des habitudes est liée à un phénomène social, un effet de démonstration vis-à-vis de la catégorie sociale à laquelle appartient l'agent. Il mentionne toutefois, que ce phénomène

peut être internalisé par l'agent. Dans ce dernier cas, l'agent observe sa consommation passée pour déterminer son niveau de consommation présent sans tenir compte de la consommation des autres agents.

Remarquons ici, que Keynes lui même évoque ce phénomène :

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

Keynes [1936], p.84

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

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

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

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

L'approche néoclassique, issue de travaux réalisés par Friedman (voir Friedman [1957]) et Modigliani (voir Modigliani et Brumberg [1954] et Ando et Modigliani [1960]) fait dépendre la consommation du taux d'intérêt et de la richesse. Cette approche reprend le cadre théorique développé par Fisher [1930] où les choix de consommation sont analysés dans une perspective intertemporelle et où la consommation courante est une fonction de la richesse et du taux d'intérêt. L'analyse néoclassique de la consommation agrégée repose alors sur l'analyse microéconomique des choix individuels et étend donc au niveau macroéconomique l'analyse fishérienne. Friedman [1957] approfondit l'idée initiée par Brown d'inertie de la consommation à court terme. Cependant, pour Friedman, la consommation n'est pas déterminée par le revenu courant mais par le revenu moyen anticipé, appelé revenu permanent. Ce revenu permanent, économiquement pertinent pour analyser les décisions de consommation, n'est pas observable statistiquement. Il diffère notamment du revenu courant, observable statistiquement mais qui est soumis à des fluctuations conjoncturelles sans grande importance pour les décisions de consommation. La spécification friedmanienne de la fonction de consommation permet d'intégrer la critique de Kuznets (élasticité unitaire de la consommation par rapport au revenu, c'est-à-dire un taux d'épargne constant) et celle de Smithies (propension marginale à consommer le revenu de court terme inférieure à la propension marginale à consommer de long terme). C'est sur la base du modèle fishérien tel qu'il est présenté par Friedman que les théories modernes de la consommation se sont développées.

L'approche théorique moderne de l'étude de la consommation consiste ainsi en trois postulats majeurs. Tout d'abord, les hypothèses se veulent micro-fondées. Il faut, de plus, considérer que l'agent qui prend les décisions est rationnel. Enfin, les consommateurs agissent, tout au long de leur vie, en accord avec un plan de consommation. En satisfaisant ces points, la théorie du cycle de vie et l'hypothèse du revenu permanent sont devenues prédominantes. Ces théories reposent sur le modèle de choix intertemporels et retiennent la richesse et le taux d'intérêt comme déterminants de la consommation. Cependant, dans la théorie du cycle de vie, on suppose que coexistent des générations

d'agents ayant une durée de vie finie alors que dans la théorie du revenu permanent, on postule l'existence d'un agent représentatif ayant une durée de vie infinie. Au delà des différences qui caractérisent ces théories, elles partagent le même problème empirique, celui de la mesure de la richesse. En effet, l'évaluation de celle-ci nécessite de connaître les flux de revenus futurs, ce qui pose la question de leur anticipation. La théorie du revenu permanent a ainsi été remise en cause par la critique de Lucas [1976] et les hypothèses des anticipations rationnelles. C'est pourquoi, en 1978, Hall introduit le concept d'anticipations rationnelles dans le modèle du cycle de vie incluant l'hypothèse de revenu permanent (voir Hall [1978]). Cette innovation majeure permet de tester empiriquement ce modèle. Le principal avantage de cette modélisation est de réconcilier les évolutions de court terme de la consommation avec celles du plus long terme. En effet, le modèle implique le lissage de la consommation de l'agent d'une période à l'autre tout au long du cycle de vie. Cependant, les études économétriques rejettent l'hypothèse de revenu permanent avec anticipations rationnelles. Tout d'abord, ce modèle n'explique pas *l'excès de lissage* de la consommation. Ce modèle implique une relation entre la variance de la variation de la consommation et la variance des hausses non anticipées de revenu. Les études économétriques montrent que la variance empirique de la variation de la consommation est sensiblement plus faible que celle prédite par le modèle. Campbell et Deaton [1989] et Deaton [1992] ainsi que Bloch et Maurel [1991], respectivement, sur données américaines et sur données françaises, montrent qu'il y a un *excès de lissage* de la consommation que n'explique pas le modèle de Hall. D'autres études empiriques remettent en cause les résultats du modèle de revenu permanent, lequel n'explique pas *l'excès de sensibilité* de la consommation (voir Flavin [1981]). Une des implications du modèle est qu'une hausse anticipée du revenu entraîne une augmentation de la consommation inférieure à celle qu'induit une hausse équivalente mais non anticipée du revenu. En effet, ce modèle implique une relation entre variation de la consommation et revenu passé c'est-à-dire revenu anticipé. Les estimations du coefficient portant sur le revenu passé montrent alors une trop forte sensibilité de la consommation au revenu passé et donc anticipé par rapport aux implications du modèle théorique⁷.

⁷Deux séries de développement contemporains des fonctions de consommation sont à considérer. La première a trait à l'existence de contraintes de liquidités alors que la seconde renouvelle la prise en compte de l'épargne de précaution. L'implication principale des contraintes de liquidité est d'augmenter l'épargne des ménages, soit directement lorsqu'elles sont fortes – le ménage est obligé de réduire sa dépense de consommation en l'absence de possibilités d'emprunt –, soit indirectement lorsqu'elles sont révélées par la combinaison de la chute de revenu et de l'absence d'épargne préalable. Les contraintes de liquidité forcent par conséquent les ménages à constituer une épargne servant d'assurance contre l'incertitude du futur (voir Jappelli et Pagano [1994] pour une estimation de ces contraintes dans les pays industrialisés). Concernant l'épargne de précaution et les motifs de consommation, trois implications sont mises

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

3.3 Approche néoclassique et effet de substitution : des limites empiriques

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

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

d'intérêt est difficile à déterminer. Si la consommation présente et la consommation future sont fortement substituables, l'effet de substitution sera fort et l'emportera sur l'effet de revenu. En revanche, si la consommation future est ressentie comme complémentaire de la consommation présente, l'effet de revenu l'emportera sur un effet de substitution faible. La substituabilité dans ce modèle suppose alors que l'effet de substitution est relativement élevé alors que de nombreuses études empiriques penchent en faveur de faibles effets de substitution. En effet, la valeur de l'élasticité estimée est inférieure à l'unité et souvent proche de zéro (voir Hall [1988], Campbell et Mankiw [1989], Attanasio et Weber [1993], Kocherlakota [1996] et Campbell [1999]). Par ailleurs, d'autres études empiriques montrent que croissance de la consommation et taux d'intérêt réel sont faiblement et négativement liées (Hall et Mishkin [1982], Campbell et Mankiw [1989] et [1991] Campbell et Mankiw [1991], Chapman [1997]). L'observation du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'une modification de la politique monétaire reproduit dans un modèle intertemporel fishérien est ainsi contre-factuelle au regard de celui observé dans les données. En effet, croissance de la consommation et taux d'intérêt réel sont positivement corrélées dans ce modèle théorique. Ces faits empiriques sont donc en contradiction avec un effet de substitution élevé, mécanisme central des modèles monétaires à contrainte d'encaisses préalables.

On comprend alors l'importance du mécanisme de substitution intertemporelle à la suite d'un choc de politique monétaire⁸. 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 co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire.

Affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle, trop important dans les modèles monétaires, est donc nécessaire. 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.

⁸Dès 1971, Modigliani met l'emphase sur ce point.

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

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

A ce propos, Hicks souligne que :

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

Hicks [1965], p.261

Comme nous l'avons déjà mentionné, un élément essentiel de la théorie moderne de la consommation consiste à se fonder sur des bases microéconomiques solides. L'hypothèse de formation des habitudes décrit cette volonté. En effet, cette hypothèse réaffirme l'hypothèse de responsabilité des individus au regard des décisions qu'ils prennent en observant leurs niveaux de consommation passée et en tenant compte de leurs niveaux de consommation future. Enfin, elle met en évidence le fait que les individus modifient leurs préférences en fonction d'un effet d'apprentissage c'est-à-dire en tenant compte de l'expérience passée.

Justification empirique La persistance des habitudes trouve une justification empirique. Tout d'abord notons que même chez Friedman [1957], un modèle avec persistance des habitudes semble économétriquement mieux se comporter que le modèle de revenu permanent. Friedman [1957] explique que ce phénomène est dû à des problèmes de biais de simultanéité⁹.

Certaines études économétriques récentes parviennent à estimer le paramètre de persistance des habitudes. En effet, les évolutions de la recherche en économétrie ont permis

⁹A cet égard, Hadjimatheou [1987] montre dans une revue de la littérature portant sur la fonction de consommation que l'évidence empirique ne peut infirmer l'hypothèse de persistance des habitudes.

l'estimation de ce phénomène. Ainsi, Constantinides et Ferson [1991] parviennent à estimer le paramètre de persistance des habitudes en utilisant la méthode des moments généralisés qu'ils appliquent à l'équation d'Euler¹⁰. Ils mettent alors en évidence un phénomène de persistance des habitudes de consommation dans les données aux Etats-Unis sur la période allant de 1970 à 1989 en utilisant des données agrégées trimestrielles. Ils testent et estiment alors un modèle à un seul bien avec prix d'actifs et non-séparabilité temporelle et montrent que la persistance des habitudes permet d'expliquer la sensibilité excessive de la consommation à des modifications de revenus observée dans les données. Notons, par ailleurs, qu'ils postulent l'existence potentielle à la fois du phénomène de persistance des habitudes et de durabilité. Ils mettent alors en évidence un phénomène de persistance plutôt qu'un effet de durabilité. Leur estimation est conduite en utilisant des données trimestrielles alors que lorsque les estimations sont conduites en utilisant des données mensuelles, un phénomène d'habitudes durables apparaît (voir Dunn et Singleton [1986], Eichenbaum, Hansen et Singleton [1988], Eichenbaum et Hansen [1988] et Heaton [1993])¹¹. En effet, Constantinides et Ferson [1991] mettent en évidence que l'estimation sur données mensuelles n'est pas robuste au choix des instruments. Cependant, ils montrent que l'estimation est robuste lorsque l'on utilise des données trimestrielles. 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. Si un consommateur achète, par exemple, une voiture à une période, il ne va pas nécessairement en acheter une aux périodes suivantes. La persistance des habitudes implique une autocorrélation positive de la croissance de la consommation car le consommateur maximise son utilité en lissant sa consommation davantage que ce qui

¹⁰Hansen et Jagannathan [1991], Gallant et Tauchen [1989], Gallant, Hansen et Tauchen [1990] étudient les restrictions d'inégalités en termes de moment impliquées par l'équation d'Euler et montrent qu'il est possible de tester cette équation. Winder et Palm [1991] estiment l'équation d'Euler sous forme linéarisée et trouvent un phénomène de persistance des habitudes aux Pays-Bas. Enfin, notons également que Heaton [1990], considérant un processus de consommation explicite et supposant un taux d'intérêt constant montre un phénomène à la fois de persistance et de durabilité lorsqu'il considère des données mensuelles et trimestrielles en moyenne.

¹¹Les résultats obtenus par Dunn et Singleton [1986], Eichenbaum et al. [1988], Eichenbaum et Hansen [1988] et Heaton [1993] montrent qu'il existe soit un phénomène de durabilité, soit un phénomène de persistance des habitudes. Dans ces estimations, la persistance des habitudes est plus faible que celle identifiée par Constantinides et Ferson [1991].

serait optimal avec des préférences séparables dans le temps¹². Une « fausse » autocorrélation positive ou négative peut 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. Enfin, lorsque cette étude est étendue à d'autres pays, le phénomène de persistance est moins marqué mais reste significatif pour le Royaume-Uni, la France, le Canada, et l'Allemagne alors qu'il est renforcé pour le Japon (voir Braun, Constantidines et Ferson [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. Par ailleurs, elle est modélisée en différence avec un retard. Le ménage tient alors compte de la consommation de la période précédente afin de définir son niveau de consommation présente. En effet, 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. Des estimations conduites sur données microéconomiques semblent également confirmer l'existence d'un phénomène de formation d'habitudes. Ainsi, Naik et Moore [1996] estiment le paramètre de persistance des habitudes en utilisant des données microéconomiques trimestrielles portant sur la consommation de nourritures et obtiennent des valeurs proches de 0.5 (voir également Heien et Durham [1991]). Nous avons préalablement mentionné que les résultats obtenus par Dunn et Singleton [1986], Eichenbaum et al. [1988], Eichenbaum et Hansen [1988] et Heaton [1990] et [1993] sont moins marqués. Cependant, il nous faut également mentionner que Dynan [2000] obtient des résultats opposés. En effet, Dynan [2000] teste l'hypothèse de persistance des habitudes sur données de nourriture en fréquence annuelle. Les résultats obtenus ne montrent aucun phénomène de formation d'habitudes.

Spécification de la formation des habitudes L'hypothèse de formation des habitudes peut être appréhendée de trois façons différentes : *(i)* la vitesse avec laquelle les habitudes réagissent à la consommation, *(ii)* les habitudes peuvent être internalisées ou ne pas l'être par le ménage et *(iii)* la forme fonctionnelle des habitudes. Concernant le point *(i)*, les habitudes dépendent d'un retard sur la consommation (voir Abel [1990],

¹²Notons que nous observons une autocorrélation positive de la croissance de la consommation dans les données

[1999], Dunn et Singleton [1986] et Constantinides et Ferson [1991]) ou ne réagissent que de façon graduelle aux modifications de niveaux de consommation (voir Constantinides [1990], Sundaresan [1989], Campbell et Cochrane [1999] et Heaton [1995]). Le point *(ii)* suppose que les habitudes peuvent être internes (voir Constantinides [1990], Constantinides et Ferson [1991] et Sundaresan [1989]) ou externes au ménage (voir Abel [1990], Campbell et Cochrane [1999]). Dans ce dernier cas, le ménage a des habitudes dans son comportement de consommation dont il ne tient pas compte lorsque qu'il décide de ses plans de consommation. 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 appartenir¹³. Enfin, le point *(iii)* suppose que la persistance des habitudes peut être modélisée en ratio (voir Abel [1990], [1999]) ou en différence (Campbell et Cochrane [1999], Constantinides [1990], Constantinides et Ferson [1991] et Sundaresan [1989]).

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

¹³En anglais, on parle de « Catching up with the Joneses » .

4.1 Choix intertemporels, consommation et taux d'intérêt

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

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

Nous étudions, de façon plus précise, la capacité d'une économie d'échange dans laquelle les ménages font des choix intertemporels en termes de consommation à reproduire le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation. Le cadre d'analyse est un modèle de maximisation intertemporelle où les agents ont pour objec-

tif la maximisation de leur utilité intertemporelle anticipée. Dans un cas simple, nous considérons que les revenus du ménage proviennent de la détention d'actifs qui peuvent servir de support à l'épargne. Ces actifs sont rémunérés à un taux d'intérêt qui est connu par les ménages lorsqu'ils prennent leurs décisions d'épargne. L'économie est constituée d'un continuum d'agents identiques à durée de vie infinie. On suppose qu'il existe un ménage représentatif dans cette économie qui a des préférences de consommation représentées par la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

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

Le terme E_t représente l'opérateur mathématique d'espérance conditionnelle à l'ensemble d'information à la date t . L'expression $u(C_t)$ représente l'utilité de l'agent à la date t lorsque son niveau de consommation est C_t . La fonction $u(\cdot)$ est croissante et concave. Elle vérifie les conditions d'Inada, soit $\lim_{C \rightarrow 0} u'(C) = +\infty$ et $\lim_{C \rightarrow \infty} u'(C) = 0$. L'utilité totale de l'agent est alors donnée par la somme actualisée (en $t = 0$) des utilités instantanées sur tout l'horizon de vie. Le paramètre $\beta \in (0, 1)$ représente le facteur d'actualisation $\beta = 1/(1 + \rho)$. Le paramètre ρ représente le taux de préférence pour le présent. On suppose que $\rho > 0$ (et donc $\beta < 1$), ce qui signifie que l'agent attribue un poids plus élevé à la consommation présente qu'à la consommation future.

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

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

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

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

Les conditions d'optimalité suivantes sont alors calculées :

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

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

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

4.1.1 Elasticité de substitution intertemporelle

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

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

Le taux marginal de substitution est donné par la relation :

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

L'élasticité entre C_t et C_{t+1} mesure comment le rapport des consommations C_t/C_{t+1} réagit à une variation du taux marginal de substitution. Dans le cas d'une fonction d'utilité logarithmique, on obtient l'expression du taux marginal de substitution $TMS_{C_t, C_{t+1}} =$

$\beta(C_t/C_{t+1})$. On en déduit que $\epsilon = 1$. L'élasticité de substitution est donc constante et égale à l'unité¹⁴. La condition d'arbitrage (6) établit donc une relation entre le taux d'intérêt réel et le taux marginal de substitution intertemporelle, c'est-à-dire l'importance relative apportée par l'individu entre consommer aujourd'hui et consommer la période suivante. Dans ce cas standard, l'effet de substitution agit négativement sur la consommation et positivement sur l'épargne. La hausse du taux d'intérêt rend l'épargne plus attractive. Elle renchérit la consommation présente par rapport à la consommation future et incite l'agent à accroître son épargne. Ce phénomène traduit le mécanisme de substitution intertemporelle qui régit le comportement de consommation des ménages dans ce modèle. On comprend alors l'importance de ce mécanisme dans l'explication du comportement joint du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'un choc de politique monétaire. En effet, une modification de la politique monétaire influence le niveau du taux d'intérêt dans l'économie et a donc un impact sur l'épargne. Le mécanisme de substitution intertemporelle décrit est ainsi au cœur du comportement des ménages et joue donc un rôle clé dans l'explication du co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire.

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

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

¹⁴Dans le cas d'une fonction d'utilité iso-élastique ou couramment qualifiée de fonction d'utilité à aversion relative pour le risque constante (*constant relative risk aversion* ou CRRA), on obtient l'expression du taux marginal de substitution $TMS_{C_t, C_{t+1}} = \beta\sigma(C_t/C_{t+1})$. On en déduit que $\epsilon = 1/\sigma$ avec σ , le paramètre décrivant le paramètre d'aversion au risque. L'élasticité de substitution est donc constante.

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 réel¹⁵, ΔC_{t+1} correspond à la croissance de la consommation entre t et $t+1$ ¹⁶. Cette condition d'arbitrage montre clairement qu'un taux d'intérêt élevé est associé à un taux de croissance anticipé élevé de la consommation. Ceci correspond au mécanisme de substitution intertemporelle standard utilisé par le ménage pour arbitrer entre consommation et épargne dans ce type de modèle. Un taux d'intérêt élevé crée une incitation à augmenter son niveau d'épargne au cours de la période, c'est-à-dire à reporter sa consommation à la période suivante. On retrouve ici le mécanisme de substitution intertemporelle déjà évoqué¹⁷. Ce modèle n'est donc pas en mesure de représenter qualitativement le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation suite à une modification de la politique monétaire. En d'autres termes, afin de représenter le co-mouvement de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel, il est pertinent d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle.

4.2 Un modèle simple

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

¹⁵La 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 $r_t = R_t - E_t \pi_{t+1}$.

¹⁶La 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 $\Delta C_{t+1} = C_{t+1} - C_t$.

¹⁷A 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.

utilisée : la persistance des habitudes de consommation est considérée interne dans le comportement des ménages, en différence avec un retard dans la consommation.

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

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

Le paramètre $\beta \in (0, 1)$ représente le facteur d'actualisation $\beta = 1/(1 + \rho)$. Le paramètre ρ représente le taux de préférence pour le présent. On suppose que $\rho > 0$ (et donc $\beta < 1$), ce qui signifie que l'agent attribue un poids plus élevé à la consommation présente qu'à la consommation future. L'hypothèse de persistance des habitudes est introduite en considérant que les préférences du ménage ne sont pas additivement séparables. L'utilité instantanée dépend positivement de la consommation courante et négativement de la consommation passée. Ainsi, plus la consommation passée est élevée et plus l'agent doit consommer aujourd'hui pour maintenir le niveau de son utilité courante. Le paramètre θ représente le poids des habitudes de consommation. Ce paramètre varie entre $[0, 1[$ traduisant un phénomène de persistance des habitudes de consommation¹⁸. La consommation passée réduit d'autant plus l'utilité courante que ce paramètre est élevé. Cette non-séparabilité temporelle modifie la condition standard d'arbitrage entre consommation présente et future.

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

$$\frac{B_{t+1}}{P_t} + C_t \leq R_{t-1} \frac{B_t}{P_t} \quad (12)$$

L'actif financier est représenté par la variable B . Celui-ci est rémunéré au taux d'intérêt nominal R . On supposera, à des fins de simplicité, qu'il existe un unique actif financier. L'agent utilise alors l'ensemble des revenus provenant de la détention d'actifs pour

¹⁸Lorsque 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.

consommer et acquérir des titres à la période suivante. Nous considérons ici que le taux d'intérêt est connu lorsque les actifs sont achetés par le ménage. Ce dernier a donc fait ses choix d'allocation de portefeuille lorsque les chocs sont connus.

La solution du problème d'optimisation du ménage est obtenue à partir de la résolution de l'équation de Bellman suivante¹⁹ :

$$V(B_t) = \max_{C_t} \{u(C_t^*) + \beta E_t [V(B_{t+1})]\} \text{ avec } C_t^* = C_t - \theta C_{t-1} \quad (13)$$

Les conditions d'optimalité suivantes sont alors calculées :

$$u'(C_t^*) - \beta P_t E_t [V'(B_{t+1})] = 0 \quad (14)$$

$$V'(B_t) = \frac{R_{t-1}}{P_t} u'(C_t^*) \quad (15)$$

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

$$E_t \left[\frac{u'(C_t - \theta C_{t-1}) - \theta \beta u'(C_{t+1} - \theta C_t)}{\beta u'(C_{t+1} - \theta C_t) - \theta \beta^2 u'(C_{t+2} - \theta C_{t+1})} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (16)$$

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

¹⁹L'équation d'Euler intertemporelle associée à la fonction d'utilité (11) peut également être obtenue en utilisant un argument de perturbation. Dans ce cas, on considère que les dépenses de consommation du ménage à la période t se réduisent de C_t à $C_t - \zeta$, avec $\zeta \ll 1$. L'investissement de ζ dans un actif sans risque dont le rendement nominal est R_t conduit à une augmentation des dépenses de consommation du ménage à la période $t+1$ de C_{t+1} à $C_{t+1} + \zeta R_t$. L'optimalité des plans de consommation et d'investissement du ménage nécessite alors que l'anticipation en t des flux de consommation dans l'utilité du ménage soit maximale lorsque $\zeta = 0$ (voir Constantinides et Ferson [1991]).

de consommation lui permet de minimiser le coût, en termes d'utilité, des habitudes de consommation passées. Ce phénomène est d'autant plus marqué que le poids des habitudes de consommation est élevé.

Un exemple intuitif : les habitudes externes Dans le cas où l'hypothèse de persistance des habitudes dans le comportement de consommation est supposé ne pas être internalisé par les ménages lorsqu'il prend ses décisions de consommation, il est possible de comprendre intuitivement les mécanismes à l'œuvre. L'équation d'Euler s'écrit dans ce cas²⁰ sous la forme suivante :

$$E_t \left[\frac{1}{C_t - \theta C_{t-1}} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \left[\frac{1}{C_{t+1} - \theta C_t} \right] \quad (17)$$

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

$$(1 - \theta)r_t = E_t \Delta c_{t+1} - \theta \Delta c_t \quad (18)$$

où les lettres en minuscules correspondent aux déviations relatives du taux de croissance des variables à leur état stationnaire. On comprend alors immédiatement l'impact de l'hypothèse de persistance des habitudes. La partie droite de l'équation ($E_t \Delta c_{t+1} - \theta \Delta c_t$) montre que cette hypothèse affaiblit le mécanisme de substitution intertemporelle. Supposons que le ménage anticipe que son niveau de consommation sera plus élevé à la période suivante. Dans ce cas, il tient compte de cette consommation plus élevée demain dans sa décision de consommation aujourd'hui. L'irréversibilité dans son comportement due 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 (18)). Cet exemple simple montre donc que l'hypothèse de persistance des habitudes peut qualitativement permettre d'avoir simultanément une augmentation persistante du taux d'intérêt réel et une diminution persistante de la croissance de la consommation.

²⁰La fonction d'utilité est logarithmique.

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

Nous examinons maintenant la capacité théorique du modèle à reproduire le co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation. Pour ce faire, il est nécessaire de spécifier les préférences.

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

$$E_t \left[\frac{1}{C_t - \theta C_{t-1}} - \frac{\beta\theta}{C_{t+1} - \theta C_t} \right] = \beta R_t E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \left[\frac{1}{C_{t+1} - \theta C_t} - \frac{\beta\theta}{C_{t+2} - \theta C_{t+1}} \right] \quad (19)$$

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

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

$$\alpha(\theta)r_t = E_t [\alpha_1(\theta)\Delta c_{t+2} + \alpha_2(\theta)\Delta c_{t+1} + \alpha_3(\theta)\Delta c_t] \quad (20)$$

où

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

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

4.2.2 Effet des habitudes sur l'élasticité de substitution intertemporelle

Nous pouvons calculer l'élasticité de substitution intertemporelle ϵ directement à partir de l'équation d'Euler (équation 20) :

$$\epsilon = \frac{d \ln(\Delta C_{t+1})}{d \ln(r_t)} = \frac{\alpha(\theta)}{\alpha_2(\theta)} \quad (21)$$

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

Ce modèle simple fournit une condition d'équilibre résumant le comportement joint de la croissance de la consommation et du taux d'intérêt réel autour d'un sentier de croissance. De façon plus spécifique, la seule source d'incertitude considérée correspond à un choc non anticipé de politique monétaire. Assumant ici que l'équation d'Euler (équation 20) doit être vraie pour toute déviation des variables de leurs valeurs d'équilibre, on suppose alors que cette condition est également vraie pour une déviation de leur équilibre après un choc de politique monétaire. Les restrictions imposées par l'équation d'Euler (20) 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 obtenus montrent que la persistance des habitudes de consommation permet d'affaiblir le mécanisme de substitution intertemporelle. Les valeurs de l'élasticité obtenus par ces auteurs sont positives et similaires à ceux de différentes estimations empiriques (voir Hall [1988], Campbell et Mankiw [1989], Attanasio et Weber [1993]). Les valeurs de l'élasticité sont généralement proches de zéro. Campbell et Mankiw [1989] reportent, par exemple, des valeurs estimées de l'*ESI* proches de 0.2 et montrent qu'une valeur de zéro de l'*ESI* ne peut pas être rejetée par les données²¹. En d'autres termes, ces résultats suggèrent que l'hypothèse de persistance

²¹Leur estimation est conduite en utilisant des données agrégées.

des habitudes dans le comportement de consommation des ménages est un mécanisme de propagation pertinent.

5 Éléments de Conclusion

Cet article discute du rôle de la monnaie à court terme et cherche à en montrer la non-neutralité tant empirique que théorique. Il cherche à faire le lien entre consommation et taux d'intérêt mettant alors en évidence l'importance du mécanisme de substitution intertemporelle dans le comportement des ménages. Il met enfin en évidence, au sein d'un modèle simple de substitution intertemporelle sans monnaie, que l'hypothèse de persistance dans les habitudes de consommation des ménages est pertinente afin de reproduire le comportement joint de la consommation et du taux d'intérêt, représentative ici de la politique monétaire.

Références

- ABEL, A., Asset Prices under Habit Formation and catching up with the Joneses, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1990, 80 (2), 38–42.
- , Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium, *Journal of Monetary Economics*, 1999, 43 (1), 3–33.
- ALESSIE, R. ET A. LUSARDI, Consumption, Saving and Habit Formation, *Economics Letters*, 1997, 55 (1), 103–108.
- ANDO, A. ET F. MODIGLIANI, The Permanent Income and Life Cycle Hypothesis of Saving Behavior : Comparison and Tests, in I. Friend et R. Jones, éditeurs, *Consumption and Saving*, Philadelphia : University of Pennsylvania Press, 1960.
- ANDRES, A., J.D. LOPEZ-SALIDO, ET J. VALLES, Intertemporal Substitution and the Liquidity Effect in a Sticky Price Model, *European Economic Review*, 2002, 46 (8), 1399–1421.
- ATTANASIO, O. ET G. WEBER, Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation, *The Review of Economic Studies*, 1993, 60 (3), 631–649.
- AURAY, S. ET C. GALLÈS, Consumption Growth and the Real Interest Rate following a Monetary Policy Shock : Is the Habit Persistence Assumption Relevant ?, *Louvain Economic Review*, 2008, 74 (2), 121–141.
- BEAUDRY, P. ET A. GUAY, What Do Interest Rates Reveal about the Functioning of Real Business Cycle Models ?, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1996, 20 (9–10), 1661–1682.
- BECKER, G.S., Habits, addictions and traditions, *Kyklos*, 1992, 45, 327–346.
- , *Accounting for tastes*, Cambridge : Harvard University Press, 1996.

- BENHABIB, J. ET R. FARMER, Indeterminacy and Increasing Returns, *Journal of Economic Theory*, 1994, 63 (1), 19–41.
- ET R.E.A. FARMER, The Monetary Transmission Mechanism, *Review of Economic Dynamics*, 2000, 3 (3), 523–550.
- BERNANKE, B., Alternative Explanations of the Money–Income Correlation, *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986, 25, 49–99. Autumn.
- ET A. BLINDER, The federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, *American Economic Review*, 1992, 82 (4), 901–921.
- BLANCHARD, O.J, A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations, *American Economic Review*, 1989, 79 (5), 1146–1164.
- BLANCHARD, O.J. ET D. QUAH, The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, 1989, 79 (4), 655–673.
- ET M. WATSON, Are Business Cycles all Alike?, in R. Gordon, éditeur, *The American Business Cycle : Continuity and Change*, University of Chicago Press, 1986.
- BLOCH, L. ET F. MAUREL, Consommation–Revenu permanent : un regard d'économètre, *Economie et Prévision*, 1991, 99, 113–144.
- BÉNASSY, J.P., Money and Wage Contracts in an Optimizing Model of the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics*, 1995, 35 (2), 303–315.
- , *Wage Contracts and Output Persistence in an Optimizing Model of the Business Cycle*, miméo, Cepremap 1999,b.
- BOLDRIN, M., L.J. CHRISTIANO, ET J.D.M. FISHER, Habit Persistence, Asset Returns and the Business Cycle, *American Economic Review*, 2001, 91 (1), 149–166.
- BRAUN, P.A., G.M. CONSTANTIDINES, ET W.E. FERSON, Time Nonseparability in Aggregate Consumption, *European Economic Review*, 1993, 37 (5), 897–920.
- BROWN, T.M., Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour, *Econometrica*, 1952, 30, 335–371.
- CAMPBELL, J., *Consumption and the Stock Market : Interpreting International Experience*, Working Paper 5610, N.B.E.R. 1996.
- , Consumption and the Stock Market : Interpreting International Experience, *Swedish Economic Policy Review*, 1996, 3, 251–299. Autumn.
- , Asset Prices, Consumption and the Business Cycle, in J.B. Taylor et M. Woodford, éditeurs, *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam : North–Holland, 1999. Vol.1A.
- ET A. DEATON, Why Is Consumption So Smooth?, *The Review of Economic Studies*, 1989, 56 (3), 357–374.
- ET J.H. COCHRANE, *By Force of Habit : a Consumption–Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior*, Working Paper 4995, N.B.E.R. 1995.
- ET — , By Force of Habit : A Consumption–Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior, *Journal of Political Economy*, 1999, 107 (2), 205–251.

- ET N. MANKIW, Consumption, Income, and Interest Rates : reinterpreting the Time Series Evidence, in O. Blanchard et S. Fischer, éditeurs, *N.B.E.R. Macroeconomics Annual*, Princeton University Press, 1989.
- ET — , The Response of Consumption to Income : a Cross-country Investigation, *European Economic Review*, 1991, 35 (4), 723–756.
- CARROL, C.D. ET D.N. WEIL, Saving and Growth : a Reinterpretation, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1994, 40, 133–192. June.
- , J. OVERLAND, ET D.N. WEIL, Saving and Growth with Habit Formation, *American Economic Review*, 2000, 90 (3), 341–355.
- CHAPMAN, D.A., The cyclical properties of consumption growth and the real term structure, *Journal of Monetary Economics*, 1997, 39 (2), 145–172.
- CHARI, V.V., P.J. KEHOE, ET E.R. MCGRATTAN, Sticky Price Models of the Business Cycle : Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?, *Econometrica*, 2000, 68 (5), 1151–1179.
- CHO, J.O. ET T.F. COOLEY, The Business Cycle with Nominal Contracts, *Economic Theory*, 1995, 6 (1), 13–33.
- , — , ET L. PHANEUF, The Welfare Costs of Nominal Wage Contracting, *The Review of Economic Studies*, 1997, 64 (3), 465–484.
- CHRISTIANO, L.J., Understanding Japan's Saving Rate : the Reconstruction Hypothesis, 1989, 13 (2), 10–25. Spring 89.
- , Modelling the Liquidity effect of a Money Shock, *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, 1991, 15 (1), 3–34. Winter 91.
- ET M. EICHENBAUM, Liquidity Effects and The Monetary Transmission Mechanism, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1992, 82 (2), 346–353.
- , — , ET C. EVANS, Monetary Policy Shocks : What Have we Learned and to What End?, in M. Woodford et J. Taylor, éditeurs, *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, 1999, chapter 3.
- , — , ET — , Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of a Shock to Monetary Policy, *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (1), 1–45.
- CLOWER, R.W., A Reconsideration of the Microfoundations of Money, *Western Economic Journal*, 1967, 6 (4), 1–9.
- COHEN, D., Monnaie, richesse et dette des nations, *Annales d'Economie et de Statistique*, 1986. ed. du CNRS Monographie.
- CONSTANTINIDES, G.M., Habit Formation : A Resolution of the Equity Premium Puzzle, *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (3), 519–543.
- ET W. E. FERSON, Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption, *Journal of Financial Economics*, 1991, 29 (2), 199–240.
- COOLEY, T. ET G. HANSEN, The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model, *American Economic Review*, 1989, 79 (4), 733–748.

- CROIX, D. DE LA ET J.P. URBAIN, Intertemporal Substitution in Import Demand and Habit Formation, *Journal of Applied Econometrics*, 1998, 13 (6), 589–612.
- DEATON, A.S., *Understanding Consumption*, New York : Oxford university Press, 1992.
- DUESENBERY, J.S., *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge : Harvard University Press, 1949.
- DUNN, K. ET K. SINGLETON, Modelling the Term Structure of Interest Rates under Habit Formation and Durability of Goods, *Journal of Financial Economics*, 1986, 17 (1), 27–55.
- DYNAN, K.E., Habit Formation in Consumer Preferences : Evidence from Panel Data, *American Economic Review*, 2000, 90 (3), 391–407.
- EICHENBAUM, M. ET L. HANSEN, Estimating Models with Intertemporal Substitution using Aggregate Time Series Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1988, 8, 53–69.
- , — , ET K. SINGLETON, A Time Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under uncertainty, *Quarterly Journal of Economics*, 1988, 79 (4), 733–748.
- FISHER, I., *The purchasing Power of Money*, New-York : Macmillan, 1911.
- , *The Theory of Interest : As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*, New-York : Macmillan, 1930.
- FLAVIN, M., The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, *Journal of Political Economy*, 1981, 89 (5), 974–1009.
- FRIEDMAN, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton : Princeton University Press, 1957.
- ET A.J. SCHWARTZ, *A Monetary History of the United States 1867-1960*, Princeton : Princeton University Press, 1963.
- FUERST, T.S., Liquidity, Loanable funds and Real Activity, *Journal of Monetary Economics*, 1992, 29 (1), 3–24.
- FUHRER, J.C., Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary–Policy Models, *American Economic Review*, 2000, 90 (3), 367–390.
- ET M.W. KLEIN, *Risky Habits : On Risk Sharing, Habit Formation, and the Interpretation of International Consumption Correlations*, Working Paper 6735, N.B.E.R. 1998.
- GALÍ, J., How Well Does the IS–LM Model Fit the Postwar Data?, *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107 (2), 709–738.
- GALLANT, J. ET G. TAUCHEN, Semiparametric Estimation of Conditionally Constrained Heterogeneous Processes : Asset Pricing Applications, *Econometrica*, 1989, 57 (5), 1091–1120.
- , L.P. HANSEN, ET G. TAUCHEN, Using Conditional Moments of Asset Payoffs to infer the Volatility of Intertemporal Marginal Rates of Substitution, *Journal of Econometrics*, 1990, 45 (1–2), 141–179.

- HABERLER, G., *Prosperity and Depression*, George Allen–Unwin, 1958. Londres.
- HADJIMATHEOU, G., *Consumer Economics after Keynes : Theory and Evidence of the Consumption Function*, Wheat Sheaf, 1987. Brighton Sussex.
- HAIIRAULT, J.O., *Les Fluctuation Conjoncturelle : Cycles Réel et Cycles Monétaires*, Economica, 1995.
- ET F. PORTIER, Monnaie et Inflation dans un Modèle de Cycles Réels, *Recherches Economiques de Louvain*, 1993a, 59 (4), 427–461.
- HALL, R., Stochastic Implications of the Life–Cycle/Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 1978, 86 (6), 971–987.
- , Intertemporal Substitution in Consumption, *Journal of Political Economy*, 1988, 96 (2), 339–357.
- ET F. MISHKIN, The Sensitivity of Consumption to Transitory Income : Estimates from Panel data on Households, *Econometrica*, 1982, 50 (2), 461–481.
- HANSEN, L.P. ET R. JAGANNATHAN, Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies, *Journal of Political Economy*, 1991, 99, 225–262.
- HAYEK, F.A., On Neutral Money, in Roy McCloughry, éditeur, *Money, Capital, and Fluctuations : Early Essays*, Chicago : University of Chicago Press, 1984, 1933.
- HEATON, J., *The Interaction between Time nonseparable Preferences and Time Aggregation*, Working Paper 3181-90-EFA, Sloan School MIT 1990. mimeo.
- , The Interaction between Time–nonseparable Preferences and Time Aggregation, *Econometrica*, 1993, 61 (2), 353–385.
- , An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preferences Specification, *Econometrica*, 1995, 63 (3), 681–717.
- HEIEN, D. ET C. DURHAM, A Test of the Habit Formation Hypothesis Using Household Data, *Review of Economics and Statistics*, 1991, 73 (2), 189–199.
- HELPMAN, E., An Exploration in the Theory of Exchange Rates Regimes, *Journal of Political Economy*, 1981, 89 (5), 865–890.
- HENDRY, S. ET G-J. ZHANG, Liquidity Effects and Market Frictions, *Journal of Macroeconomics*, 2001, 23 (2), 153–176.
- HICKS, J.R., *Capital and growth*, Oxford : Clarendon Press, 1965.
- HOBSON, J.A., *The Economics of Unemployment*, London : Allen and Unwin, 1931.
- HOTZ, V.J., F.E. KYDLAND, ET G.J. SEDLACEK, Intertemporal Preferences and Labor Supply, *Econometrica*, 1988, 56 (2), 335–360.
- HOUTHAKKER, H.S. ET L.D. TAYLOR, *Consumer in the United States*, Cambridge : Harvard University Press, 1970.
- JAPPELLI, T. ET M. PAGANO, Saving, Growth and Liquidity Constraints, *Quarterly Journal of Economics*, 1994, CIX (1), 83–109.

- KENNAN, J., An Econometric Analysis of Fluctuations in Aggregate Labor Supply and Demand, *Econometrica*, 1988, 56 (2), 317–333.
- KEYNES, J.M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, 1936. London.
- KING, R., C. PLOSSER, J. STOCK, ET M. WATSON, Stochastic Trends and Economic Fluctuations, *American Economic Review*, 1991, 81 (4), 819–840.
- KING, R.G. ET M.W. WATSON, Money, Prices, the Interest rates and the Business Cycle, *The Review of Economics and Statistics*, 1996, pp. 17–34.
- KOCHERLAKOTA, N.R., The Equity Premium : It's still a Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 1996, 34 (1), 42–71.
- LEEPER, E.M., C.A. SIMS, ET T. ZHA, What Does Monetary Policy Do ?, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996, 2, 1–63.
- ET D. GORDON, In Search of the Liquidity Effect, *Journal of Monetary Economics*, 1992, 29 (3), 341–369.
- LETTAU, M. ET H. UHLIG, Can Habit Formation be Reconciled with Business Cycle Facts ?, *Review of Economic Dynamics*, 2000, 3 (1), 79–99.
- LITTERMAN, R. ET L. WEISS, Money, Real Interest Rates and Output : a Reinterpretation of Postwar U.S. Data, *Econometrica*, 1985, 53 (1), 129–156.
- LUCAS, R., Econometric Policy Evaluation : A Critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1976, 1, 19–46.
- , Liquidity and Interest Rates, *Journal of Economic Theory*, 1990, 50 (1), 237–264.
- ET N. STOKEY, Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital, *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12 (1), 55–93.
- ET — , Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy, *Econometrica*, 1987, 55 (3), 491–513.
- MARX, K., *Capital : A Critique of Political Economy*, Middlesex : Penquin and New Left Review, 1867. Translated by B. Fowkes.
- MATHENY, K.J., Non-Neutral responses to Money Supply Shocks when Consumption and Leisure are Pareto Substitutes, *Economic Theory*, 1998, 11 (2), 379–402.
- MILL, J.S., *Utilitarianism*, London : Dent and Sons, 1964, 1863.
- MODIGLIANI, F., Monetary Policy and Consumption : The Linkages via Interest Rate and Wealth Effects in the Federal Reserve MIT-Penn Model, in Consumer Spending and Monetary Policy : The Linkages, Boston : Federal Reserve Bank, 1971.
- ET R. BRUMBERG, Utility Analysis and the Consumption Function : An Interpretation of Cross-Section Data, in K. Kurihara, éditeur, *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick : Rutgers University Press, 1954.
- NAIK, N.Y. ET M.J. MOORE, Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption, *The Review of Economics and Statistics*, 1996, 78 (2), 321–328.

- OSBORN, D.R., Seasonality and Habit Persistence in a Life Cycle Model of Consumption, *Journal of Applied Econometrics*, 1988, 4 (3), 255–266.
- PHELPS, E.S., Inflation in the Theory of Finance, *Swedish Journal of Economics*, 1973, 75 (1), 67–82.
- PHILIPS, L, *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam : North Holland, 1974.
- PIGOU, A.C., The Value of Money, *Quarterly Journal of Economics*, 1918.
- SAY, J.B., *Traité d'Economie Politique*, Paris : Guillaumin, 1803. 6 éd., 1841.
- SHRIKHANDE, M.M., Nonaddictive Habit Formation and the Equity Premium Puzzle, *European Financial Management*, 1997, 3 (3), 293–319.
- SIMS, C.A., Money, Income and Causality, *American Economic Review*, 1972, 4 (62), 540–552.
- , Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 1980, 48 (1), 1–48.
- , Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : The effects of Monetary Policy, *European Economic Review*, 1992, 36 (5), 975–1000.
- SMITH, A., *The Theory of Moral Sentiments*, Oxford : Clarendon Press, 1759.
- SMITHIES, A., Forecasting Postwar Demand, *Econometrica*, 1945.
- , The American Economy in the Thirties, *American Economic Review*, 1946.
- SPINNEWYN, F., Rational Habit Formation, *European Economic Review*, 1981, 15 (1).
- STRONGIN, S., The Identification of monetary policy disturbances - Explaining the liquidity puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 1995, 35 (3), 463–497.
- SUNDARESAN, S.M., Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth, *The Review of Financial Studies*, 1989, 2 (1), 73–89.
- TSIANG, S.C., Walras Law, Say's Law and Liquidity Preference in General Equilibrium Analysis, *International Economic Review*, 1966, 7 (3), 329–345.
- VEBLEN, T.B., *The Theory of the Leisure Class : An Economic Study of Institutions*, New York : Modern Library, 1899.
- WALRAS, L., *Elements of pure economics*, London : Allen et Unwin, 1900.
- WICKSELL, K., *Interest and Prices*, London : Macmillan, 1898. trans. R.F. Kahn, 1936.
- WILSON, C.A., An Infinite Horizon Model with Money, in J. Green et J. Scheinkman, éditeurs, *General Equilibrium, Growth and trade*, New York : Academic Press, 1979.
- WINDER, C. ET F. PALM, *Stochastic Implications of the Life Cycle Consumption under Rational Habit Formation*, Working Paper, University of Limburg 1991.
- WOITTIEZ, I. ET A. KAPTEYN, Social Interactions and Habit Formation in a Model of Female Labor Supply, *Journal of Public Economics*, 1998, 70, 185–205.
- WOODFORD, M., Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-advance Economy, *Economic Theory*, 1994, 4 (3), 345–380.