

L'effet richesse en France

Christophe Gégout (*)

Stéphane Guéné (**)

Jérôme Teïletche (***)

Résumé

Sur la dernière décennie, la croissance importante de la bourse américaine s'est accompagnée d'une baisse continue du taux d'épargne des ménages américains. Ces derniers auraient ainsi profité de la forte croissance de leur richesse financière pour consommer plus abondamment. Alors que les études empiriques conduites sur données américaines ont pu dans l'ensemble confirmer cette corrélation, celles réalisées à partir de données françaises n'ont pu à ce jour mettre en évidence un lien comparable. Néanmoins ces études n'incluaient pas la période récente dans laquelle la richesse financière la plus volatile (actions et obligations) a beaucoup cru.

En incluant cette période, nous montrons que la richesse immobilière et la richesse financière la plus volatile ont eu un impact significatif sur la consommation. Ainsi, une augmentation permanente de 10% de la richesse immobilière (respectivement de la richesse financière) conduirait à une hausse de 1,4% (respectivement 0,4%) de la consommation. En 1998 et 1999, les richesses immobilière et financière auraient ainsi contribué à expliquer près de 40% de la croissance annuelle de la consommation. Cet effet résiste à la prise en compte d'un certain nombre de critiques potentielles (biais de simultanéité, effet d'anticipation des marchés financiers, artefacts comptables de construction des données). En outre, une spécification de la fonction de consommation incluant des effets de richesse permet d'améliorer sensiblement les prévisions relativement à différents autres modèles (équation sans richesse, modèle autorégressif, marche aléatoire).

Abstract

Over the last decade, the boom of the stock markets has coincided with a constant decrease in the households rate of saving. Apparently, they have taken advantages of the rapid growth of their financial wealth to consume more abundantly. Whereas studies done on US data have confirmed this link, those on French data could not prove it up to now. Nevertheless, these studies were not including the recent period in which the more volatile financial wealth (stocks and bonds) has grown significantly.

By including the recent period, we show that estate and financial wealth are important to explain variations in consumption. For instance, a permanent rise of 10% of the estate wealth (respectively of the financial wealth) would lead to a 1.4% (respectively 0.4%) growth of consumption. Moreover, in 1998 and 1999, estate and financial wealths would have contributed to explain around 40% of the annual growth in consumption. This effect stands up when we take into account several potential critics (simultaneity bias, financial market expectations, data construction artifacts). Moreover, some improvement in forecasting ability can be gained with the inclusion of wealth effects relatively to other consumption models (consumption function without wealth effects, autoregressive process and random walk).

Classification JEL

(*) ENSAE

(**) Direction de la prévision, Bureau des opérations financières

(***) CREST

Introduction

Le dynamisme de la consommation des ménages, au cours des dernières années, a été accompagné par un rendement élevé des placements en actions dans de nombreux pays occidentaux. Aux Etats-Unis, où la détention d'actions est particulièrement développée, il est généralement admis que les hautes performances boursières sont, en partie, responsables de la baisse du taux d'épargne.

En France, même si la part des actions dans l'épargne financière est modérée, de l'ordre de 15% en 1999, sa croissance aurait contribué sur la dernière année à plus de la moitié de la croissance de l'épargne financière globale. Sur les derniers trimestres, cette contribution aurait été encore plus importante : au premier trimestre 2000, la contribution au glissement annuel du patrimoine financier des ménages (13,5%) a été de 8,5% pour le poste des placements à dominante actions.

Les mécanismes économiques susceptibles d'expliquer le lien entre hausse de la richesse et consommation sont multiples. Si le ménage cherche à lisser son niveau de vie sur toute son existence, il consommera son gain de richesse progressivement. C'est ce mécanisme que l'on désigne par l'effet de richesse. Par ailleurs, lorsque son patrimoine augmente, le ménage a un accès facilité au crédit puisqu'il peut donner une garantie plus importante. L'accès plus aisé au crédit devrait conduire, au niveau agrégé, à plus de consommation.

La validation empirique du lien entre patrimoine et consommation a été pendant longtemps difficile. Les premières estimations ont été conduites sur les Etats-Unis dans la mesure où la part des actions dans la richesse financière des ménages a cru plus rapidement et plus précocement dans ce pays. Avant 1987, les estimations de propension à consommer le patrimoine se situaient entre 4 et 8%. Mais, l'absence d'effets très importants sur la consommation suite au krach de 1987 a conduit les économistes à s'interroger sur l'importance de cet effet. Depuis le milieu des années 1990, avec la croissance importante de la bourse, un regain d'intérêt pour cette question est réapparu. Ainsi, une étude de la Réserve fédérale [1996] a estimé une propension marginale à consommer le patrimoine de 8%. Plus récemment, Ludvigson et Steindel [1999] ont estimé cette propension à 5%. Il semble donc admis qu'un effet richesse puisse exister sur données américaines même si certaines voix se sont élevées pour remettre en cause la véritable nature de la corrélation observée entre patrimoine et consommation (Poterba et Samwick [1995]) : est-ce réellement l'impact de la richesse sur la consommation que l'on mesure où alors un effet d'anticipation qui ferait

dépendre la valorisation de la richesse financière de l'anticipation de la consommation future ?

Pour la France, les études ont longtemps conclu à l'absence d'effets de richesse (Bonnet et Dubois [1995]). Plus récemment, une étude de l'OCDE (Boone, Giorno et Richardson [1998]) a montré que la consommation pourrait dépendre de la richesse boursière des ménages, même si le lien est plutôt ténu. La présente étude cherche notamment à actualiser et étendre le champ du travail effectué par l'OCDE.

Une première partie décrit les mécanismes économiques susceptibles d'expliquer le lien entre consommation et richesse (financière et immobilière). Dans une seconde partie, une fonction de consommation dans laquelle les richesses immobilière et financière jouent un rôle est estimée. Dans cette partie, on procède également à divers tests de robustesse sur l'effet obtenu en prenant en compte un certain nombre de critiques potentielles (biais de simultanéité, effet d'anticipation des marchés financiers, artefacts comptables de construction des données). Enfin, la dernière partie décrit la capacité de l'équation de consommation obtenue à retranscrire l'évolution de la consommation française sur la période récente ainsi que ses performances prédictives relativement à d'autres modèles (équation sans richesse, modèle autorégressif, marche aléatoire). Dans cette partie, nous analysons également la possibilité d'effets asymétriques de la richesse financière sur la consommation.

I. Les sources théoriques de l'effet de richesse

Selon la loi psychologique fondamentale énoncée par Keynes, la consommation comprend une partie incompressible et une partie liée au revenu courant disponible. Malheureusement, les estimations des fonctions keynésiennes de consommation fournissent un lien entre consommation et revenu empiriquement très différent selon qu'on l'observe à court ou à long terme, sur séries temporelles ou sur des données en coupe. Afin d'expliquer ces différences, certains économistes ont mis en avant des modifications structurelles des comportements de consommation, liées à la distribution du revenu, aux effets démographiques et à la modification des habitudes de consommation. Même corrigées de ces effets structurels, les fonctions keynésiennes de consommation n'ont pas réussi à expliquer pourquoi la consommation est plus lisse que le revenu. En fait, le lissage de la consommation est une conséquence de la capacité des ménages à planifier leur consommation, par anticipation de

leurs revenus et de leurs besoins futurs, comportement qui ne peut être décrit par les modélisations keynésiennes.

A. L'analyse de la répartition intertemporelle de la consommation : théories du cycle de vie et du revenu permanent.

Dans les années 60, deux théories ont émergées pour expliquer pourquoi la consommation des ménages est si régulière alors que les revenus fluctuent beaucoup. Il s'agit de la théorie du cycle de vie développée par Modigliani et Brumberg [1954] et de la théorie du revenu permanent avancée par Friedman [1957]. Ces théories sont très semblables : elles traitent toutes deux de l'allocation inter-temporelle de la consommation. Plus précisément, les ménages établissent un plan de répartition de la consommation dans le temps afin de répondre à deux besoins : lisser leur niveau de vie et faire face à l'imprévu.

Les seules différences proviennent de l'horizon de vie du ménage et de la méthode d'agrégation pour passer des comportements individuels aux comportements macroéconomiques. Dans la théorie du revenu permanent, les ménages sont représentés par un agent représentatif qui vit indéfiniment. Dans la théorie du cycle de vie, plusieurs ménages coexistent et ont une durée de vie finie.

Dans la version de base de ces deux théories, un certain nombre d'hypothèses sont nécessaires. En particulier, le ménage doit avoir une connaissance parfaite de ses revenus à venir et vouloir utiliser cette information pour planifier son comportement de consommation à long terme. De plus, les marchés financiers et les systèmes de retraite sont supposés tels que le ménage puisse consommer dès aujourd'hui les revenus futurs de son travail. Il n'y a donc ni contrainte de crédit ni contrainte de liquidité.

Le ménage va alors chercher à maximiser sa fonction d'utilité¹, somme du bien être qu'il tirera de toutes ses consommations présentes et futures :

$$U = \sum_{t=t_0}^T \alpha^{t-t_0} u(C_t).$$

Pour cela, il doit respecter sa contrainte de budget intertemporel. Celle-ci traduit le fait que la somme actualisée de ses consommations futures ne doit pas dépasser la valeur actualisée de sa richesse :

¹ Nous la supposerons additivement séparable.

$$\sum_{t_0}^T \frac{C_t}{(1+r)^{t-t_0}} = W_{t_0} + \sum_{t_0}^T \frac{Y_t}{(1+r)^{t-t_0}},$$

où W_{t_0} représente la richesse en t_0 , Y_t le revenu du travail en t et r le rendement supposé constant de l'épargne. La résolution de ce problème conduit à la condition de premier ordre suivante, que l'on nomme équation d'Euler :

$$u'(C_t) = (1+r)\ddot{a}u'(C_{t+1}).$$

Ainsi, la chronologie de la consommation du ménage est telle qu'il ne peut augmenter son bien être en diminuant marginalement sa consommation à une date pour l'augmenter ultérieurement. En retenant une forme logarithmique pour la fonction d'utilité, la consommation à la date t s'écrit :

$$C_t = \Psi(r, \ddot{a}) * \bar{W}_t.$$

Le second facteur du membre de droite désigne la richesse globale du ménage. Le premier facteur correspond au « dividende » que s'attribue le ménage par unité de richesse possédée. Ce dernier facteur fait intervenir les paramètres δ et r , c'est-à-dire la préférence pour le présent du ménage et le rendement de son épargne. La consommation apparaît proportionnelle à la valeur actuelle nette de la richesse totale du ménage : richesse patrimoniale et richesse humaine. Le premier facteur du membre de droite peut être interprété comme la propension marginale à consommer la richesse. Pour un profil de revenu linéairement croissant avec l'âge jusqu'à la retraite puis nul ensuite, le ménage s'endette lorsqu'il est jeune, épargne en milieu de vie, désépargne ensuite pour aboutir à une richesse nulle lorsqu'il disparaît.

Calculons la propension marginale à consommer la richesse dans le cas particulier où $\ddot{a} = 1/(1+r)$ ce qui signifie que les marchés financiers reflètent parfaitement, par la rémunération de l'épargne, la préférence pour le présent des ménages. Dans ce cas, l'équation devient :

$$C_0 = \frac{1}{T}W + \frac{1}{T} \sum_{t=0}^T Y_t.$$

L'équation précédente fournit une première estimation de l'ampleur de l'effet de richesse. En effet, si on estime que l'espérance de vie moyenne d'un ménage ayant une richesse financière ou immobilière importante est d'environ 30 ans (la moitié de l'espérance de vie adulte) alors on obtient une propension marginale à consommer la richesse de l'ordre de 3 %. On obtient

ainsi, par ce modèle très simple, un ordre de grandeur compatible avec de nombreuses études empiriques, ainsi que l'étude économétrique présentée plus loin.

B. Quelques extensions du modèle de base : contraintes d'endettement, incertitude sur les revenus, inflation.

1. Contrainte de liquidité.

Une des hypothèses fondamentales de la résolution qui précède est que les ménages peuvent emprunter sans restriction pour lisser leur consommation. Or, en réalité, cette possibilité n'est offerte qu'à peu de ménages, ceux qui peuvent fournir des garanties à leur emprunt. Ainsi, lorsque le ménage ne peut emprunter, il risque de devoir consommer tout son revenu de la période. Dans ce cas, il convient de réintégrer le revenu courant dans la fonction de consommation pour tenir compte des ménages qui subissent cette contrainte d'endettement.

2. Introduction de l'incertitude sur les revenus futurs et du comportement des ménages face aux risques.

Jusqu'à maintenant, l'on a considéré que les ménages prévoient parfaitement leurs revenus futurs. Nous allons voir comment le comportement des ménages par rapport au risque et l'incertitude sur les revenus à venir peuvent modifier les conclusions du modèle de base.

Lorsque les revenus sont stochastiques et les anticipations rationnelles, l'équation d'Euler se réécrit en remplaçant la valeur de la consommation future par son espérance (Hall [1978]) :

$$u'(C_t) = \beta(1+r)E_t u'(C_{t+1}).$$

De la forme de cette équation, l'on voit que la consommation va dépendre de la fonction d'utilité des ménages et notamment de leur niveau d'aversion pour le risque. Lorsqu'ils sont complètement neutres au risque, leur fonction d'utilité est quadratique, soit :

$$u(C_t) = \frac{1}{2} C_t^2.$$

Dans ce cas, l'équation d'Euler prend la forme :

$$C_t = \beta(1+r)E_t C_{t+1}.$$

Ce résultat est une conclusion essentielle du modèle stochastique de Hall : il signifie que la meilleure prévision de consommation n'est autre que le niveau de consommation présent (corrigé éventuellement des effets de préférence pour le présent). En particulier, si le marché

financier reflète la préférence pour le présent des ménages, alors $\bar{a} = 1/(1+r)$, d'où : $C_t = E_t C_{t+1}$.

Ce modèle pose ainsi une « équivalence à la certitude ». Comme dans le cas certain, les ménages lissent leur consommation et tentent de la maintenir constante. De plus, nous voyons que seules les innovations de la série des espérances de revenus et des rendements futurs sont de nature à modifier le comportement du ménage. Le ménage ne modifiera donc pas son comportement face à une hausse de son patrimoine ou de ses revenus s'il l'avait correctement anticipée.

Ce résultat découle directement de la nature neutre au risque des agents. Supposons maintenant que le consommateur ait une aversion au risque constante (CARA : *constant absolute risk aversion*) décrite par la fonction d'utilité suivante :

$$u(C_t) = -\frac{1}{\bar{e}} \exp(-\bar{e} C_t).$$

En notant σ l'écart type des innovations de la série des revenus et en posant que $\bar{a} = 1/(1+r)$, l'équation d'Euler se réécrit :

$$E_t C_{t+1} = C_t + \bar{e} \frac{\sigma^2}{2}.$$

Ainsi, lorsque le ménage est averse au risque et que ses revenus sont incertains, il va moins consommer de manière à se constituer une épargne de précaution qui lui permettra en cas de mauvaises réalisations de ses revenus de continuer à lisser sa consommation.

Pour notre travail empirique, la prise en compte de ces deux aspects va se traduire par :

- la dissociation des différents types de richesse selon la volatilité des revenus qui la génèrent. Notamment, la richesse financière et la richesse immobilière seront séparées ;
- la prise en compte d'indicateurs de la volatilité des différents types de revenus. Notamment, l'inclusion de la variable chômage servira comme indicateur de la volatilité des revenus du travail des ménages.

3. Inflation.

Il s'agit ici de prendre en compte la « taxe inflationniste » payée par les ménages. Les ménages détenant des liquidités sont en effet soumis à une moins-value du fait de l'inflation.

Si l'on ajoute, dans l'équation de consommation, un terme proportionnel à l'inflation, on suppose en fait que le ménage détient une proportion constante de son revenu sous forme de liquidités.

Un autre effet peut justifier l'introduction de l'inflation dans une fonction de consommation. La diminution de l'inflation s'accompagne généralement d'une diminution de sa volatilité, et par conséquent de l'incertitude des ménages sur leurs revenus futurs, qui seraient ainsi amenés à consommer davantage.

II – Richesse et consommation sont-elles liées dans le long terme ?

L'objet de cette section est de présenter la relation de long terme liant consommation et richesses (financière et immobilière), en prenant en compte d'autres déterminants traditionnels de la consommation : revenu disponible brut, taux de chômage, taux d'intérêt courts et inflation. La première sous-section présente sommairement la construction des variables de richesse². La seconde sous-section présente l'estimation³ de la relation de long terme entre ces variables pour la période 1978T1 à 2000T1. Enfin, la dernière sous-section procède à différents tests de robustesse sur les effets estimés.

A – La délimitation des variables de richesse.

La richesse financière est réduite aux actions et OPCVM non monétaires. Ceci exclut les placements monétaires et l'épargne contractuelle (assurance vie, plans d'épargne). Cette spécification aboutit à ne retenir qu'une partie relativement modeste (25% en 2000 contre 7% en 1978) de la richesse financière des ménages. Ce choix restrictif se justifie de deux manières. Tout d'abord, il est important d'exclure de la variable de revenu toute ressource consécutive à une propriété sur une des autres variables explicatives de l'équation (voir encadré 3 et paragraphe II-C1). Le fait de ne pas intégrer l'épargne en produits monétaires permet de travailler avec la variable standard de consommation, bien qu'elle intègre les intérêts perçus par les ménages⁴. De plus, l'introduction des taux d'intérêt permet de capter d'autres effets de revenus liés à la détention de produits monétaires.

² L'annexe 1 présente avec plus de détail la construction des différentes variables ainsi que les sources utilisées.

³ L'annexe 2 détaille la méthodologie économétrique.

⁴ Remarquons cependant que le revenu intègre les dividendes issus de la propriété des actions que, pour les mêmes raisons, il aurait fallu exclure. Nous avons vérifié que cette inclusion n'a qu'un impact négligeable sur l'estimation de l'équation (voir paragraphe II-C1), ce qui permet de continuer à travailler avec des variables standards.

ENCADRE 1. *L'accroissement de la richesse immobilière peut-elle générer des effets de richesse sur la consommation ?*

Lorsque les prix de l'immobilier montent, les ménages propriétaires voient leur richesse augmenter et peuvent donc être amenés à augmenter leur consommation dans une optique de lissage intertemporel. D'un autre côté, les ménages qui voulaient se porter acquéreurs d'un bien immobilier peuvent être conduits à diminuer leur consommation pour générer un revenu suffisant pour l'achat. Au total, l'effet sur la consommation de l'augmentation des prix de l'immobilier serait par conséquent indéterminé.

A ce raisonnement statique, on peut toutefois substituer un raisonnement plus *forward-looking* en termes de théorie de portefeuille. L'acquisition d'un logement, au même titre que l'acquisition d'une action, constitue un investissement dont le prix présent est donné par l'actualisation des flux futurs de revenus (dividendes pour l'un, loyers pour l'autre). Dans cette logique, l'augmentation contemporaine du prix du logement reflète l'anticipation de la déformation future de la demande relative pour ce type de bien. Le ménage base sa décision d'investissement dans le logement selon l'arbitrage qu'il fait entre consommations présente et future. Si l'on reprend l'exemple précédent d'une hausse du prix de l'immobilier⁽¹⁾, les ménages propriétaires s'enrichissent puisque le placement qu'ils détiennent leur rapportera plus de dividendes dans le futur (comme en atteste l'augmentation du prix). Pour leur part, les ménages potentiellement acquéreurs ne modifieront leur consommation (pour détenir le logement) que s'ils estiment que cet investissement est toujours profitable dans le menu d'investissements à leur disposition. Il n'y a donc pas pour eux d'appauvrissement en tant que tel. Ce raisonnement théorique suggère qu'une augmentation des prix puisse se traduire par plus de consommation.

La variation de richesse financière peut influencer également sur la consommation par un autre canal. En effet, un ménage dont le prix du logement s'apprécie pourra plus facilement obtenir un crédit à la consommation car il présentera une garantie plus importante. La hausse des prix de l'immobilier permet donc de desserrer la contrainte d'endettement qui pèse sur les ménages et de ce fait d'encourager leur consommation.

⁽¹⁾ Pour simplifier, on suppose que le prix reflète parfaitement les revenus futurs liés à la détention du logement et n'intègre pas la présence d'une bulle.

La richesse immobilière est, quant à elle, constituée exclusivement des logements possédés par les ménages⁵. Ceci représente, à la fin de l'année 1999, environ 11 200 milliards de francs courants. L'encadré 1 justifie l'introduction de la richesse immobilière dans la fonction de consommation.

B. L'équation de long terme

Dans un premier temps, on vérifie qu'il existe bien une relation entre les variables choisies, à travers l'analyse des résidus des moindres carrés ordinaires. Cette hypothèse est acceptée, la statistique du test ADF appliquée aux résidus étant de $-4,81$.

Dans un second temps, étant donné la faible performance à distance finie de l'estimateur des moindres carrés ordinaires pour estimer et analyser la relation de cointégration, nous utilisons l'estimateur des moindres carrés dynamiques de Stock et Watson [1993] ainsi que la correction de la matrice de variance-covariance de Newey et West [1987] (cf. annexe 2). L'équation obtenue s'écrit alors :

$$C = 6,09 + 0,44 R + 0,14 RI + 0,04 RF - 0,53 U \\ \quad \quad \quad (7,54) \quad (2,47) \quad (8,34) \quad (-4,51) \\ + 0,19 t3m - 0,39 \delta + \text{dynamique}, R^2 = 0,997. \\ \quad \quad \quad (4,52) \quad (-3,54)$$

C désigne le logarithme de la consommation, R le logarithme du revenu disponible brut, RI le logarithme de la richesse immobilière, RF le logarithme de la richesse financière, U le taux de chômage, $t3m$ le taux à trois mois et π l'inflation (glissement annuel des prix à la consommation). Les coefficients estimés, dont l'interprétation est détaillée ci-après, représentent des élasticités ou des semi-élasticités. Par exemple, le coefficient affecté au revenu disponible brut signifie que, si ce dernier augmente de 1%, la consommation augmentera de 0,44 %. Une autre grandeur intéressante est la propension marginale à consommer, car elle permet de concevoir intuitivement l'ampleur des effets de richesse. Il s'agit de la part qui sera dépensée si richesse ou revenu gagnent une unité. L'encadré 2 présente le passage de l'un à l'autre.

⁵ Les loyers sont inclus dans le revenu des ménages, alors qu'ils devraient, en toute rigueur, en être exclus (cf. encadré 3). L'impact de cette inclusion est examiné dans le paragraphe II-C1.

ENCADRE 2. *Conversion d'une élasticité en propension marginale.*

Analysons l'effet d'une augmentation d'un franc de la variable explicative X , de richesse ou de revenu, dans l'équation obtenue. Si l'on note dC la variation permanente du niveau de consommation qui en est la conséquence, et ε l'élasticité liée à la variable X , on a par définition :

$$\ln(C + dC) - \ln C = \varepsilon (\ln(X + 1) - \ln(X)).$$

Au premier ordre, comme la variation est faible relativement au stock de richesse, on peut écrire:

$$dC_t = \varepsilon \frac{C_t}{X_t}.$$

Cette grandeur est la propension marginale à consommer (en un trimestre) une unité de richesse ou de revenu. On l'obtient donc en divisant l'élasticité par le rapport de la richesse X à la consommation.

• *L'élasticité de la consommation au revenu est de 0,44.* Ce chiffre, nettement inférieur à 1, est conforme au cadre théorique du revenu permanent. En effet, le ménage qui planifie sa consommation à long terme aura tendance à lisser son comportement de consommation, contrairement au ménage keynésien, qui réagit essentiellement à son revenu courant. Ce n'est qu'en terme de revenu permanent, et non de revenu courant, que l'élasticité de la consommation au revenu est unitaire à long terme. Toutefois, contrairement aux conclusions des modèles de base sur l'allocation inter-temporelle de la consommation, le revenu courant reste une variable déterminante dans le choix de consommation des ménages. Ainsi, le revenu représente, sur la totalité de la période, environ 1,4 fois la consommation de sorte que la propension marginale à consommer est de 70 centimes pour tout franc de revenu supplémentaire. Deux explications peuvent être avancées : (i) certains ménages ne pouvant emprunter comme ils le souhaiteraient pour lisser leur consommation, sont tenus de consommer une grande partie de leur revenu courant ; (ii) dans notre spécification, la richesse non-humaine (valeur actualisée des revenus futurs du travail) n'étant pas explicitement prise en compte, le revenu courant pourrait être un bon indicateur de celle-ci.

• *L'élasticité de la consommation à la valeur des logements possédés par les ménages est de 0,14.* Le rapport du patrimoine en logement national à la consommation *annuelle* a peu varié sur toute la période, oscillant entre 2,4 et 2,7. En choisissant le chiffre de l'année 1999, on

obtient une propension marginale à consommer la richesse immobilière de l'ordre de 4 % par an. Dès lors, une augmentation durable de la valeur d'un logement de 100 000 francs inciterait, à terme, son propriétaire à consommer 4 000 francs de plus par an.

- *La valeur des actifs financiers non monétaires détenus a également une influence positive sur la consommation.* L'élasticité obtenue est plus faible que pour le logement, de l'ordre de 4,3%. Il y a une plus grande difficulté à convertir cette élasticité en propension marginale à consommer que dans le cas de la richesse immobilière car le rapport de la valeur de ces actifs à la consommation annuelle a presque continuellement augmenté, passant de 0,07 en 1978 à 1 en 2000⁶. En utilisant la moyenne de ce rapport pour l'année 1999, on obtient une propension marginale à consommer la richesse financière de l'ordre de 4,8%, ce qui constitue un plafond de l'effet richesse financière en France. Ainsi, si son portefeuille boursier augmente d'une manière durable de 100 000 francs, le ménage français dépense en moyenne 4 800 francs de plus par an.

- *Des taux d'intérêt élevés semblent ici stimuler la consommation.* Selon l'équation, une augmentation de 100 points de base des taux courts augmenterait, à long terme, la consommation de 0,2% environ. Cette valeur positive serait la conséquence du choix restrictif de la variable de richesse financière, qui exclut les placements monétaires. L'effet de revenu lié à la détention de placements monétaires est, en effet, vraisemblablement responsable de cet impact positif des taux d'intérêt sur la consommation⁷.

- *Le taux de chômage paraît avoir un impact significativement négatif sur la consommation.* Le phénomène d'épargne de précaution (peur de perdre son emploi ou de voir l'un de ses proches connaître une période de chômage) semble ici à l'œuvre. Lorsque le taux de chômage diminue d'un point de population active, la consommation à long terme sera 0,5% supérieure.

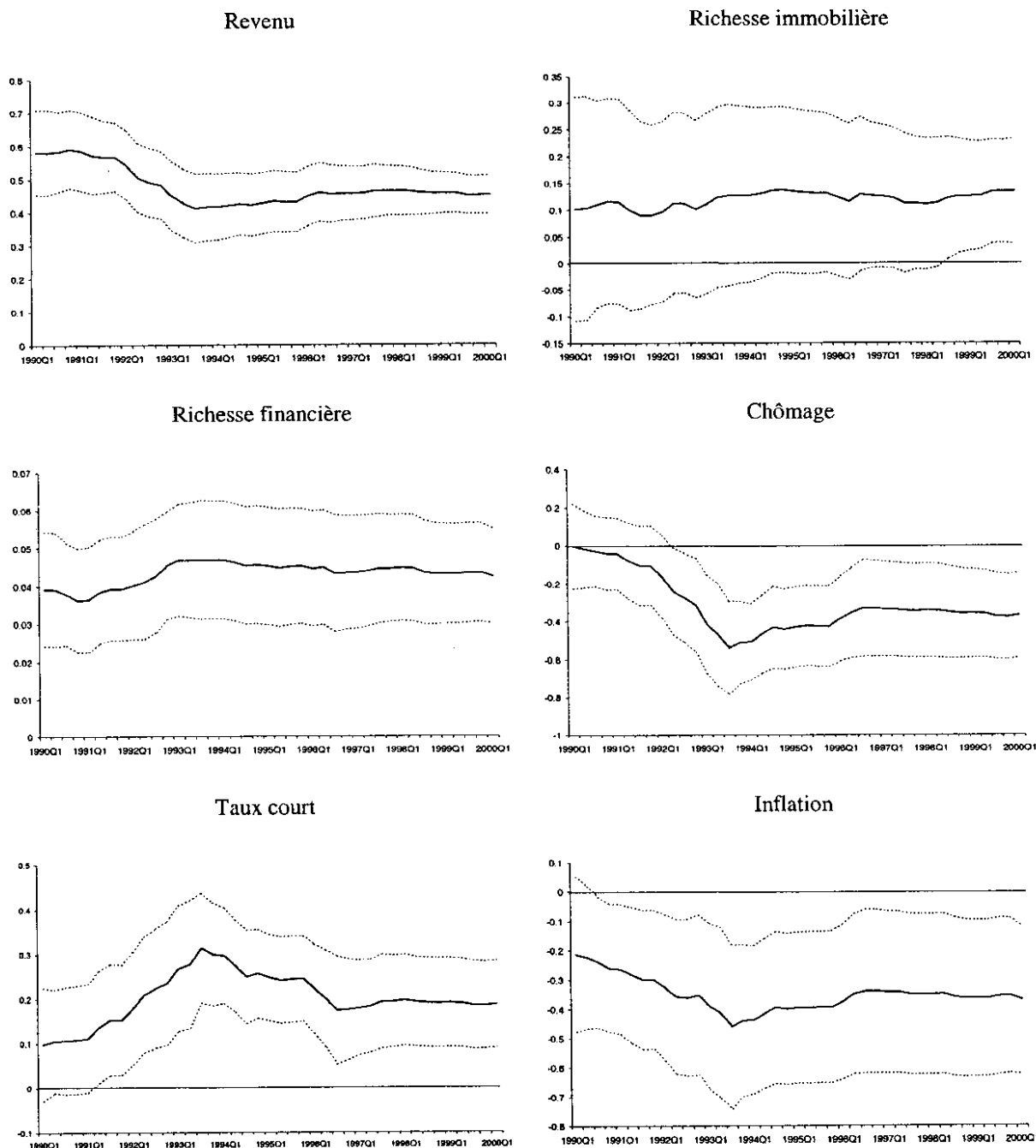
- *L'inflation agit négativement sur la consommation.* Le coefficient trouvé est grand : un point d'inflation diminuerait la consommation de 0,4%. Cette valeur élevée est due à la coïncidence de périodes de forte inflation et d'une stagnation économique au cours de la période d'estimation. La grande corrélation qui en résulte ne peut s'interpréter exclusivement selon un lien de causalité allant de l'inflation vers la consommation. En effet, les simulations prédictives, sur la période la plus récente, qui abandonnent l'inflation comme variable

⁶ Rappelons que la richesse financière est ici circonscrite à ses composantes les plus volatiles (actions et obligations). Voir section II-A et annexe 1.

⁷ Dans la spécification retenue ici, les taux d'intérêt nominaux et l'inflation entrent de façon séparée. Un test de Fisher rejette à 5% une spécification en termes de taux d'intérêt réel.

explicative, ont des performances peu différentes de la spécification qui est présentée ici. La valeur élevée du coefficient obtenu ne peut être attribuée qu'en partie à une influence directe de l'inflation sur la consommation.

GRAPHIQUE 1. *Stabilité des coefficients estimés.*



Notes. Estimation réursive de l'équation à partir de 1990T1. Les courbes en pointillé représentent l'intervalle de confiance à 95% (matrice de variance-covariance corrigée selon la méthode de Newey et West [1987], cf. annexe 2).

Le graphique 1 reporte une analyse de la stabilité des coefficients estimés. D'une part, on peut noter que les coefficients associés aux variables de richesse sont parmi les plus stables. D'autre part, on peut remarquer que le coefficient associé à la richesse immobilière ne devient véritablement significatif qu'à compter de la mi-1998.

En résumé, l'équation obtenue met en évidence un effet de richesse significatif en France. Les élasticités mesurées de la consommation au patrimoine s'élèvent à 0,14 pour le patrimoine immobilier et 0,04 pour les actifs financiers non monétaires. En comparaison, l'élasticité à la richesse globale obtenue par Ludvigson et Steindel [1999] dans le cas des Etats-Unis est de 0,29 (pour une équation incluant exclusivement une richesse globale, non différenciée entre ses composantes immobilière et financière, et revenu). Le taux d'intérêt agit avant tout, dans notre équation, comme déterminant du rendement de l'épargne monétaire, et a un effet globalement positif sur la consommation (effet de revenu). L'élasticité au revenu est plutôt faible, de l'ordre de 0,5 : selon l'équation, les ménages réagiraient moyennement au revenu courant, et se rapprocheraient de ménages classiques qui planifieraient la consommation de toute leur richesse jusqu'au terme de la vie. L'inflation et le chômage ont tous deux des impacts négatifs sur la consommation.

C. Tests de robustesse de l'effet de richesse obtenu

La relation qui vient d'être présentée peut-elle être interprétée comme une fonction de consommation avec effets de richesse ? Il est *a priori* difficile de l'affirmer sans avoir levé au moins trois critiques potentielles :

- les variables choisies sont-elles convenablement délimitées ? Le lien obtenu entre consommation et richesse est peut-être la conséquence de la construction comptable des grandeurs utilisées (paragraphe 1) ;
- y a-t-il un effet de richesse sur la consommation ou un effet de la consommation anticipée sur la richesse des ménages ? En effet, la causalité avancée peut être inversée : si les marchés financiers anticipent une hausse de la demande de biens, la valorisation des sociétés augmente, ce qui provoque une hausse du patrimoine financier des ménages (paragraphe 2) ;
- enfin, la corrélation obtenue entre le patrimoine et la consommation des ménages n'est elle pas qu'une conséquence commune des cycles économiques ? Lorsque la conjoncture est bonne, tous deux croissent ; lorsqu'elle est mauvaise, tous deux diminuent (paragraphe 3).

1. Effet de richesse et délimitation inappropriée des variables de consommation et de revenu

Une première critique qui peut être adressée à la spécification précédente tient à la possibilité d'une corrélation purement comptable entre la richesse immobilière d'une part, le revenu disponible brut et la consommation d'autre part. En effet, les propriétaires de leur habitation produisent un service de logement qui est intégré, par les comptes nationaux, à leur consommation comme à leur revenu. Ce service de logement est soumis à une évaluation qui prend en compte des données proches de celles utilisées par les comptes de patrimoine pour valoriser la propriété en logements des Français, en particulier l'indice du coût de la construction. Par conséquent, la méthode comptable de construction des données crée une corrélation artificielle entre les variables de richesse immobilière, de revenu et de consommation. Aussi est-il intéressant d'estimer la même équation sur des données modifiées de revenu et de consommation, auxquelles on retranche les loyers, réels et fictifs. De plus, cette correction est conforme à la remarque de l'encadré 3 : il faut exclure toutes les ressources tirées d'une richesse introduite comme variable explicative dans l'équation de consommation.

ENCADRE 3- *Nécessité d'une cohérence des définitions du revenu et de la richesse.*

L'hypothèse du cycle de vie suggère une équation de consommation de la forme $C = \alpha W + Y$. Cependant, Y ne doit pas comprendre les revenus que l'agent pourrait tirer de sa richesse W . En effet, la valeur d'un actif intègre la valeur des flux futurs qu'il produira. Les théories du revenu permanent et du cycle de vie posent une équivalence entre richesse et revenu : de manière analogue au marché financier, le ménage anticipe, dans un plan de consommation, ses revenus futurs, issus du capital comme du travail. La consommation présente intègre donc l'information des ménages sur les rendements futurs de leur épargne.

Une spécification qui retient dans le patrimoine un certain type de richesse devrait en général exclure le revenu que sa détention procure. Par exemple, si on inclut la détention directe d'actions, il faut retirer les dividendes perçus par le ménage à son revenu, car ils ont été anticipés par le ménage et la constatation du rendement de l'épargne ne peut modifier son comportement de consommation. L'étude de Ludvigson et Steindel [1999] restreint ainsi le revenu des ménages aux seuls revenus du travail. Cette restriction est envisagée dans le paragraphe II-C 1 afin d'éviter autant que possible d'attribuer à un effet de revenu courant des effets de richesse que l'on pourrait observer.

Il est donc préférable d'exclure de la variable de revenu les ressources tirées de la richesse immobilière que sont les loyers. Cette dernière remarque suggère une autre correction de la variable de revenu. Elle consiste à retirer du revenu les dividendes perçus par les ménages, puisque la propriété de parts de sociétés cotées est incluse dans la spécification de la richesse. En effet, il faut craindre une corrélation artificielle entre les revenus incluant les dividendes et la richesse financière, un phénomène analogue à une corrélation artificielle entre les revenus incluant les loyers et la richesse immobilière. L'inconvénient de toutes ces modifications est qu'elles empêchent de travailler sur les variables standards. De plus, la correction présente une marge d'erreur car les effets de la fiscalité ne sont pas pris en compte⁸. Il ne s'agit donc pas de trouver une meilleure équation que celle qui vient d'être proposée, mais de vérifier que la spécification précédente est assez robuste pour soutenir ces modifications. Les effets de richesse que semble montrer la sous-section précédente ne seraient-ils que de simples effets comptables ? Pour le savoir, l'équation précédente a été estimée avec les variables de revenu et de consommation ayant subi les modifications qui viennent d'être décrites. En appliquant les mêmes corrections économétriques (*cf.* annexe 2), on obtient, avec ces modifications, la relation suivante (dans laquelle C_{mod} et R_{mod} désignent les (log) des grandeurs modifiées) :

$$C_{mod} = 6,32 + 0,36 R_{mod} + 0,24 RI + 0,025 RF - 0,62 U + 0,16 t3m - 0,52 \delta + \text{dynamique}, R^2 = 0,992.$$

(3,58) (3,31) (3,46) (-2,94)
(2,07) (-3,49)

Les coefficients de richesse restent significatifs. La régression précédente montre que la corrélation de la consommation avec le patrimoine précédemment mise en évidence n'est pas un simple effet comptable.

2. Effet de richesse ou effet d'anticipation?

Quel est le sens du lien de causalité entre consommation et patrimoine ? Les marchés financiers anticipent les niveaux de consommation à venir (Lettau et Ludvigson [1999]). La consommation présente n'est-elle pas un élément d'anticipation du niveau d'activité futur des entreprises ? Le lien trouvé entre la richesse boursière et la consommation pourrait être une conséquence de ce phénomène d'anticipation (Grunspan et Verdehlan [1998], voir encadré 4).

Il est possible de tester l'hypothèse selon laquelle la richesse financière des ménages est bien un déterminant de leur consommation en différenciant la consommation selon les produits. Le raisonnement part de l'observation que l'effet de richesse joue avant tout pour les ménages

⁸ On retranche les dividendes et les loyers fictifs du revenu, alors que les premiers modifient l'impôt sur le

ENCADRE 4-Effet de richesse ou effet d'anticipation ?

L'effet de richesse décrit une relation de causalité allant du prix et du volume des actifs vers la consommation. Cette relation peut être envisagée dans l'autre sens. Dans ce dernier cas, les prix des actifs ne font que refléter des anticipations sur l'activité qui, ex-post, se révèlent exactes (Grunspan et Verdehlan [1998]). En effet, la valorisation des sociétés doit refléter la valeur actualisée de leurs résultats futurs, qui croissent lorsque la demande de biens augmente. Par conséquent, l'évolution de la consommation provoque des révisions d'anticipations des marchés financiers, qui modifient immédiatement le prix des actifs financiers, et donc également la valeur du patrimoine financier des ménages.

L'effet d'anticipation lie le prix des actifs présents à la consommation future, alors que l'effet de richesse lie la consommation présente au prix des actifs présents ou anticipés (comportement *forward looking* des ménages). Une méthode a été mise en œuvre par Poterba et Samwick [1995] pour séparer ces deux effets. L'effet de richesse implique une sensibilité particulièrement grande de la consommation de certains produits, achetés surtout par les ménages les plus aisés, lors d'une hausse des actions. Selon ces auteurs, si la consommation de ces biens dits de luxe n'est pas particulièrement corrélée au prix des actions, c'est le phénomène d'anticipation de l'activité, et non un effet de richesse, qui doit être tenu pour responsable de la corrélation observée entre le patrimoine des ménages et leur consommation. Un test d'esprit similaire est réalisé dans le paragraphe II-C2.

aisés. Or, ces ménages possèdent des modes de consommation propres. Si leur consommation augmente, ils vont consommer davantage de biens dits de luxe, c'est-à-dire de biens possédant une élasticité au revenu élevée.

Plaçons-nous dans l'hypothèse d'existence d'un effet richesse. A la fréquence trimestrielle, l'essentiel de la variation du patrimoine financier des ménages est la conséquence de la variation des cours boursiers. Supposons que le prix des actifs financiers augmente. Selon l'hypothèse préférée dans ce texte, ceci provoque un effet de richesse qui joue en faveur de la consommation. Cette modification doit se caractériser par de la consommation des biens représentatifs de la consommation marginale d'un ménage aisé, c'est-à-dire des biens à forte élasticité au revenu. En revanche, il est peu probable que la consommation de produits

revenu payé par le ménage et non les seconds.

alimentaires, par exemple, en soit considérablement modifiée. En conséquence, dans l'hypothèse d'un effet de richesse, la hausse du patrimoine financier des ménages s'accompagne d'une hausse de la consommation de biens à forte élasticité au revenu.

Plaçons-nous à présent dans l'hypothèse adverse, où l'effet d'anticipation est prépondérant. Si la consommation totale augmente, les anticipations de revenus des entreprises vont augmenter également, en particulier parce que les anticipations de consommation des ménages par les marchés financiers seront revues à la hausse (phénomène d'inertie de la consommation). Ceci va mécaniquement augmenter la valeur des entreprises et celle du portefeuille des ménages. Comme l'agrégat des ménages possède un portefeuille globalement diversifié, qui s'appuie sur toutes les composantes de l'économie, ce ne sont pas seulement les biens à forte élasticité au revenu qui vont provoquer ces effets de revalorisation du prix des actions, mais tous les biens⁹.

A partir de ce raisonnement, on peut différencier ces deux effets. C'est la raison pour laquelle nous avons examiné successivement notre équation de consommation, sur des composantes différentes de la consommation fournies par les comptes trimestriels. L'agroalimentaire a été choisi parce qu'il cumule un poids important dans la consommation totale des ménages et une faible élasticité au revenu. Les services marchands ont été retenus parce qu'ils représentent une grande partie de la consommation décidée directement par les ménages et une élasticité revenu élevée. La branche automobile a été retenue en raison de sa forte élasticité au revenu, afin de confirmer la consommation préférentielle des biens de luxe par effet de richesse. On estime l'équation suivante successivement pour la consommation totale, celle de biens alimentaires, l'achat d'automobiles et enfin la consommation de services marchands :

$$C_{branche} = \alpha R + \beta RI + \gamma RF + \delta U + \epsilon 3m + \zeta \delta + \text{constante}$$

Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau suivant :

Biens consommés	Agroalimentaire	Indifférenciés	Automobile	Services marchands
ϕ	0,01 (NS)	0,042	0,11	0,07

⁹ Toutefois, il n'est pas exclu que les biens à forte élasticité au revenu soient également ceux dont la consommation influence le plus les variations de la valorisation boursière, car ce sont des produits présentant une forte valeur ajoutée. La création de valeur anticipée par les marchés serait davantage sensible à la consommation des biens à forte élasticité au revenu. Cette critique est notamment recevable dans le cas de l'achat d'automobiles.

Dans le tableau précédent, le patrimoine boursier et la consommation d'un bien semblent plus fortement corrélés pour les biens de luxe. Le phénomène semble particulièrement marqué pour l'automobile sans doute en raison que ce bien est cher et ne peut être fractionné. La décision d'achat pourrait donc être, de ce fait, influencée particulièrement fortement par la richesse financière du ménage, plus liquide que sa richesse immobilière.

Le lien entre consommation et richesse est donc plus fort pour les produits à haute élasticité au revenu. Ceci plaide en faveur de l'existence d'un effet de richesse en France. Le phénomène d'anticipation par les marchés financiers du niveau futur de consommation ne peut être considéré comme le seul responsable du lien entre consommation et patrimoine financier des ménages. Toutefois, il est probable que cet effet existe, et que la mesure des effets de richesse réalisée par la fonction de consommation obtenue majore de l'effet de richesse.

3. Effet de richesse ou biais de simultanéité ?

Un biais de simultanéité pourrait exister selon le raisonnement suivant : comme les ménages choisissent en même temps d'épargner et de consommer, leur stock d'épargne et leur consommation tendent à croître ensemble, lors des périodes de forte croissance, et à stagner ensemble, durant les périodes les plus difficiles, sans qu'on puisse imputer cette corrélation à un lien de causalité entre ces deux variables (Bonnet et Dubois [1995]). Supposons que ce biais explique les élasticités significatives des variables de richesse dans la fonction de consommation obtenue. L'introduction de retards dans l'équation de long terme, sur les deux variables patrimoniales, devrait alors diminuer sensiblement l'élasticité de la consommation à ces grandeurs.

En pratique, on trouve que l'introduction de retards allant de un à six trimestres n'a pas d'influence sur le caractère significatif des grandeurs de richesse. Consommation et richesse ne sont donc pas liées uniquement par un biais de simultanéité. Par exemple, on reporte l'estimation pour un retard d'un trimestre (comme Bonnet et Dubois [1995] dans leur critique) :

$$C_t = 6,20 + 0,43 R_t + 0,15 RI_{t-1} + 0,044 \ln RF_{t-1} - 0,59 U_t \\ + 0,19 i3m_t - 0,44 \delta_t, \text{ + dynamique, } R^2 = 0,997.$$

(9,07) (2,9) (8,53) (-5,11)
(3,69) (-4,00)

En résumé, les trois critiques précédentes n'incitent donc pas à abandonner l'interprétation de l'équation obtenue comme fonction de consommation comprenant des effets de richesse.

III – Une spécification dynamique de la fonction de consommation : influence des effets de richesse et qualités prédictives.

Dans cette section, nous proposons une spécification dynamique de la fonction de consommation basée sur un modèle à correction d'erreur incorporant la relation de long terme. A partir de l'équation, nous regardons la contribution des variables richesses à la croissance de la consommation sur les dix dernières années. La qualité prédictive de l'équation est ensuite analysée. Enfin, nous étudions la possibilité d'asymétries dans les effets de richesse entre les hausses et les baisses de la richesse financière.

A – Une spécification dynamique de la consommation avec effets de richesse

La spécification de court terme « préférée » est la suivante (d désignant l'opérateur différence) :

$$dC_t = 0,25 dC_{t-2} + 0,16 dC_{t-3} - 0,39 \text{coint}_{t-1} + 0,015 dRF_{t-6} + 0,13 dRI_{t-3} + 0,11 dRI_{t-4} - 0,17 dt3m_t - 0,52 dU_{t-1}, R^2 = 0,446.$$

(2,98) (2,08) (6,28) (2,14)
(3,87) (3,02) (-2,02) (-1,77)

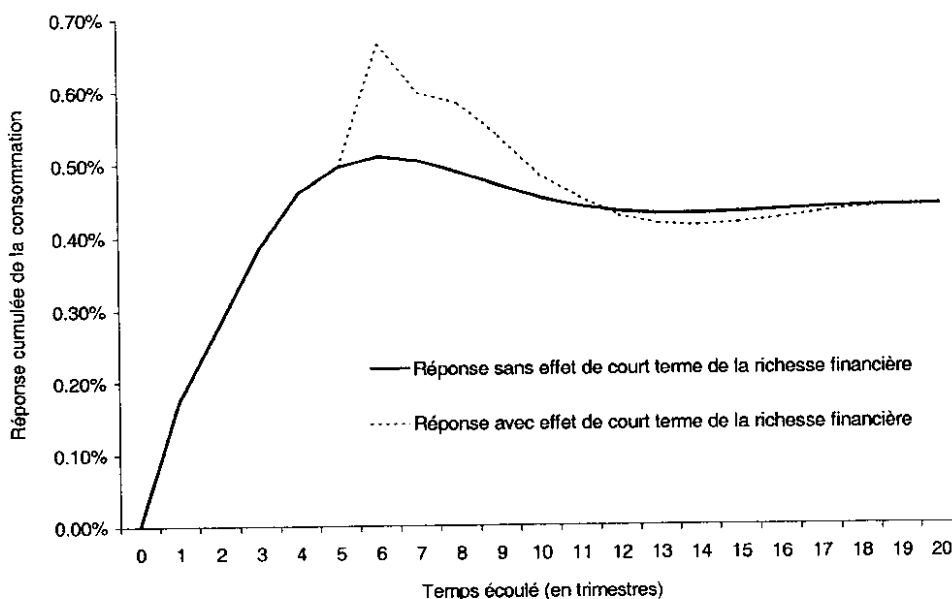
Deux remarques peuvent être déduites de la spécification précédente. D'une part, la relation de cointégration apparaît comme une force de rappel significative et importante puisque 40% des écarts à cette relation est résorbé en un trimestre. D'autre part, il apparaît que les chocs de richesse n'influence sensiblement la consommation qu'après un délai d'environ un an. Ainsi, l'effet d'un choc de richesse sur la consommation est, au cours des 3 premiers trimestres qui le suivent, entièrement décrit par le terme de rappel vers l'équilibre. Ce n'est qu'au bout d'un temps assez long que les variations retardées de la richesse deviennent significatives dans l'équation de court terme.

On peut interpréter ceci par une lenteur d'adaptation de la consommation à un choc de richesse important. En effet, les ménages attendent peut-être une confirmation d'une plus grande valorisation de leur richesse avant de la consommer¹⁰. Dans le cas de la richesse boursière, ce mécanisme est favorisé par le fait qu'une grande partie de leur épargne est intermédiée (par des placements du type SICAV) et n'est valorisée qu'au bout d'un certain temps. Le graphique 2 donne la réponse cumulée de la consommation suite à un choc de 10%

¹⁰ Pour l'impact de la richesse financière, la capacité d'anticipation de la consommation par les marchés financiers est une autre explication. Toutefois, notre analyse dans le paragraphe II-C2 nous conduit à négliger cette hypothèse.

sur la richesse financière (avec et sans prise en compte du terme retardé dRF_{t-6} dans l'équation de court terme).

GRAPHIQUE 2. Réponse de la consommation à un choc de richesse de 10%.



B – Contribution des variables richesses à la variation de la consommation

A partir de l'équation estimée ci-dessus, il est possible de calculer la contribution des différentes variables explicatives à la variation de la consommation. Pour cela, nous nous sommes concentrés sur deux périodes : de 1990 à 1995 et de 1996 à aujourd'hui. Cette séparation a été opérée pour prendre en compte la période de forte croissance de la bourse (soit depuis 1996).

La contribution des variables de richesse à la croissance de la consommation a augmenté entre les deux périodes passant de 0,5% à 0,8%. Cette augmentation est uniquement due à l'augmentation de la contribution de la richesse immobilière. Sur la période la plus récente, la richesse aurait autant contribué que le revenu à la croissance de la consommation. Enfin, la contribution des variables autres que celles de revenu et de richesse est sur les deux périodes marginale (de l'ordre de deux dixièmes de point).

TABLEAU 1. Contribution des variables explicatives à la croissance moyenne de la consommation.

	1990-1995	1996-1999
Consommation	1.0%	1.8%
Contributions		
Revenu	0.8%	0.8%
Richesses	0.5%	0.8%
dont immobilière	0.2%	0.4%
dont financière	0.3%	0.4%
Chômage	-0.2%	0.1%
Taux à trois mois	-0.1%	-0.1%
Inflation	0.1%	0.2%
Inexpliqué	-0.1%	0.0%

C – Qualités prédictives de l'équation retenue

Dans cette sous-section, nous comparons la performance prédictive de la spécification précédente avec l'effet de richesse avec celles de trois benchmarks : une équation de consommation (modèle à correction d'erreur) sans effets de richesse, un modèle AR de la variation de la consommation et la marche aléatoire avec tendance¹¹.

L'équation de consommation sans effets de richesse estimée sur toute la période s'écrit¹² :

$$\begin{aligned}
 dC_t = & 0,003 + 0,23 dC_{t-2} - 0,16 \text{coint}_{t-1} - 0,70 dU_{t-1} \\
 & (3,07) \quad (2,22) \quad (-2,04) \quad (-1,71) \\
 & + 0,23 d\delta_{t-3} - 0,24 d\delta_{t-5} + 0,17 dR_{t-2} - 0,16 dR_{t-4}, R^2 = 0,25. \\
 & (1,79) \quad (-2,13) \quad (1,73) \quad (-1,91)
 \end{aligned}$$

où la relation de cointégration estimée en première étape par les moindres carrés dynamiques est la suivante :

$$C = 4,14 + 0,70 R - 0,58 U + 0,23 t3m - 1,13 \delta + \text{dynamique}, R^2 = 0,989.$$

(21,84)
(52,76)
(-4,39)
(3,39)
(-25,38)

On constate que les coefficients, et notamment celui du revenu, diffèrent assez sensiblement de ceux estimés pour l'équation avec richesse. Il semble qu'en l'absence des variables de richesse, le revenu capte une partie de la variation du patrimoine des ménages.

¹¹ L'inclusion d'une tendance est justifiée par la significativité de la constante. Etant donné la tendance présentée par la consommation, l'omission de cette constante conduirait à trop favoriser notre modèle relativement à la marche aléatoire.

¹² Pour chacun de ces modèles, les t-stats sont corrigées de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation (potentielles) des résidus.

Le retard du modèle AR a été fixé à 2 sur la base des critères d'information d'Akaike et de Schwartz. Le modèle estimé sur toute la période s'écrit :

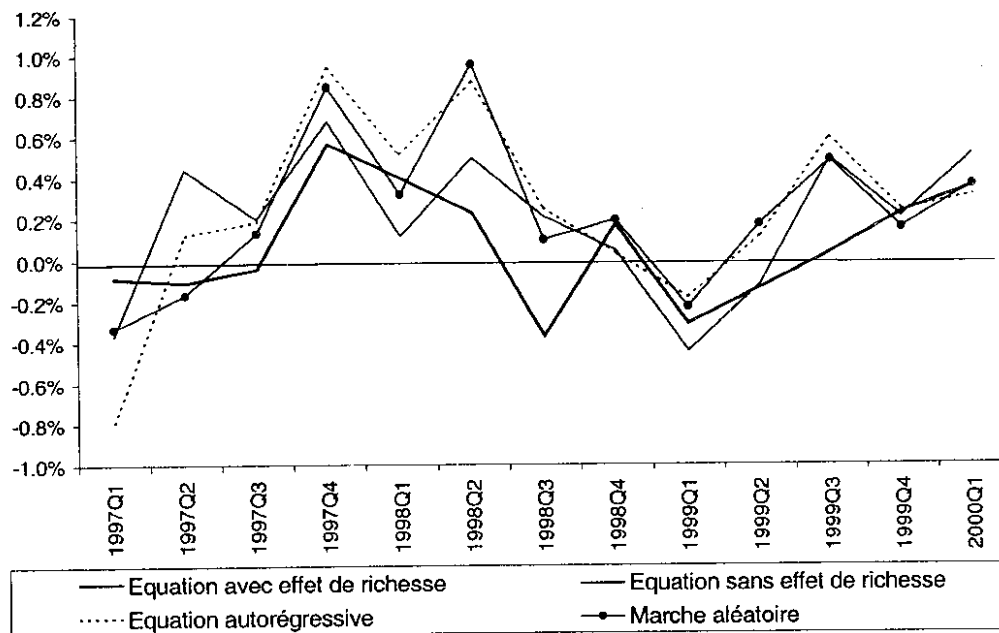
$$dC_t = 0,003 - 0,19 dC_{t-1} + 0,22 dC_{t-2}, R^2 = 0,11.$$

(4,32) (-2,46) (2,34)

Enfin, la marche aléatoire avec tendance estimée sur toute la période s'écrit : $dC_t = 0,0043$.
(5,84)

A partir de ces quatre modèles, on établit des prévisions roulantes à une période entre 1997T1 et 2000T1 : à chaque date, on ré-estime donc les modèles jusqu'à la date contemporaine et on établit une prévision à un trimestre. Ceci nous donne quatre séries chronologiques d'erreurs de prévision à un trimestre (cf. graphique 3).

GRAPHIQUE 3. Erreurs roulantes de prévision à un trimestre pour les différents modèles.



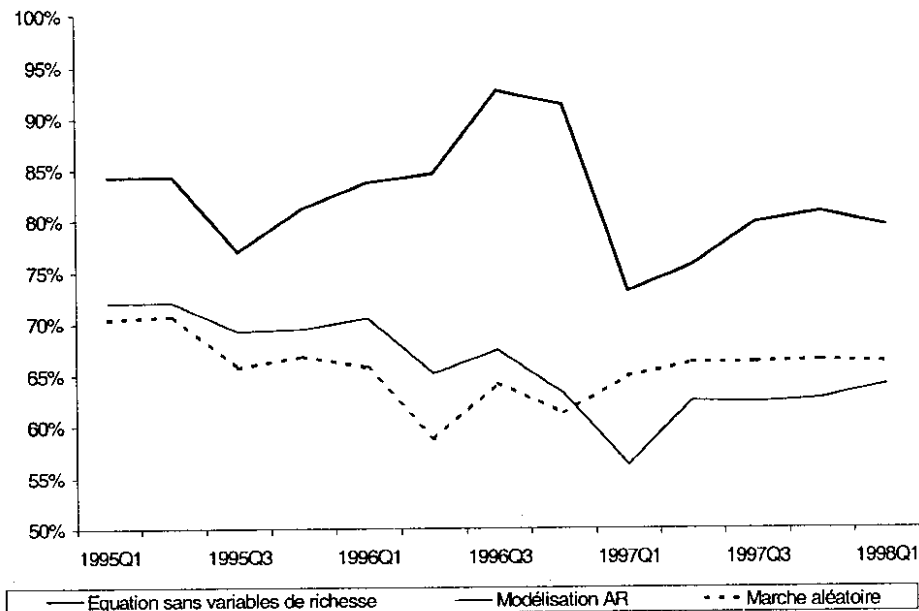
On note que l'erreur de la fonction de consommation avec effet de richesse est en général plus faible que celles des autres modèles. Ainsi, si l'on calcule les ratios des racines des erreurs quadratiques définis par :

$$\text{Ratio} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N u_i^2}{\sum_{i=1}^N v_i^2}},$$

où N désigne le nombre de prévisions, u désigne l'erreur de l'équation de consommation avec effet de richesse et v désigne l'erreur d'un des trois autres modèles, on obtient un ratio de 73% face à l'équation de consommation sans richesse, de 56% face au modèle autorégressif et de 65% face à la marche aléatoire avec tendance. En outre, ce résultat n'apparaît pas dépendant

de la période de départ comme le montre le graphique 4, où l'on représente les ratio d'erreurs pour différentes dates de départ.

GRAPHIQUE 4. *Ratio des erreurs quadratiques pour différentes dates de départ des prévisions.*



Pour comparer plus formellement les capacités prédictives des différents modèles, nous utilisons les statistiques suggérées par Diebold et Mariano [1995]. Si l'on désigne par z_i la $i^{\text{ième}}$ différence du carré des erreurs ($z_i = v_i^2 - u_i^2$), l'hypothèse nulle d'égalité des capacités prédictives s'écrit : $E[z_i] = 0$. Diebold et Mariano [1995] ont suggéré la statistique suivante pour tester cette hypothèse nulle :

$$S_1 = \frac{\sum_{i=1}^N z_i / N}{\sqrt{2\delta f_z(0)/N}},$$

où $f_z(0)$ est la densité spectrale en zéro de z ¹³. Asymptotiquement, S_1 est distribuée selon une loi normale standard. Cette statistique, bien qu'elle soit la plus générale pour tester l'hypothèse nulle, présente le désavantage qu'on ne connaît pas sa distribution exacte.

En échantillon de petite taille, Diebold et Mariano [1995] suggèrent de tester l'hypothèse nulle¹⁴ par la statistique du Signe :

¹³ De façon équivalente, $2\pi f_z(0)$ est la variance de long terme de z , qu'on estime ici par l'approximation non-paramétrique de Newey et West (1994).

$$S_2 = \sum_{i=1}^N I_+(z_i), \quad I_+(z_i) = \begin{cases} 1 & \text{si } z_i > 0, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

S_2 est distribué selon une loi binomiale de paramètres N et $\frac{1}{2}$. L'application de ces statistiques (sur la période 1995T1-2000T1) conduit aux résultats suivants :

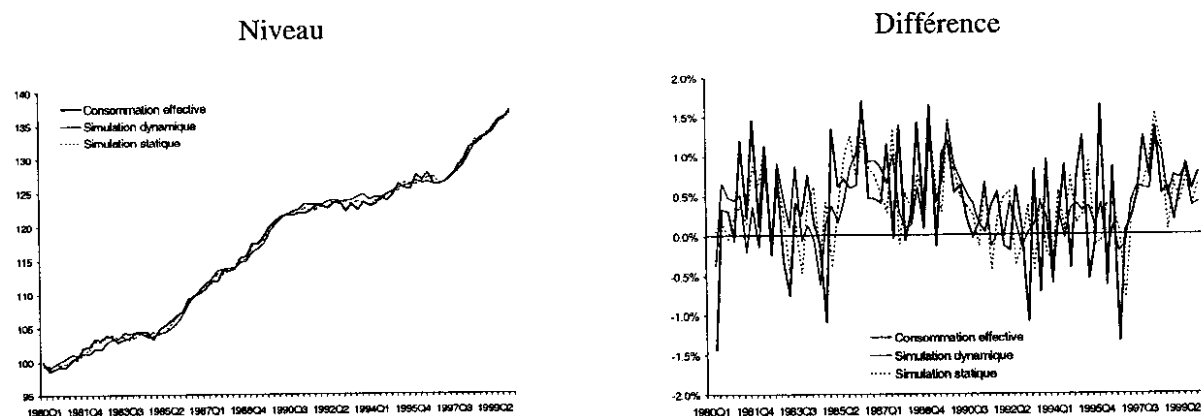
Statistiques :	Face à :		
	Equation sans richesse	Modèle autorégressif	Marche aléatoire
S_1	1,335 (0,09)	3,829 (0,00)	2,186 (0,01)
S_2	13 (0,09)	15 (0,01)	15 (0,01)

Note. Entre parenthèses, on reporte le seuil de significativité (test sur une queue de la distribution).

On constate dans chaque cas que l'hypothèse nulle de capacités prédictives égales peut être rejetée au seuil de 10% au profit de l'hypothèse alternative d'une meilleure prévision du modèle. Bien que non reportés, les résultats apparaissent ici également indépendants de la date de départ de la période de prévision.

Par ailleurs, les comportements décrits par l'équation avec effets de richesse apparaissent stables. La prévision dynamique se révèle ainsi très semblable à la simulation statique sur toute la période (cf. graphique 5).

GRAPHIQUE 5. Simulations statique et dynamique.



¹⁴ Dans ce cas, l'hypothèse nulle consiste à tester la nullité de la médiane de z et non celle de sa moyenne. Les deux hypothèses nulles se rejoignent si la distribution de z est symétrique.

D – Les variations des prix des actifs ont-elles des effets asymétriques sur la consommation ?

Quel serait l'impact d'un effondrement des cours boursiers en France ? On peut faire une première évaluation de l'effet d'une chute de 20% du portefeuille boursier des ménages en utilisant l'équation de long terme. Le choc de richesse aurait un impact négatif sur la consommation des Français égal à vingt fois 0,036% (l'élasticité de la consommation au portefeuille en valeurs mobilières), c'est-à-dire de 0,7%. Mais les ménages réagissent-ils symétriquement à une baisse comme à une hausse de la valeur de leur portefeuille ?

La théorie du cycle de vie prévoit bien, sous sa forme standard, que les ménages réagissent symétriquement à une hausse et à une baisse de leur patrimoine. Mais on peut aussi avancer que les ménages sont réticents à diminuer leur niveau de vie, parce que la consommation passée de certains biens crée une habitude. Si cette inertie du comportement de consommation existe, alors la baisse qui suivrait un krach boursier est surévaluée par l'estimation précédente. Afin de mesurer une asymétrie possible dans l'élasticité de la consommation au patrimoine boursier, il convient d'estimer une nouvelle équation de court terme. En nommant w la richesse boursière des ménages, et dw sa croissance, on peut définir :

$$dw+ = 1_{dw > \bar{dw}} dw \quad (\text{variations supérieures à la moyenne}) ;$$

$$dw- = 1_{dw < \bar{dw}} dw \quad (\text{variations inférieures à la moyenne}).$$

La meilleure spécification trouvée est la suivante :

$$dC_t = 0,27 dC_{t-2} - 0,15 dC_{t-4} - 0,30 \text{coint}_{t-1} + 0,020 dw_{t-1}^+ + 0,024 dw_{t-6}^+ \\ + 0,20 dR_{t-2} - 0,20 d\delta_{t-5} - 0,58 dU_{t-3}, \quad R^2 = 0,32.$$

(2,44) (-1,84) (-4,15) (2,28) (2,45)
(2,40) (-2,64) (-1,99)

Les variations de richesse inférieures à la moyenne n'ont pas d'impact significatif sur les variations de la consommation. La valeur des actions et obligations possédées par les ménages ne semble n'avoir d'impact que pour des hausses supérieures à la moyenne. L'effet de richesse semble révéler ici une asymétrie.

Au final, ce test semble valider l'hypothèse d'une inertie de comportement des ménages qui hésitent à se passer de biens qu'ils ont consommés par le passé et supportent difficilement de réduire leur consommation lorsque leur richesse diminue. L'impact d'un krach boursier que prédit la relation de long terme semble donc surévalué. Toutefois, il est possible que face à une baisse permanente de leur portefeuille, les ménages soient très lents à modifier leur

habitude de consommation. Durant la période estimée, les baisses ont toujours été suivies de rattrapages assez rapides, à l'échelle de l'année, si bien qu'elles n'ont pas eu le temps de peser sur la consommation des actionnaires. Ces estimations ne permettent donc pas de prédire ce qui se produirait en cas d'une baisse de plusieurs années du prix des actifs. En revanche, une baisse limitée dans le temps à quelques trimestres n'aurait pas d'influence sur les comportements de consommation des ménages.

Conclusion

L'estimation d'une fonction de consommation sur la période 1978-2000 intégrant des variables de richesses financière et immobilière montre qu'un effet de richesse pourrait être à l'œuvre en France. Ce résultat serait robuste à un certain nombre de critiques potentielles : (i) l'effet estimé serait bien celui du patrimoine des ménages sur la consommation et non le contraire ; (ii) il ne dépendrait pas de la prise en compte inadéquate dans le revenu disponible brut des revenus liés à la détention de richesse (loyers, dividendes) ; (iii) il ne serait pas dû à un biais de simultanéité. La prise en compte de l'effet richesse permettrait en outre d'améliorer les prévisions de la consommation des ménages français.

Globalement, une augmentation permanente de 1% de la richesse financière (respectivement immobilière) des ménages conduirait à une hausse de 0,04% (respectivement 0,14%) de leur consommation. L'impact de l'augmentation du patrimoine des ménages ne serait pas immédiat et serait maximal au bout d'un an et demi. Par ailleurs, les ménages ne réagiraient pas, à court terme, de la même manière à une hausse ou à une baisse de leur patrimoine : une baisse transitoire de leur richesse financière ne les conduirait pas à réduire leur consommation alors qu'une hausse les conduirait à augmenter celle-ci.

L'existence d'un effet richesse suggère une réflexion autour de deux axes. Tout d'abord, elle justifierait sa prise en compte par les autorités monétaires, soit en d'autres termes que la Banque Centrale prenne en compte l'évolution du prix des actifs dans sa fonction de réaction. La valorisation de la richesse des ménages, en influençant leur consommation, devient un indicateur des tensions sur les prix. On peut noter qu'un tel comportement a été implicitement adopté par la Réserve Fédérale qui à l'occasion du krach de 1987 a réagi en relâchant sa politique monétaire (par injection de liquidités), limitant voire annihilant ainsi les répercussions de la chute de la bourse sur l'économie réelle.

D'autre part, si la modification de la structure de la richesse des ménages en faveur de la détention d'actions et au détriment de la richesse immobilière se poursuivait, l'effet de richesse pourrait modifier la volatilité de la consommation. En particulier, l'accès plus direct aux marchés financiers facilité par les nouvelles technologies pourrait provoquer une réactivité supérieure aux rendements boursiers. Toutefois, il est possible que cette modification de la répartition du patrimoine s'accompagne de comportements plus prudents de la part des ménages, une fois réalisé l'apprentissage du risque inhérent aux marchés financiers. Ceci limiterait l'impact de l'évolution de la structure de l'épargne sur la volatilité de la consommation.

Bibliographie

- Bonnet X., Dubois E. (1995)**, « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne depuis 1990 », *Economie et Prévision*, vol. 121.
- Bonne L., Giorno C., Richardson P. (1998)**, « Stock market fluctuations and consumption behaviour : some recent evidence », *OCDE*, Working paper n°208.
- Diebold F., Mariano R. (1995)**, « Comparing predictive accuracy », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13.
- Engle R., Granger C. (1987)**, « Cointegration and error-correction representation, estimation and testing », *Econometrica*, vol. 55.
- Federal Reserve Bank (1996)**,
- Friedman M. (1957)**, *A theory of consumption function*, Princeton University Press, New York.
- Grunspan et Verdhelan (1998)**, « Indice du prix des actifs et effets de richesse », Banque de France, présenté aux XV^e Journées internationales d'économie monétaire et bancaire.
- Hall R. (1978)**, « Stochastic implications of the life-cycle permanent income hypothesis : Theory and evidence », *Journal of Political Economy*, vol. 86.
- Lettau M., Ludvigson S. (1999)**, « Consumption, aggregate wealth and expected stock returns », *CEPR*, Working paper n°2273.
- Ludvigson S., Steindel C. (1999)**, « How important is the stock market effect on consumption? », *Federal Reserve Bank of New York*, Economic Policy Review, July.
- Modigliani F. et Brumberg (1954)**,
- Newey W., West K. (1987)**, « A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix », *Econometrica*, vol. 55.
- Newey W., West K. (1994)**, « Automatic lag selection in covariance matrix estimation », *Review of Economic Studies*, vol. 61.
- Perron P., Campbell J. (1992)**, « Racines unitaires en macroéconomie : le cas multidimensionnel », *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 27.
- Poterba J., Samwick A. (1995)**, « Stock ownership patterns, stock market fluctuations and consumption », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2.
- Salanié B. (1999)**, « Guide pratique des séries non-stationnaires », *Economie et Prévision*, vol. 137.

Star-Mc Cluer M. (1998), « Stock market wealth and consumer spending », *Board of Governors of the Federal Reserve System*, Working paper n° 1998-20.

Stock J., Watson M. (1993), « A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », *Econometrica*, vol. 61.

Annexe 1 – Présentation des données

Les dépenses de consommation des ménages (C) sont fournies par les comptes nationaux trimestriels. Il s'agit du poste P3M-D1. De même, le revenu disponible brut (R) est calculé comme le revenu disponible brut en francs courants des ménages (B6-S143) rapporté au déflateur des dépenses de consommation des ménages (P3M-D5). Le taux d'intérêt à 3 mois ($t3m$) est le TIOPP (Taux Interbancaires Offerts sur la Place de Paris) avant l'introduction de l'euro, le EURIBOR (EURO InterBank Offer Rate) ensuite. Les taux à dix ans sont ceux des emprunts d'Etat français. Le déflateur des prix à la consommation correspond au poste P3M-D5. Le taux de chômage (U) est celui défini par le Bureau International du Travail (source : *Datastream*).

Les différents encours de richesse financière des ménages sont issus de plusieurs sources :

- 1999T3 – 2000T1 : Service d'Etudes et de Statistiques des Opérations Financières de la Banque de France (version mai 2000) ;
- 1997T2 – 1999T2 : Tableaux de Financement et de Placement de la Banque de France en nouvelle base ;
- 1993T2 – 1997T2 : Séries du marché financier pour les OPCVM, les actions et les obligations ; Pour les autres séries : séries monétaires et financières de la Banque de France ;
- 1978T1 – 1993T3 : rétropolation en taux d'évolution par les Tableaux des Opérations Financières trimestriels.

La richesse financière globale comprend l'ensemble de l'épargne financière des ménages : toutes les actions (cotées et non-cotées), les produits obligataires, les participations diverses, droits d'assurance-vie, toutes les OPCVM, les placements à vue et à terme, l'épargne contractuelle (plan d'épargne, livrets, etc.). Son absence de capacité à expliquer une partie de la variation de la consommation nous a conduit à construire une richesse financière plus restreinte (RF). Elle comprend : toutes les OPCVM non monétaires, plus toutes les actions qui ne représentent pas le capital des entreprises individuelles possédé par leurs propriétaires, c'est-à-dire uniquement les actions détenues en tant que placement par les ménages. Si l'encours de détention d'OPCVM est connu, il n'y a pas de source directe concernant la part des actions qui représentent un placement pour les ménages. A partir de l'enquête de la Banque de France sur le comportement des agents économiques sur les marchés des valeurs

mobilières, on a estimé qu'environ 10% des parts de société non cotées et la totalité des actions cotées représentent un placement financier pour le ménage qui les détient. Cependant, comme la détention d'actions non cotée n'est connue que depuis 1993, l'encours de placement en actions a été évalué à 40% du poste « Actions et autres participations » avant 1993. Toutes ces données en francs courants sont rapportées au déflateur de la consommation afin d'obtenir l'encours réel.

L'encours de logement utilisé (RI) est basé sur les comptes de patrimoine annuels de l'INSEE en base 1995¹⁵. Afin de trimestrialiser ces données annuelles, il a fallu tenir compte de deux indicateurs : l'indicateur de l'évolution trimestrielle de volume retenu est l'investissement des ménages dans la branche construction des comptes trimestriels ; l'indicateur de l'évolution trimestrielle des prix est l'indice INSEE-Notaires des prix de l'immobilier parisien, car ces données n'existent que depuis 1994 pour la province¹⁶. La trimestrialisation est effectuée en deux étapes, d'abord sur les prix, puis sur les volumes.

La consommation modifiée (C_{mod}) a été construite de manière à ne plus prendre en compte la consommation du service de logement autoconsommé par le propriétaire d'un logement (loyers fictifs) ou par un locataire (loyers réels). Dans la production des ménages hors entreprises individuelles figurent : la production liée aux jardins familiaux, la production de services aux particuliers (aides ménagères) et la production du service de logement. Ce dernier a été estimé comme la différence entre la production totale des ménages (TD.P1E_S14BR3) et les salaires versés par les ménages (TC.D11_S14BE3), ce qui revient à négliger la production dans les jardins familiaux. Le résultat est ensuite rapporté au déflateur des prix à la consommation afin d'obtenir la consommation en francs constants de 1995.

Le revenu modifié (R_{mod}) est calculé de la manière suivante : au revenu disponible brut, on retranche la production du service de logement calculée précédemment, ainsi que les dividendes reçus nets des dividendes versés par les ménages hors EI (TC.D41_S14E3), les loyers de terrains et gisements reçus nets des loyers de gisements et terrains versés par les ménages hors EI (TC.D45_S14E3), les intérêts reçus nets des intérêts versés par les ménages hors EI (TC.D41_S14R3), ainsi que les revenus de la propriété attribués aux assurés reçus par

¹⁵ Le même travail a été effectué sur les comptes de patrimoine précédents, en base 1980 : les élasticités calculées sont du même ordre de grandeur.

¹⁶ Le profilage trimestriel retenu a été comparé avec celui obtenu pour les prix provinciaux depuis 1994 : les modifications par rapport à l'extrapolation linéaire des données annuelles sont dans leur grande majorité de même signe.

les ménages (TC.D44_S14R3). De cette manière, le revenu estimé est indépendant des revenus du capital touchés par les ménages. Le résultat est ensuite rapporté au déflateur des prix à la consommation afin d'obtenir le revenu en francs constants de 1995. L'intérêt de ces nouvelles variables est double :

- d'une part, elles évitent les corrélations comptables directes entre la richesse immobilière et les variables de consommation et de revenu ;
- d'autre part, la variable de revenu exclut à présent, en conformité avec l'encadré 3, les revenus liés à la détention d'une richesse susceptible d'être introduite comme variable explicative dans l'équation de consommation.

Annexe 2 – Méthodologie économétrique.

L'application (non reportée ici mais disponible sur demande) des tests de stationnarité usuels (ADF, KPSS) révèle que l'ensemble des variables impliquées dans l'étude économétrique sont non-stationnaires. On estime ici un modèle à correction d'erreur pour le logarithme de la consommation selon la méthodologie en deux étapes d'Engle et Granger [1987]. On détaille ici la première étape, i.e. l'estimation de la relation de long terme.

Engle et Granger [1987] préconisent d'estimer le vecteur de cointégration $(1, \beta)$ par les moindres carrés ordinaires dans la régression :

$$y_t = \hat{a} + x_t' \hat{\alpha} + u_t, \quad (A1)$$

x_t est un vecteur de k variables explicatives. On vérifie qu'il s'agit bien d'une relation de cointégration en vérifiant la stationnarité des résidus u_t (en utilisant les tables modifiées). Même s'il est asymptotiquement super-convergent dans ce contexte, il est connu que l'estimateur des moindres carrés ordinaires est peu performant à distance finie (voir par exemple, Perron et Campbell [1992] ou Salanié [1999]). En effet, deux types de problèmes économétriques surviennent.

Le premier, le plus standard, est lié à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des résidus qui conduisent à une estimation incorrecte de la matrice de variance-covariance. Afin d'établir une inférence statistique correcte sur les coefficients estimés, il est possible de remplacer l'estimation de la matrice de variance-covariance usuelle par :

$$\Sigma = \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t x_t' \right)^{-1} S_h \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t x_t' \right)^{-1}. \quad (A2)$$

S_h désigne la variance de long terme de h_t ($h_t \equiv x_t u_t$) avec $S_h \equiv \sum_{j=-\infty}^{+\infty} \Omega_j$ pour Ω_j l'autocovariance d'ordre j de h_t . Newey et West [1987] ont proposé l'approximation suivante de la somme infinie des autocovariances :

$$\hat{S}_h = \hat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^l \left(1 - \frac{j}{l+1}\right) (\hat{\Omega}_j + \hat{\Omega}'_j), \quad \hat{\Omega}_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{h}_t \hat{h}'_{t-j}. \quad (\text{A3})$$

La pondération consiste à sous-pondérer les autocovariances d'ordre élevé (qui sont moins bien estimées puisqu'on dispose de moins d'informations). Elle est ici basée sur le noyau de Bartlett $\hat{i}(x) = \max(0, 1-x)$ qui garantit la non-négativité de S_h . Le choix du paramètre l (fenêtre du noyau) est effectué selon la règle de Newey et West [1994].

Le second problème est lié au fait que l'existence d'une relation de cointégration entre les variables engendre un biais d'endogénéité, c'est à dire une corrélation entre les résidus de la régression et les variables explicatives. Stock et Watson [1993] ont proposé une correction paramétrique simple de ce biais en augmentant la relation de long terme des avances et retards des variations des variables explicatives :

$$y_t = \hat{a}^* + x_t' \hat{a}^* + \sum_{i=1}^k \sum_{j \in J} \hat{\epsilon}_{ij} x_{t,t-j} + u_t^* \quad (\text{A4})$$

L'équation (A4) est estimée par moindres carrés ordinaires (l'estimateur \hat{a}^* est appelé estimateur des moindres carrés dynamiques). k est le nombre de variables explicatives. On pose ici $J = \{-6, -5, \dots, 0, \dots, 5, 6\}$. Les retards et avances sont choisis selon leur significativité à 5% (sur la base du test de Student après correction de la matrice de variance-covariance).