

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2004 / 12

**Structures de revenus et propensions
différentes à consommer**

Vers une équation de consommation des ménages
plus robuste en prévision pour la France

Xavier BONNET et Hélène PONCET

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2004 / 12

Structures de revenus et propensions différentes à consommer

**Vers une équation de consommation des ménages
plus robuste en prévision pour la France**

Xavier BONNET* et Hélène PONCET**

DÉCEMBRE 2004

Les auteurs tiennent à remercier Didier Blanchet pour ses remarques.
Ils demeurent cependant seuls responsables des erreurs qui pourraient rester.

* Appartenait au Département de la Conjoncture au moment de la rédaction de ce document.

** Département des Comptes Nationaux - Division des Comptes Trimestriels, Timbre G430 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF Cedex

Structures de revenus et propensions différentes à consommer

Résumé

Dans l'optique de mieux comprendre le comportement de consommation des ménages, les évolutions et la structure de leur revenu n'ont pas reçu autant d'attention que celles de leur patrimoine. Pourtant, des déformations importantes de structure du revenu des ménages ont eu lieu depuis les années quatre-vingt, notamment en faveur des prestations vieillesse et chômage.

Plusieurs raisons peuvent justifier que la composition du revenu des ménages joue sur la consommation. L'agrégation de comportements différenciés selon les ménages ayant des types de revenus différents est une première raison. Une seconde raison tient au caractère plus persistant de certains revenus dont la propension à être consommée est alors plus grande : un choc positif (resp. négatif) les stimulant (resp. affectant) se traduit en effet par une augmentation (resp. diminution) plus importante du revenu permanent que pour des revenus sans caractère persistant. Une illustration est proposée dans le cadre théorique du modèle de cycle de vie.

Les estimations économétriques, faites sur données en base 1995, permettent de conclure au caractère primordial de la masse salariale, des prestations sociales et des revenus des entrepreneurs individuels sur les autres formes de revenus. Confrontées à des spécifications faisant jouer un rôle premier aux effets richesse, notamment immobilière, ou à l'effet des taux d'intérêt, il apparaît que les effets de structure de revenu mis ici en évidence procurent une nouvelle piste, potentiellement dominante, pour comprendre les évolutions de la consommation. Il reste que pour mieux étayer ce résultat, une étude sur données microéconomiques serait souhaitable. Ceci est laissé à une recherche future. Surtout, la propension à consommer étonnamment élevée des entrepreneurs individuels pourrait être étudiée plus finement. Il faudra également tester la robustesse des résultats obtenus au changement de base des comptes nationaux.

Mots-clés : propension à consommer, structure de revenus, prévision

Income composition and propensities to consume

Abstract

So as to better understand households' consumption behaviour, the composition of incomes was not as regarded as wealth structure. Since the 80s in France, the former has dramatically changed though, retirement and unemployment transfers taking a heavier weight.

Various reasons can justify that the income composition influences consumption. Aggregation of behaviours of different households with different propensity to consume is a first reason. A second one is that some incomes are more persistent and are consequently more consumed: a positive shock for these incomes is translated into a higher increase of permanent income. An illustration is proposed within the life-cycle model framework for both these justifications.

Econometric estimations, with data from the national accounts at 1995 constant prices, show that the propensity to consume dependent wages, social transfers and self-employed incomes is higher than for other incomes. In comparison with other specifications which insist on wealth effects or interest rate effects, we find this result challenging. But, a future research using micro data would be most welcome to confirm it. Above all, the high propensity to consume self-employed incomes should be studied more precisely. And new national accounts will also bring another test of robustness for this result.

Keywords: propensity to consume, income composition, forecasting

Classification JEL : E21, E25, E27

I - Introduction

Le modèle de cycle de vie introduit par Modigliani en 1954 a révolutionné l'analyse du comportement de consommation des ménages. Ce modèle justifie en effet que le niveau de consommation dépend non seulement du revenu, comme dans l'approche keynésienne qui prévalait jusque là, mais aussi de la richesse. Néanmoins, les applications empiriques ont montré les insuffisances du modèle de cycle de vie de base : la contrainte d'endettement des plus jeunes ou des plus pauvres, l'utilité à constituer un héritage, l'incertitude sur la date du décès, l'incertitude sur les revenus... sont autant de facteurs susceptibles d'amenuiser la pertinence de l'effet richesse dans le modèle de cycle de vie de base (cf. Carrol et Summers (1992)).

Depuis la fin des années quatre-vingt, les estimations économétriques faites pour le cas de la France ont pu montrer la pertinence du modèle de cycle de vie pour décrire les évolutions de la consommation. En base 80, Artus, Legros et Nicolai (1989) et Bonnet et Dubois (1995) faisaient ressortir un effet richesse à la limite de la significativité. Bonnet et Dubois montraient toutefois que cet effet était moins pertinent qu'un effet taux d'intérêt apparu au milieu des années quatre-vingt avec la libéralisation financière. Plus récemment, sur les données en base 95, Befy et Monfort (2004), Flandrin (2004) et Schüle (2004) semblent indiquer que l'effet richesse peut sortir significativement si on tient compte de la structure de la population et de celle de la richesse.

Il semble toutefois qu'un autre effet de structure ait été insuffisamment étudié: celui des revenus. Pourtant, les économètres s'intéressent souvent à cette question, considérant soit l'hétérogénéité des ménages (cf. Muellbauer et Lattimore (1995), Davis et Palumbo (2001)), soit l'incertitude différenciée par catégories de revenus futurs (cf. Holbrook et Stafford (1971), Adams (2002)). En base 80, Bonnet et Dubois en faisaient l'étude pour la France pour rejeter l'hypothèse que les différents revenus seraient consommés avec des propensions différentes, sauf en ce qui concerne les loyers (qui apparaissent surconsommés). Bonnet et Lèpan (1996) montraient aussi que redéfinir la notion de revenu, en excluant les éléments éventuellement non arbitrables, ne conduisait pas à des modèles plus riches pour comprendre les évolutions de la consommation. En base 95, Flandrin mentionne cependant que les revenus financiers seraient moins consommés que les autres revenus en France.

Dans cet article, nous étudions de nouveau la structure des revenus des ménages en France. Après avoir succinctement décrit la déformation à l'œuvre depuis au moins les années quatre-vingt (partie 1), nous présentons deux modèles pouvant justifier l'impact des effets de structure, de richesse et surtout de revenu, pour la consommation des ménages (partie 2). En partie 3, nous mentionnons les difficultés de mesure de la richesse et des revenus qui impliquent a priori de dissocier deux objectifs : celui de bien comprendre le passé (en utilisant les données annuelles) ; celui de bien prévoir (en utilisant les données trimestrielles). Les estimations économétriques en partie 4 montrent qu'on peut en fait réconcilier les deux objectifs. Il ressort que la structure des revenus des ménages permet d'améliorer sensiblement la précision et la robustesse des modèles d'analyse et de prévision de la consommation des ménages.

II - Déformation de la structure des revenus

II.1 Évolution des parts des différentes composantes du revenu disponible brut

Le revenu disponible brut des ménages est le solde entre :

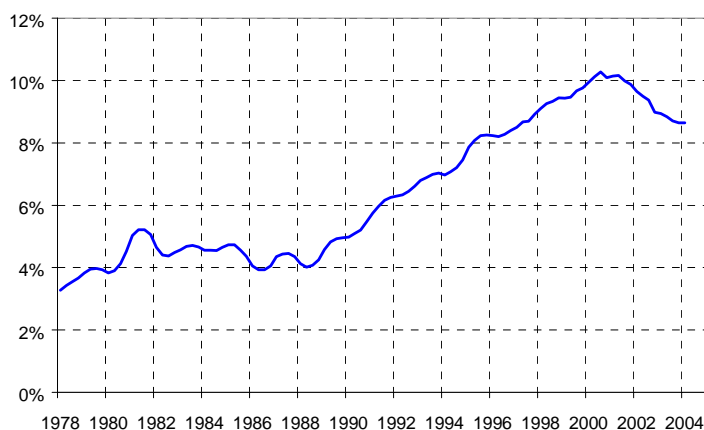
- les ressources : l'excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels, celui des ménages¹, la rémunération des salariés, les revenus de la propriété, les prestations sociales en espèce, et les autres transferts courants ;
- les charges : les impôts sur le revenu et le patrimoine et les cotisations sociales.

On va d'abord examiner l'évolution de la part des revenus de la propriété dans le RDB, puis la composition du RDB hors revenus de la propriété.

II.1.1 Cas particulier des revenus de la propriété

La part des revenus de la propriété dans le revenu disponible brut a nettement augmenté depuis le début des années 1990, comme le montre le graphique 1. Cette hausse peut s'expliquer par la financiarisation croissante de l'économie qui a permis aux ménages de diversifier toujours plus leur épargne vers des produits financiers, notamment avec le développement des fonds communs de placement et des Sicav dès le milieu des années quatre-vingt. Le pic atteint en 2000-2001 correspond à l'explosion de la « bulle Internet » : les dividendes versés et les revenus tirés des vecteurs d'épargne financières ont nettement baissé depuis.

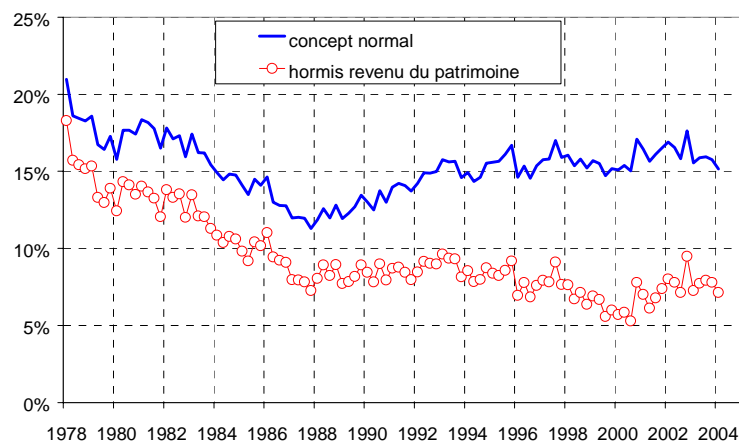
Graphique 1 : part des revenus de la propriété dans le revenu disponible brut



Source : Insee, comptes trimestriels

La mesure des revenus financiers est difficile (cf. partie 3) et leur prévision encore davantage. Pour l'étude de la consommation des ménages, il peut être intéressant de se concentrer sur l'étude des autres revenus comme d'ailleurs le suggère la théorie du cycle de vie (cf. partie 2). D'ailleurs, l'évolution du taux d'épargne peut paraître plus stable depuis la fin des années quatre-vingt si on exclut les revenus du patrimoine alors que ce n'est le cas que depuis le milieu des années quatre-vingt-dix selon le concept habituel (cf. graphique 2).

¹ i.e. essentiellement les loyers reçus réellement et fictivement par les propriétaires occupants selon la convention de la Comptabilité nationale.

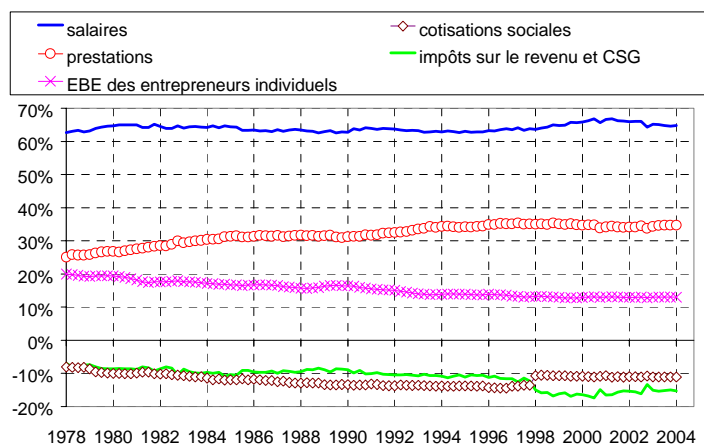
Graphique 2 : taux d'épargne des ménages

Source : Insee, comptes trimestriels

II.1.2 Cas des autres composantes du revenu (hors revenus de la propriété)

Côté ressources, le ratio des salaires au revenu disponible brut oscille en général entre 62 et 65% (graphique 3). Il connaît une augmentation notable en fin de période, entre 1999 et la mi-2003 : ceci est sans doute en partie la résultante de l'effet retardé du cycle sur l'emploi et les salaires et de l'effet lié au passage aux 35 heures. La part de l'excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels baisse tendanciellement jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix, passant de 20 à 13%. Elle oscille autour de 13% depuis. A l'inverse, la part des prestations augmente tendanciellement par paliers : jusqu'au milieu des années quatre-vingt, elle passe de 25 à 31%, connaît ensuite une pause dans cette augmentation jusqu'au début des années quatre-vingt-dix, recommence ensuite à croître jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix pour atteindre 35% et se stabilise depuis.

Côté charges, leur part (comptée négativement) est aussi en hausse tendancielle jusqu'en 2000, passant de 15 à 28%. Elle s'inscrit en baisse depuis, revenant aux alentours de 26%, à la faveur des baisses des taux d'imposition sur le revenu notamment. Notons qu'en 1998, un transfert a été fait entre cotisations sociales et CSG.

Graphique 3 : part des différentes composantes du revenu disponible brut hors revenu du patrimoine

Source : Insee, comptes trimestriels

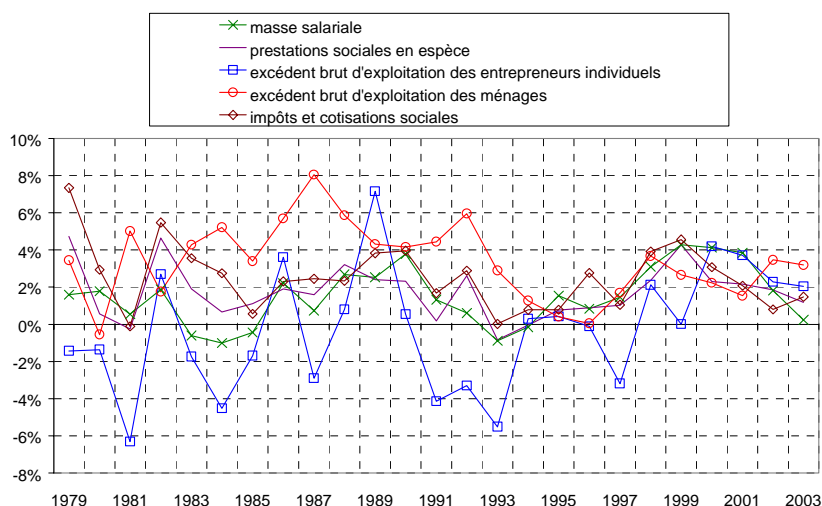
II.2 Variabilité différenciée

Pour appréhender la variabilité de chacune des composantes de revenu, nous utilisons des indicateurs simples de variance des taux de croissance annuelle ou trimestrielle des différentes composantes déflatés par les prix à la consommation. Il apparaît que, sur données annuelles, la variabilité des charges et de l'excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels est plus forte que celle des autres composantes (cf. tableau 1). Notamment, les prestations et dans une moindre mesure les salaires, apparaissent avoir des croissances plus lisses. Sur données trimestrielles, l'excédent brut des entrepreneurs individuels apparaît plus lisse, mais c'est en raison du mode de construction de ce poste dans les comptes trimestriels qui procèdent par pur lissage faute d'avoir une information trimestrielle exploitable.

Tableau 1 : écarts-types des taux de croissance des composantes de revenu (réelles) ; période 1978-2003

| En % | Trimestrielle | Annuelle |
|---------------------------|---------------|----------|
| Salaires | 0,6 | 1,6 |
| Prestations sociales | 0,7 | 1,2 |
| Excédent brut des EI | 1,1 | 3,3 |
| Excédent brut des ménages | 0,7 | 2,0 |
| Charges | 3,1 | 2,6 |

Graphique 4 : taux de croissance des différents revenus (en termes réels)



Source : Insee, comptes trimestriels

L'autocorrélation d'ordre 1 peut également indiquer la nature du caractère persistant des évolutions des composantes de revenu. Les salaires et les excédents brut des entrepreneurs individuels et des ménages se distinguent nettement des charges, qui sont peu persistantes (cf. tableau 2).

Tableau 2 : coefficient autorégressif d'ordre 1 des taux de croissance des composantes de revenu (réelles) ; période d'estimation 1979-2003

| Taux de croissance | Trimestrielle | Annuelle |
|---------------------------|---------------|--------------|
| Salaires | +0,36 (0,09) | +0,59 (0,18) |
| Prestations sociales | -0,05 (0,10) | +0,11 (0,21) |
| Excédent brut des EI | +0,66 (0,08) | +0,17 (0,21) |
| Excédent brut des ménages | +0,57 (0,08) | +0,43 (0,19) |
| Charges | -0,35 (0,09) | +0,12 (0,17) |

III - Modèles justifiant l'impact de la structure des revenus sur la consommation

III.1 Modèle de cycle de vie avec hétérogénéité des ménages, sans incertitude

Le modèle de base pour un ménage individuel h est celui du cycle de vie. Le ménage maximise son utilité intertemporelle sous contrainte budgétaire. Sous les hypothèses simplificatrices retenues dans l'encadré, il ressort que la consommation contemporaine est proportionnelle à la somme de la richesse accumulée et de la somme actualisée des revenus futurs anticipés :

$$C_0^h = k \cdot \left[a_{-1}^h + \sum_{t=0}^{T^h} \frac{Y_t^h}{(1+r)^{t+1}} \right] \quad (1)$$

$$k = 1 / \sum_{t=0}^{T^h} \left[(1+r)^{(t/\rho - t - 1)} / (1+\delta)^{t/\rho} \right]$$

avec :

C_t^h consommation du ménage en période t (en volume),

a_t^h richesse du ménage en fin de période t (en termes réels),

r_t taux de rendement réel s'appliquant au cours de la période t sur la richesse détenue à la période $t-1$,

Y_t^h pouvoir d'achat du revenu hors revenus de la propriété perçu par le ménage au cours de la période t ,

δ taux d'escompte psychologique

T^h durée de vie

Encadré : le modèle de cycle de vie en l'absence d'incertitudes

Chaque ménage h doit résoudre le programme d'optimisation suivant :

$$\text{Max}_{(C_0^h \dots C_T^h)} \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+\delta)^t} U(C_t)$$

sous les contraintes budgétaires à chaque date :

$$P_t C_t^h + A_t^h = A_{t-1}^h (1+i_t) + P_t Y_t^h$$

avec :

C_t^h consommation du ménage en période t (en volume),

P_t prix à la consommation de la période t ,

A_t^h richesse du ménage en fin de période t (en valeur),

i_t taux de rendement nominal s'appliquant au cours de la période t sur la richesse détenue à la période $t-1$,

Y_t^h pouvoir d'achat du revenu hors revenu de la propriété perçu par le ménage au cours de la période t ,

U fonction d'utilité instantanée,

δ taux d'escompte psychologique

En termes réels, les contraintes budgétaires se réécrivent :

$$C_t^h + a_t^h = a_{t-1}^h (1+r_t) + Y_t^h$$

a_t^h richesse réelle du ménage en fin de période t ,

r_t taux de rendement réel s'appliquant au cours de la période t sur la richesse détenue à la période $t-1$

En l'absence d'incertitude sur les revenus futurs, sur la durée de vie T , et en supposant que le ménage n'a pas d'utilité à transmettre un héritage de sorte que $a_T = 0$, les contraintes budgétaires s'agrègent de manière intertemporelle :

$$\sum_{t=0}^{T-1} \frac{C_t^h}{\prod_{j=0}^t (1+r_j)} = a_{-1} + \sum_{t=0}^{T-1} \frac{Y_t^h}{\prod_{j=0}^t (1+r_j)}$$

Les contraintes du premier ordre s'écrivent (où λ est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte intertemporelle) à chaque date :

$$\frac{U'(C_t^h)}{(1+\delta)^t} = \frac{\lambda}{\prod_{j=0}^t (1+r_j)}$$

de sorte que :

$$\frac{U'(C_t^h)}{U'(C_0^h)} = \frac{(1+\delta)^t}{\prod_{j=1}^t (1+r_j)}$$

Si on fait l'hypothèse d'une fonction d'utilité isoélastique, i.e. $U(C_t^h) = A \frac{C_t^{h^{1-\rho}}}{1-\rho}$, et

que les taux de rendement sont constants dans le temps, alors :

$$\left(\frac{C_t^h}{C_0^h} \right)^{-\rho} = \left(\frac{1+\delta}{1+r} \right)^t$$

On déduit C_0^h en substituant les termes C_t^h dans la contrainte intertemporelle.

Ainsi, il apparaît que l'âge, ou plutôt la durée de vie, justifie des propensions marginales à consommer différente entre ménages. La propension marginale à consommer la richesse, k , s'accroît avec l'âge, i.e. quand la durée de vie T^h diminue. Il en serait de même pour la propension marginale à consommer le revenu courant si le taux de croissance des revenus futurs était constant dans le temps. Le profil des revenus avec l'âge étant en général une fonction en cloche (cf. Deaton (1992)), la propension à consommer le revenu courant est en fait minimale à l'âge moyen.

Des différences de propensions marginales à consommer apparaissent aussi si les ménages n'ont pas les mêmes préférences pour le présent, reflétées par les paramètres δ et ρ .

Ces différences peuvent aussi correspondre à des besoins anticipés plus importants à certaines périodes de la vie. C'est notamment le cas lorsque les ménages anticipent des consommations importantes pour les enfants à charge, par exemple dans la petite enfance ou au moment des études (cf. Muellbauer et Lattimore (1995))².

L'agrégation des fonctions de consommation individuelle fait alors apparaître des propensions marginales différentes à consommer par catégorie de richesse et de revenus quand on croise le fait que les propensions marginales à consommer diffèrent entre ménages avec le fait que les distributions de richesse et de revenus diffèrent aussi entre ménages. Par exemple, d'après la discussion précédente sur la propension à consommer le revenu par âge, les prestations sociales seront sans doute marginalement davantage consommées par les personnes âgées que les revenus du travail par les ménages aux âges moyens.

Une illustration peut être obtenue dans un modèle simple. D'après ce qui précède, les fonctions de consommation individuelle s'écrivent (en omettant les indices 0 pour la consommation et le revenu courants), en incluant une erreur ε^h dans le modèle provenant notamment de la mesure de la richesse et du revenu (cf. partie 3) :

$$C^h = k_a^h \cdot a_{-1}^h + k_y^h \cdot Y^h + \varepsilon^h \quad (2)$$

Supposons que les ménages se répartissent en deux catégories regroupant respectivement n^1 et n^2 ménages. La consommation agrégée s'écrit alors :

$$C = n^1 \cdot C^1 + n^2 \cdot C^2 \quad (3)$$

La richesse a et revenu Y agrégés s'obtiennent de la même façon.

En combinant (2) et (3), et en divisant par Y pour retirer une source d'hétéroscédasticité provenant d'un facteur d'échelle, on obtient le modèle :

$$\frac{C}{Y} = (k_a^1 - k_a^2) \cdot \frac{n^1 a_{-1}^1}{Y} + n^2 \cdot k_a^2 \cdot \frac{a_{-1}^1}{Y} + (k_y^1 - k_y^2) \cdot \frac{n^1 Y^1}{Y} + k_y^2 + \frac{\varepsilon}{Y} \quad (4)$$

Le modèle sera estimé en partie 4, en utilisant des sous-agrégats de richesse ou de revenu issus des comptes nationaux. Stricto sensu, au vu de ce modèle, ceci est licite si on peut raisonnablement considérer que ces sous-agrégats correspondent à une

² Dans ce cas, la fonction d'utilité instantanée se réécrit par exemple $U(C_t^h) = A \frac{(c_t^h / m_s)^{1-\rho}}{1-\rho}$ où m_s est le facteur correspondant à l'augmentation des besoins identifiés.

richesse ou un revenu de ménages bien particuliers. Par exemple, les salaires pour les salariés uniquement, les prestations sociales pour les retraités principalement, les revenus d'entrepreneurs individuels pour les entrepreneurs individuels. Ceci est sans doute plus difficile pour les sous-agrégats de richesse qui sont détenus par plusieurs catégories de ménages à la fois.

Pour étudier si certaines catégories de revenus ou de richesse sont davantage consommées que les autres, il suffira de tester la significativité des coefficients devant Y^1/Y et a_{-1}^1/Y .

III.2 Caractère rémanent différencié et incertitude sur l'évolution des différentes catégories de revenu

Sans le recours à l'argument de l'agrégation de comportement de ménages hétérogènes, il peut paraître de prime abord plus difficile de justifier pourquoi un ménage individuel --ou le ménage représentatif-- peut avoir des propensions marginales à consommer son revenu ou sa richesse différentes selon les catégories. En effet, les différentes composantes de revenu ou de richesse sont fongibles.

S'agissant de la richesse, on peut éventuellement arguer d'une non-fongibilité provenant de la différence de liquidité des différents actifs. Cet argument ne tient pas vraiment pour les revenus.

En revanche, pour les revenus, comme pour la richesse, les évolutions de certaines catégories sont sujettes à davantage de rémanence ou de risque que d'autres. On constate notamment une volatilité plus élevée de la part de certains revenus (cf. partie 1). C'est évidemment vrai aussi pour certains actifs.

De manière illustrative, on peut montrer que la propension marginale à consommer est supérieure pour les catégories de revenu dont les composantes transitoires sont les plus persistantes. Ceci peut justifier le travail économétrique de Holbrook et Stafford (1971) qui insistent sur la nécessité de bien différencier empiriquement le caractère permanent du caractère transitoire des différentes catégories de revenu pour comprendre la consommation. Malheureusement, ces auteurs ne donnent pas de justification théorique. Pour en donner une, nous utilisons le modèle de cycle de vie en contexte d'incertitude sur l'évolution des différentes catégories de revenus.

En retenant une fonction d'utilité quadratique ($\rho = -1$), on montre aisément que la fonction de consommation est équivalente au certain³ :

$$C_0 = k \cdot \left[a_{-1} + \sum_{t=0}^T \frac{E_0(Y_t)}{(1+r)^{t+1}} \right] \quad (5)$$

On a omis l'indice h pour simplifier l'écriture et pour signifier que la formule s'applique à un agent représentatif : elle est valable aussi bien pour la consommation individuelle que pour la consommation totale.

Pour illustrer que la consommation dépend des processus aléatoires régissant les différentes catégories de revenu, notamment de la persistance de la composante stationnaire, nous considérons que le revenu se décompose en n catégories :

³ Résultat très classique, utilisé de manière extensive par les économistes-économètres depuis Hall (1978) : cf. débats sur l'excès de variabilité et sur l'insuffisance de sensibilité de la consommation (Deaton (1992)).

$$Y_t = \sum_{j=1}^n Y_t^j$$

Ces catégories se décomposent elles-mêmes en une composante permanente P et une composante transitoire T :

$$Y_t^j = P_t^j + T_t^j$$

Pour simplifier, la composante permanente est supposée constante et la composante transitoire suit un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$P_t^j = P^j$$

$$T_t^j = \alpha_j T_{t-1}^j + \eta_t^j$$

où η_t^j est un bruit blanc.

L'espérance de la catégorie de revenu futur j est dans ce cas :

$$E_0 Y_t^j = P^j + \alpha_j^t T_0^j = \alpha_j^t Y_0^j + (1 - \alpha_j^t) P^j$$

Finalement :

$$C_0 = k \cdot \left[a_{-1} + \sum_{j=1}^n \left(\sum_{t=0}^T \frac{\alpha_j^t}{(1+r)^{t+1}} \right) Y_0^j \right] + k \cdot \sum_{j=1}^n \sum_{t=0}^T \frac{(1 - \alpha_j^t) P^j}{(1+r)^{t+1}} \quad (5)$$

Dans ce cadre, il apparaît donc aussi que la propension à consommer les différentes catégories de revenu augmente avec le caractère rémanent de la composante transitoire du revenu (α_j).

IV - Les données

Les données utilisées sont celles de la comptabilité nationale pour la consommation, le revenu et la richesse des ménages. Nous utilisons aussi des séries issues de l'enquête de conjoncture auprès des ménages de l'Insee ; des taux de chômage au sens du BIT, source Insee ; de taux d'intérêt à court terme, source Banque de France.

La liste de données et les sigles utilisés sont les suivants :

| | |
|------------------|---|
| C | consommation en volume |
| Y | pouvoir d'achat du revenu disponible brut <u>hors revenus de la propriété</u> |
| a | richesse réelle totale |
| RI | richesse immobilière réelle nette des crédits long terme |
| MS | masse salariale brute réelle |
| Prest | prestations sociales réelles |
| EBEei | excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels réel |
| π | inflation (glissement annuel du déflateur de la consommation) |
| IND*R3MR | taux d'intérêt réels à trois mois, depuis 1986 |
| Subventions auto | |
| Opport.achat | solde d'opinion sur l'opportunité d'effectuer des achats importants, enquête auprès des ménages |
| Niv.vie | solde d'opinion sur le niveau de vie passé, enquête auprès des ménages |

La disponibilité de certaines données conduit à distinguer deux objectifs :

- l'étude du passé, à partir de données annuelles ;
- la prévision, à partir de séries trimestrielles moins nombreuses.

IV.1 Limites sur les données de richesse

Les comptes de patrimoines de l'Insee fournissent les données de richesse annuelle de 1977 à 2002. S'agissant des données de richesse financière, un détail assez grand et cohérent est fourni dans le tableau des opérations financières fourni par la Banque de France.

Les données de patrimoine sont sujettes aux difficultés inhérentes de mesure des données de patrimoine, notamment celle de valorisation des actions non cotées, de prix des terrains... cf. Bonnet et Dubois (1995).

Elles sont disponibles sur une base cohérente en fréquence annuelle uniquement. Les données trimestrielles de richesse financière ont malheureusement cessé d'être fournies après 1996 ; elles le sont de nouveau depuis peu, mais sur une période courte (depuis 1995). C'est pourquoi, dans les études économétriques, les auteurs

sont conduits à trimestrialiser les séries en utilisant la méthode d'étalonnage-calage utilisée par les comptes trimestriels.

Nous n'avons pas jugé utile de faire ce travail de trimestrialisation car les séries annuelles sont suffisantes à l'étude de l'objectif de bien comprendre la consommation passée (cf. partie 5.1).

IV.2 Limites sur les données de revenu

Comme pour les données de richesse, les problèmes de mesure sont nombreux pour les revenus, notamment en ce qui concerne les revenus financiers. On rencontre des difficultés pour distinguer avec précision ce qui, dans les revenus financiers distribués par les entreprises non financières, va aux ménages. Une mobilisation accrue d'information en provenance des entreprises non financières (à partir de la base de donnée SIE (système intermédiaire d'entreprises) de l'Insee) permettra probablement d'améliorer les choses. Par ailleurs, aucune information trimestrielle n'est disponible : dans les comptes trimestriels, le profil résulte simplement d'un lissage. Heureusement, le modèle théorique conduit naturellement à exclure ces revenus de la modélisation de la consommation (cf. encadré de la partie 2).

Une autre difficulté pour les comptes annuels est la mesure de l'excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels. Cette mesure est en base 95 très indirecte puisque les comptes sont d'abord constitués par produits (équilibres ressources / emplois) avant d'être traduits en branches et séparés enfin entre les secteurs institutionnels (partage entre les sociétés non financières et les entrepreneurs individuels). En base 2000, les comptes nationaux exploiteront davantage le SIE pour améliorer la mesure, qui sera plus directe.

Les autres limites identifiées portent surtout, pour la prévision, sur les révisions parfois importantes qui peuvent avoir lieu dans les comptes trimestriels au moment du calage annuel en avril de chaque année. Ceci a été constaté en 2002 pour les revenus financiers dont la progression estimée était de 0,1% avant calage et de -4,5% après : à défaut d'indicateur de court terme, il était en effet difficile de prévoir les conséquences de la baisse des bourses à la suite des affaires de fraudes comptables (Enron, Worldcom...). Ceci pourrait donner une raison supplémentaire, s'il en fallait, de retrancher les revenus financiers du modèle dans le second objectif, celui de bien prévoir la consommation. En 2003, le calage annuel a fait apparaître une révision conséquente à la baisse des revenus financiers (+0,0% avant calage, -4,1% après) et, aussi, des revenus salariaux (+2,7% avant calage, +2,1% après).

S'agissant de la masse salariale, des progrès importants ont été faits par le système statistique français en mobilisant les données de l'Acos en fréquence trimestrielle. Toutefois, dans le passé, la masse salariale trimestrielle était mesurée indirectement à l'aide des observations du salaire mensuel de base (SMB) et de l'emploi. Malheureusement, le champ couvert par le SMB est restreint aux entreprises de plus de vingt salariés et ne prend pas en compte les éléments de salaires tels que les primes, les heures supplémentaires, un problème que l'étalonnage des comptes trimestriels ne permet pas de pallier suffisamment.

S'agissant des impôts, les comptes trimestriels considèrent depuis quelque temps que les mesures nouvelles ne doivent pas être désaisonnalisées la première année de leur existence. Le chiffrage des mesures nouvelles peut être révisé en cours d'année ce qui conduit à des révisions du compte sur le passé récent. Ces instabilités dans le temps de la méthode utilisée peuvent être dommageables à l'étude de l'effet infra annuel des impôts sur la consommation.

Les limites des comptes nationaux à mobiliser de l'information trimestrielle pertinente pour déterminer le profil de certains postes de richesse et de revenus militent

fortement pour d'abord faire une étude sur données annuelles pour remplir un premier objectif : mettre en évidence les déterminants de la consommation des ménages. Dans un deuxième temps, au vu des conclusions obtenues, on cherchera à déterminer le modèle de prévision le plus précis et robuste en mobilisant les données trimestrielles.

V - Estimations

Le caractère non stationnaire évident des séries chronologiques étudiées (cf. annexe 1 pour les tests de stationnarité) requiert l'utilisation de méthode d'estimation envisageant la possibilité de cointégration. Pour s'abstraire des problèmes de manque d'information trimestrielle pour bien mesurer certaines composantes de la richesse (cf. partie 3), l'analyse est effectuée sur données annuelles dans un premier temps.

Conformément aux modèles théoriques présentés en partie 2, la spécification recherchée est de la forme suivante :

$$\frac{C}{Y} = k \cdot \frac{a-1}{Y} + k' \cdot \frac{a'-1}{Y} + k'_y \cdot \frac{Y'}{Y} + \text{constante} + \eta \quad (6)$$

Il est quasiment équivalent d'estimer directement cette spécification ou bien de log-linéariser les variables autour de leur moyenne lorsque ces variables ne s'en écartent pas trop. On obtient alors la spécification suivante, plus proche de celles usuellement utilisées par les économètres⁴ :

$$\ln \frac{C}{Y} = k \cdot \ln \frac{a-1}{Y} + k' \cdot \ln \frac{a'-1}{Y} + k'_y \cdot \ln \frac{Y'}{Y} + \text{constante}' + v \quad (7)$$

Nous utiliserons cette seconde spécification lorsque nous estimerons des modèles à correction d'erreur sur données trimestrielles dans un second temps.

V.1 Cointégration sur données annuelles

Outre les déterminants (revenu, richesse) du modèle de cycle de vie décrits en partie 2, nous envisageons la possibilité d'ajout de déterminants qui peuvent découler soit du modèle de cycle de vie standard (inflation, taux d'intérêt réel), soit de modifications qui lui ont été apportées au cours du temps pour chercher à résoudre ses inaptitudes à rendre compte correctement de certains faits stylisés. Les modifications peuvent par exemple intégrer : les contraintes de liquidité ; l'incertitude et l'épargne de précaution ; les habitudes, la non séparabilité temporelle... (cf. Muellbauer et Lattimore pour une revue de littérature).

Compte tenu du très grand nombre de déterminants potentiels, nous ne pouvons envisager d'estimer un sur-modèle. Notre stratégie consiste d'abord à ré-étudier le modèle de cycle de vie standard et à comparer ensuite ses performances à celles d'un modèle faisant apparaître des effets structure de revenus.

Dans le tableau 2 des résultats, les coefficients présentés sont ceux estimés par la méthode de Stock et Watson, qui vise à obtenir des estimateurs les plus efficaces et à donner directement les statistiques de Student interprétables avec les seuils usuels sous condition que la relation estimée est cointégrante. La méthode consiste à ajouter les avances et les retards des variables du membre de droite en différences et à corriger de l'hétéroscédasticité résiduelle dans les résidus (ici en tenant compte de l'éventuelle autocorrélation d'ordre 1). Les tests de cointégration sont effectués sur des régressions légèrement différentes, en relation avec la définition des tests : s'agissant du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF), il est appliqué au résidu estimé sans ajout des variables en différences et sans correction de l'autocorrélation. Les valeurs critiques sont celles de Phillips et Ouliaris (1990) ou de MacKinnon (1991) ;

⁴ La version log-linéarisée peut avoir un avantage supplémentaire en terme de correction de l'hétéroscédasticité des résidus.

s'agissant du test de Shin (1994), il est appliqué au résidu estimé avec l'ajout des variables en différences mais toujours sans correction de l'autocorrélation.

Au vu du test de Shin, trois relations de cointégration potentielles sont mises en évidence. Notons toutefois leur fragilité selon le test ADF. Une discussion sur ce problème est proposée en partie 5.4.

Une première relation de cointégration proche du modèle de cycle de vie est obtenue lorsque la richesse immobilière est distinguée de la richesse totale, et lorsque l'inflation est incorporée (cf. tableau 2, équation E1). Nous retrouvons des résultats proches de ceux de Flandrin, quoique nous ne faisons pas ressortir de spécificité des actifs risqués (cf. annexe 2). La propension marginale à consommer la richesse globale est estimée de 0,8% tandis que celle à consommer la richesse immobilière nette est de 7%⁵. Il apparaît toutefois que le modèle n'est pas stable quand on divise la période d'estimation en deux : l'inflation et les effets de richesse immobilière ne ressortent plus significativement (cf. E1*).

Une deuxième relation de cointégration est obtenue lorsqu'on distingue les effets différenciés des composantes de revenu (E2). Cette relation a l'avantage d'être stable (cf. E2*).

Vu le caractère plus lisse des évolutions de la masse salariale et des prestations sociales et conformément au modèle théorique exposé en 3.2, il est naturel de trouver que la propension marginale à consommer ce type de revenu est supérieure à celle des autres revenus (hormis ceux des entrepreneurs individuels, cf. infra) qui comportent en ressources l'excédent brut d'exploitation des ménages purs, composés notamment des loyers (réels et fictifs), et en charges, des impôts et cotisations. Cette propension est de l'ordre de 80% (0,56+0,22). Nous avons par ailleurs vérifié (non reproduit ici) que l'introduction du ratio des cotisations sociales salariés au revenu n'est pas significative. Autrement dit, à long terme, les salariés apparaissent plus sensibles au montant brut de leurs rémunérations salariales qu'au montant net, ce qui peut paraître surprenant : tout se passe comme s'ils considéraient les cotisations comme un revenu différé. Une autre interprétation est que les augmentations de taux de cotisations sociales salariés ont été suffisamment progressives pour que les ménages ne changent pas le niveau de leur consommation : pour ce faire, ils ont ajusté leur épargne à la baisse.

S'agissant de la propension à consommer l'excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels, elle apparaît supérieure à l'unité (120%). Ceci n'est pas conforme au modèle théorique 3.2 puisqu'au contraire, ces revenus étant plutôt plus volatils que les autres (cf. partie 1), on se serait attendu à un coefficient nul voire négatif. Dans le cadre du modèle théorique 3.1, cela signifierait que les entrepreneurs individuels ont une propension à consommer leurs revenus plus élevée que pour les autres ménages, ce qui est étonnant. Nous ne connaissons cependant pas d'étude montrant le contraire. Et le résultat semble robuste : le caractère quelque peu tendanciel du ratio EBE_{ei}/Y utilisé pourrait aussi faire suspecter que cette variable capte autre chose ; pourtant, la spécification résiste à l'ajout d'autres variables tendancielles (une tendance pure ou bien des variables liées à la démographie (non reproduit ici))⁶.

Cette deuxième relation domine aussi la première dans le sens que si nous lui ajoutons les effets richesse de la première, ces derniers ne sont pas significatifs (cf. annexe 3). Ce résultat ouvre une voie nouvelle d'analyse des évolutions de la

⁵ L'élasticité de la consommation à la richesse globale (qui peut être simplement recalculée en multipliant la propension estimée par la moyenne du ratio de la variable) est de l'ordre de 4% ; l'élasticité de la consommation à la richesse immobilière nette apparaît supérieure, de l'ordre de 11% : cf. aussi les estimations faites directement en logarithme en annexe 2.

⁶ Nous pourrions aussi arguer du fait que la difficulté pour les comptes nationaux de mesurer l'excédent brut d'exploitation rend l'interprétation délicate (cf. partie 4.2).

consommation en France, à privilégier par rapport aux spécifications avec effet richesse.

Dans une troisième spécification, nous reprenons l'idée développée par Bonnet et Dubois : une relation de cointégration existe entre consommation, revenu, inflation et taux d'intérêt réel depuis 1986 (cf E3). Cet effet taux est apparu après la libéralisation financière et le développement des vecteurs d'épargne financières. Il peut être éventuellement lu comme un proxy d'effet richesse. Cet effet semble stable dans le temps (cf. E3*). Toutefois, mis en concurrence avec les effets différenciés des composantes de revenu, il apparaît dominé (cf. annexe 3).

Une autre raison de privilégier la relation cointégrante E2 est qu'elle procure visiblement un meilleur ajustement moyen : cf. graphique 5. Notons tout de même que les trois relations cointégrantes partagent toutes un même problème : la consommation semble avoir été anormalement forte autour de 1999 et anormalement faible en 2002. Ces années correspondant à un pic et à un creux du cycle de croissance, il est possible qu'en considérant l'ajustement dynamique de la consommation à sa relation de long terme, nous soyons mieux en mesure de rendre les évolutions conjoncturelles.

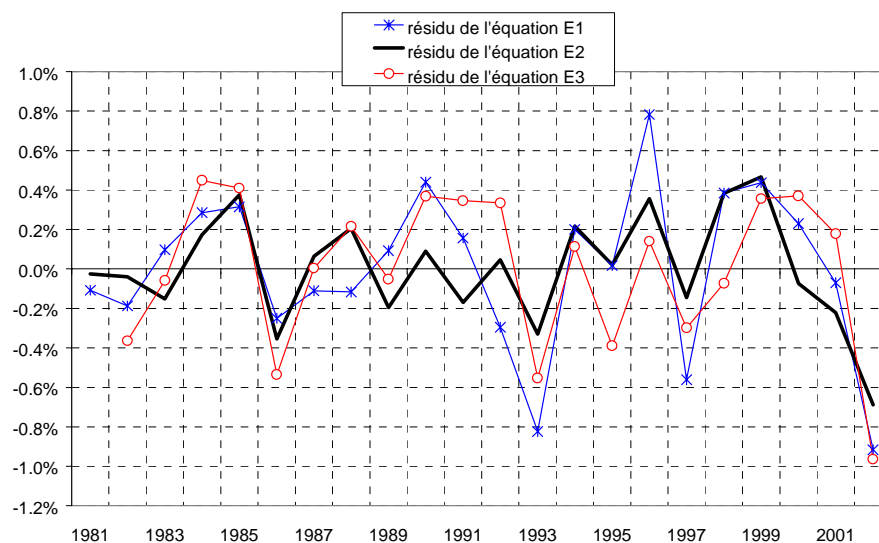
Tableau 2 : relations cointégrantes sur données annuelles

| $\frac{C}{Y}$ | E_1 | E_1^* | E_2 | E_2^* | E_3 | E_3^* |
|-------------------------|--------------------------------|--------------------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|
| | 1981-2002 | 1990-2002 | 1981-2002 | 1990-2002 | 1981-2002 | 1990-2002 |
| $\frac{a_{-1}}{Y}$ | 7,5.10 ⁻³ (2,39) | 5,8.10 ⁻³ (1,25) | - | - | - | - |
| $\frac{RI_{-1}}{Y}$ | 0,07 (2,55) | 0,03 (0,36) | - | - | - | - |
| $\frac{MS + PRES}{Y}$ | - | - | 0,58 (7,22) | 0,52 (2,42) | - | - |
| $\frac{EBE_{ei}}{Y}$ | - | - | 1,00 (6,84) | 1,10 (4,18) | - | - |
| IND*R3MR | - | - | - | - | -0,21 (-5,20) | -0,21 (-1,32) |
| π_{-1} | -0,46 (-8,40) | -0,56 (-2,46) | -0,61 (-18,14) | -0,79 (-2,25) | -0,59 (-22,56) | -0,55 (-2,25) |
| Constante | 0,79 (16,51) | 0,86 (7,15) | 0,22 (2,30) | 0,27 (1,15) | 0,94 (395,64) | 0,94 (194,83) |
| DW | 1,82 | 1,73 | 2,05 | 1,95 | 1,78 | 2,37 |
| ADF ⁷ | -3,21 | -1,80 | -2,64 | -0,92 | -2,65 | -1,92 |
| Shin (l=2) ⁸ | 0,05 | 0,11 | 0,08 | 0,14 | 0,12 | 0,12 |

⁷ Les valeurs critiques à 10% sont de -3,45 et -3,83 selon qu'il y a 2 ou 3 régresseurs. On rejette l'hypothèse nulle de non-cointégration si la statistique de test est inférieure à la valeur critique.

⁸ Les valeurs critiques à 5% sont de 0,22 et 0,16 selon qu'il y a 2 ou 3 régresseurs. On rejette l'hypothèse nulle de cointégration si la statistique de test est supérieure à la valeur critique.

Graphique 5 : résidu des relations cointégrantes estimées (cf. tableau 2)



V.2 Modèle à correction d'erreur

Nous étudions ici les évolutions trimestrielles de la consommation. Compte tenu de l'existence d'une relation cointégrante (cf. partie précédente), il est naturel d'estimer un modèle à correction d'erreur (représentation de Granger).

Au vu de la partie précédente, nous nous focalisons sur l'estimation de la dynamique du taux de croissance de la consommation trimestrielle au moyen de la relation E2. Nous évitons ainsi le travail fastidieux et difficile de produire des données de richesse en fréquence trimestrielle (cf. partie 2).

Nous préférons (ré)estimer les coefficients de la relation cointégrante en même temps que nous estimons les coefficients devant les variables stationnaires décrivant la dynamique. En effet, cette dynamique peut être utile à rendre les estimations des coefficients des variables non stationnaires plus robustes (cf. Maddala et Kim (1998)). Le désavantage est qu'on ne dispose alors pas de tests de cointégration. Cependant, la partie précédente répondait à cet objectif que nous supposons acquis.

Aucun élément dynamique lié au taux de croissance de la consommation retardée et aux variations courante et retardée des revenus ou de l'inflation ne ressort significatif, ou bien lorsque l'un d'entre eux l'est, cette significativité n'est pas stable dans le temps.

Parmi les éléments significatifs ressortant dans la dynamique, il apparaît un effet négatif des évolutions du taux de chômage (cf. tableau 3). Ceci peut s'interpréter comme un effet de précaution réduisant la consommation lorsque l'incertitude sur les revenus augmente avec l'élévation du taux de chômage. L'effet des subventions automobile calculé par Adda et Cooper (2000) et dont la pertinence ressort dans l'équation de consommation de Gautier et Braun-Lemaire (2001) apparaît bien ressortir : entre 1994 et 1996, deux dispositifs de prime à la casse ont incité les ménages à changer rapidement d'automobile (« Balladurette » et « Jupette »). Enfin, il apparaît que la consommation a crû beaucoup plus fortement que ne le laisseraient envisager ces déterminants entre 1998 et début 2000. Ceci correspond à une période nouvelle pour les ménages où les prix des biens manufacturés ont baissé (cf. graphique 6), notamment avec la forte concurrence dans les ventes de téléphones portables ; par ailleurs, la Coupe du monde de football en France a pu inciter les

ménages à des achats de téléviseurs-magnétoscopes et la victoire des Français créer un climat d'euphorie...

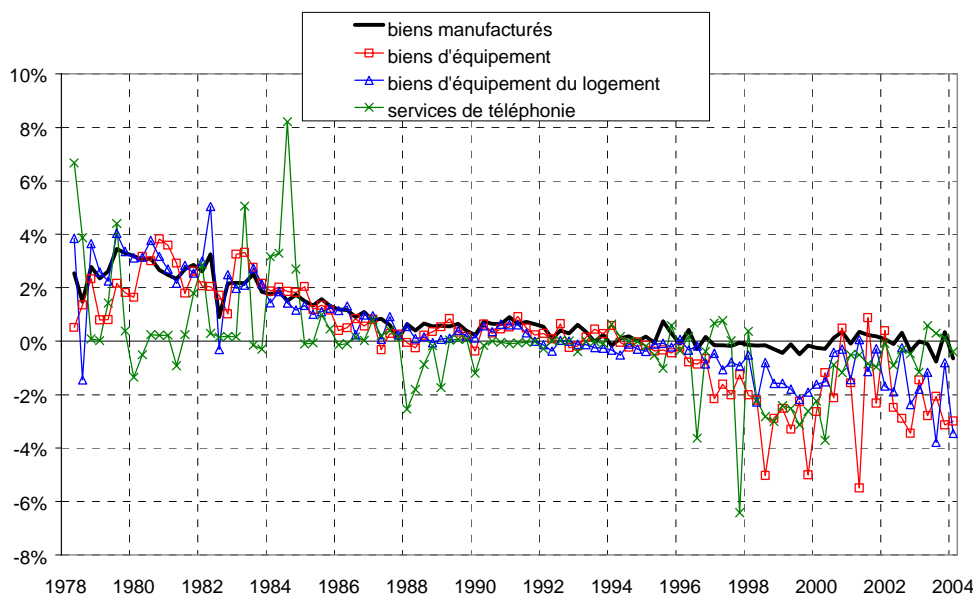
Tableau 3 : modèles à correction d'erreur

| $\Delta \ln(C)$ | E_4 | E_4^* | E_5 | E_5' |
|---|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | 1982t2-2002t4 | 1990t2-2002t4 | 1982t2-2002t4 | 1982t2-2002t4 |
| $\ln\left(\frac{C}{Y}\right)_{-1}$ | -0,82 (-8,43) | -0,83 (-6,77) | -0,81 (-8,86) | -0,72 (-7,43) |
| $\ln\left(\frac{MS + PREST}{Y}\right)_{-1}$ | 0,55 (6,86) | 0,51 (4,71) | 0,58 (7,65) | 0,53 (6,46) |
| $\ln\left(\frac{EBE EI}{Y}\right)_{-1}$ | 0,15 (7,27) | 0,13 (4,97) | 0,16 (7,98) | 0,14 (6,52) |
| π_{-5} | -0,55 (-8,38) | -0,50 (-3,65) | -0,55 (-8,99) | -0,49 (-7,55) |
| ΔU | $-1,4 \cdot 10^{-2}$ (-5,91) | $-1,5 \cdot 10^{-2}$ (-5,29) | $-1,1 \cdot 10^{-2}$ (-4,75) | $-1,1 \cdot 10^{-2}$ (-4,33) |
| Subventions auto | $6,8 \cdot 10^{-4}$ (3,21) | $6,8 \cdot 10^{-4}$ (3,95) | $7,4 \cdot 10^{-4}$ (3,64) | $9,9 \cdot 10^{-4}$ (5,07) |
| IND 96T1 | $1,4 \cdot 10^{-2}$ (3,06) | $1,4 \cdot 10^{-2}$ (3,69) | $1,0 \cdot 10^{-2}$ (2,10) | - |
| IND 98T1-00T1 | $7,3 \cdot 10^{-3}$ (4,60) | $7,3 \cdot 10^{-3}$ (5,27) | $5,7 \cdot 10^{-3}$ (3,64) | - |
| Constante | 0,26 (6,81) | 0,22 (4,53) | 0,28 (7,56) | 0,24 (6,16) |
| $\Delta oport.d'achat^*$ | | | $2,2 \cdot 10^{-4}$ (2,56) | $3,5 \cdot 10^{-4}$ (4,19) |
| $\Delta niv.vie^{**}$ | | | $4,5 \cdot 10^{-4}$ (2,73) | $5,5 \cdot 10^{-4}$ (3,17) |
| R ² | 66,6% | 80,0% | 71,8% | 65,3% |
| SER | 0,37% | 0,29% | 0,35% | 0,38% |
| Échec prédictif | $\chi^2(5) = 4,52$ | | | |
| Hétéroscédasticité | F(1,72)=1,53 | | | |
| Autocorrélation | $\chi^2(4) = 4,04$ | | | |
| Normalité | $\chi^2(2) = 2,44$ | | | |

* différence entre les soldes du premier mois du trimestre retardés de 2 et 3 trimestres.

** différence entre les soldes du deuxième et du premier mois du trimestre retardés de 1 trimestre

Graphique 6 : taux de croissance trimestriel des prix des biens manufacturés et d'équipement



Source : Insee, comptes trimestriels

V.3 L'apport de l'enquête de conjoncture auprès des ménages

Au-delà du modèle à correction d'erreur E4, nous étudions la pertinence des soldes d'opinion de l'enquête auprès des ménages. Il apparaît que les soldes d'opinion sur le niveau de vie et sur l'opportunité d'achats importants permettent d'améliorer un peu l'ajustement du modèle (cf. équation E₅).

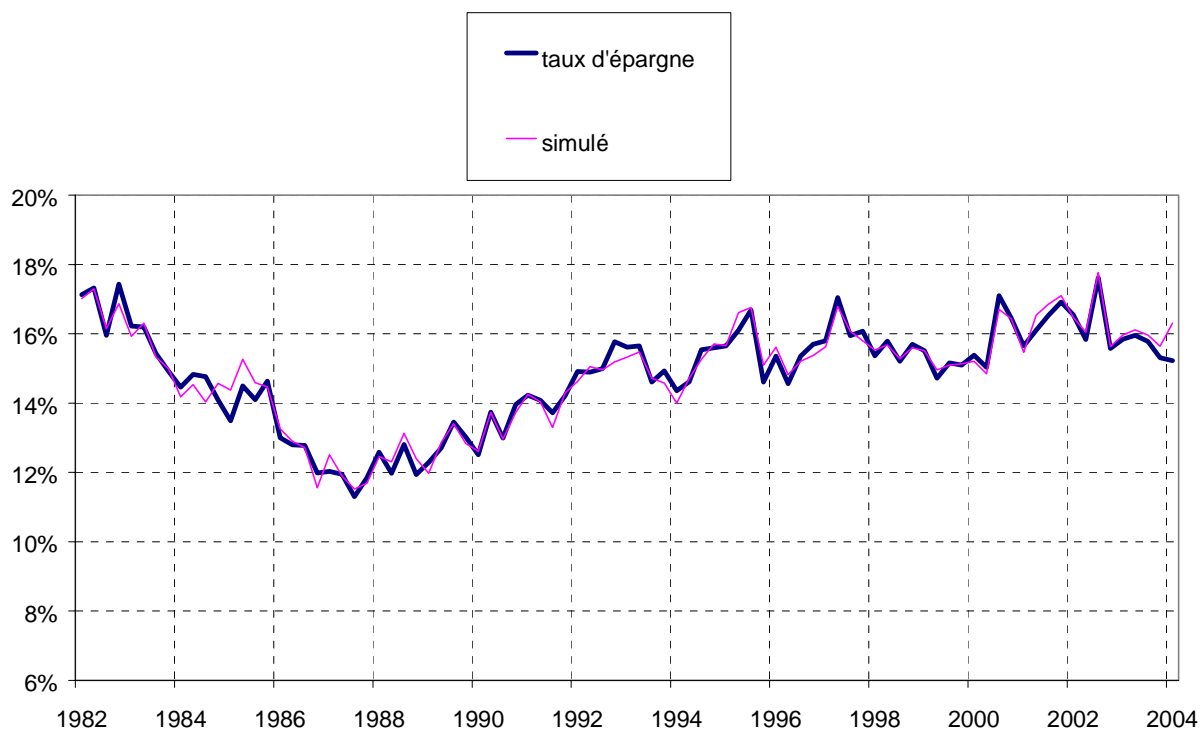
V.4 Robustesse du modèle

L'équation apparaît stable dans le temps et les tests permettent de rejeter l'hypothèse d'échec prédictif hors échantillon. Par ailleurs, les résidus apparaissent non autocorrélés, normaux, homoscédastiques. La probabilité d'acceptation de ces tests dépasse 20%. Notons enfin que les variables muettes introduites permettent de mieux estimer les coefficients devant les autres variables, sans changer pour autant leur caractère significatif (cf. E₅' par rapport à E₅).

Rappelons néanmoins qu'une insatisfaction était apparue lors de l'étude de cointégration sur données annuelles au vu des tests de Dickey-Fuller. Pourtant, les résultats obtenus paraissent robustes même au vu de ce test, dans la mesure où l'ajout de la variable d'opinion des ménages sur l'évolution des prix passés permet de rejeter la non-cointégration sans pour autant changer la significativité des coefficients estimés : cf. annexe 4. Par ailleurs, cette variable d'opinion sur les prix n'apparaît pas robuste dans le modèle à correction d'erreur, une fois qu'on ajoute les autres variables dans la dynamique (non apparent dans les tableaux).

L'ajustement dynamique du taux d'épargne est assez précis (cf. graphique 7).

Graphique 7 : taux d'épargne des ménages et simulation dynamique



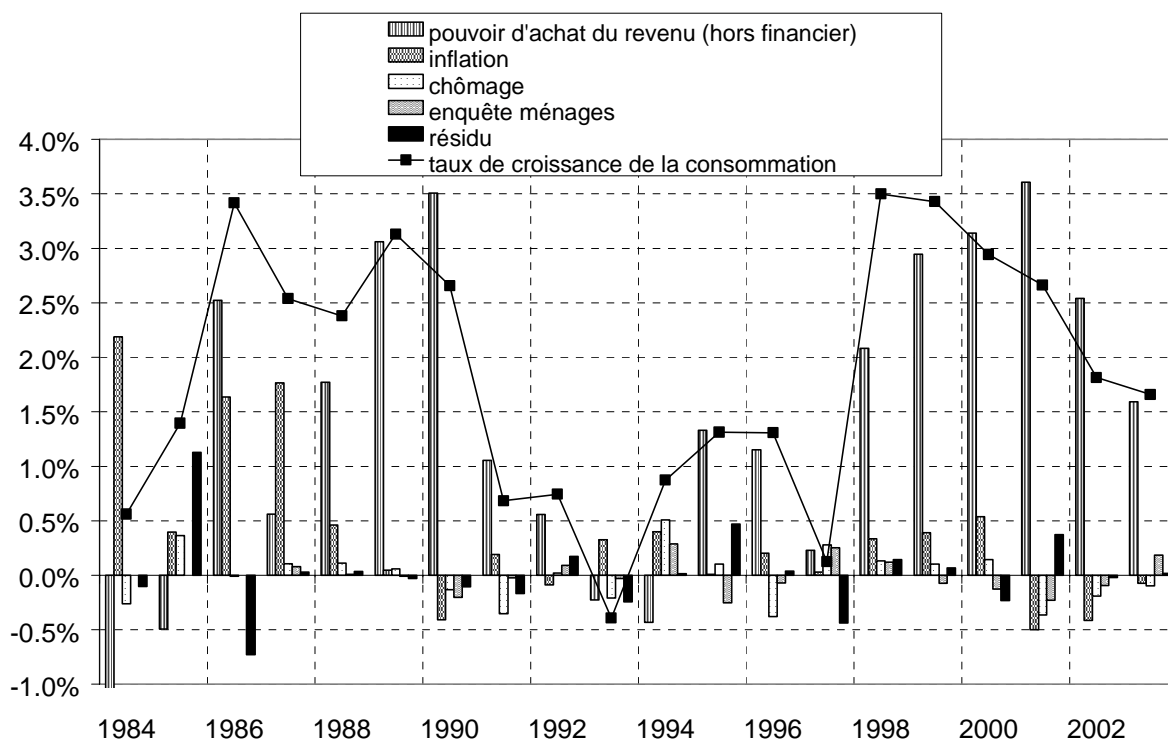
V.5 Évolutions de la consommation et du taux d'épargne

A l'aide de l'équation E_5 , nous sommes en mesure d'évaluer les contributions au taux de croissance de la consommation et au taux d'épargne. Ceci permet de bien montrer le poids des différents types de revenus dans les évolutions de la consommation en moyenne période et sur la période récente.

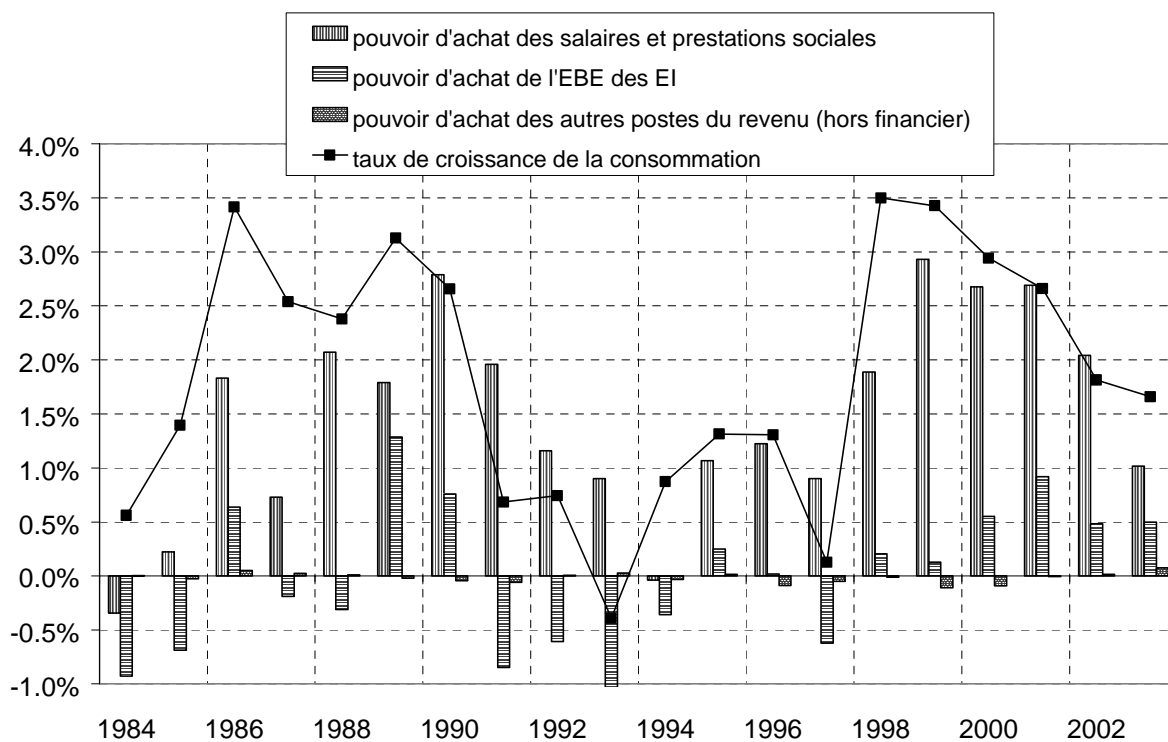
Il apparaît clairement que depuis le milieu des années quatre-vingt, le contributeur essentiel aux évolutions de la consommation est le pouvoir d'achat du revenu (cf. graphique 8). L'inflation s'est en effet stabilisée à niveau bas et explique ainsi de beaucoup plus faibles évolutions du taux d'épargne qu'au début des années quatre-vingt (cf. graphique 10). Le taux de chômage et l'opinion des ménages sur le niveau de vie passé et sur l'opportunité d'achats importants contribuent aussi à enrichir la compréhension du taux d'épargne, mais dans de proportions beaucoup moins importantes que le pouvoir d'achat du revenu.

Plus précisément, au sein du pouvoir d'achat du revenu, les évolutions des salaires, des prestations sociales et de l'excédent brut des entrepreneurs individuels constituent les éléments principaux d'explication des variations de la consommation des ménages (cf. graphique 9). C'est évidemment vrai de par le poids de ces éléments dans le revenu, mais au-delà, c'est la conséquence d'une propension importante qu'ont les ménages à dépenser ces revenus en comparaison des autres.

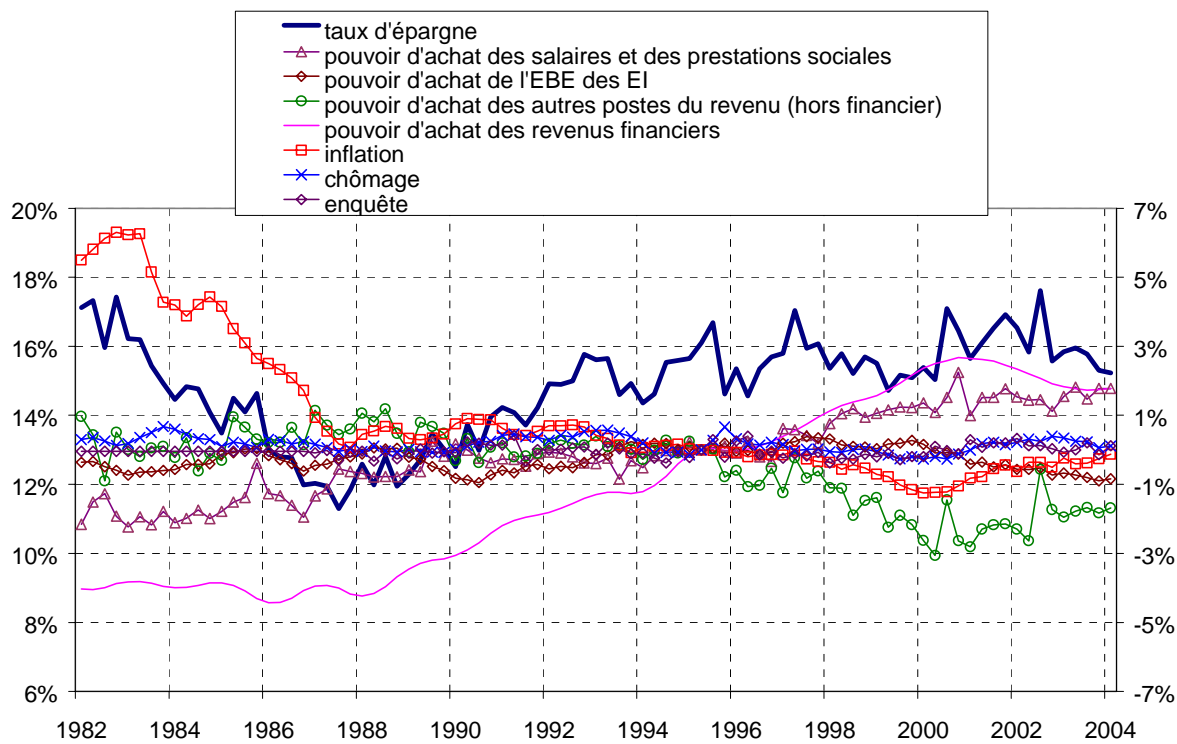
Graphique 8 : croissance de la consommation et contributions économétriques



Graphique 9 : croissance de la consommation et contributions économétriques des éléments du revenu



Graphique 10 : taux d'épargne des ménages et contributions économétriques



Bibliographie

Adams R.H. (2002) : « Precautionary saving from different sources of income: evidence from rural Pakistan », mimeo, World Bank.

Adda J. et R. Cooper (2000) : « Balladurette and Juppette: a discrete analysis of scrapping subsidies », *Journal of Political Economy*, vol 108 n°4.

Artus P., F. Legros et J-P. Nicolai (1989) : « Consommation et richesse perçue par les ménages », document de travail n°6, service des études économiques et financières, Caisse des dépôts et consignations.

Beffy P.O. et B. Monfort (2004) : « Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation », document de travail G2003/08, Insee.

Bonnet X. et E. Dubois (1995) : « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et prévision*, 5.

Bonnet X. et O. Lèpan (1996) : « La notion de revenu arbitrage enrichit-elle la compréhension du comportement de consommation des ménages ? », note°103/G221.

Carroll C. et L. Summers (1992) : « Consumption growth parallels income growth: some new evidence », in B. Douglas Bernheim et J.B. Shoven (eds), *National Saving and Economic Performance*, Chicago university press.

Davis M.A. et M.G. Palumbo (2001) : « A Primer on the economics and time series econometrics of wealth effects », document de travail 2001-09, Federal Reserve Board.

Deaton A. (1992): "Understanding consumption", Oxford.

Elliott G., T.J. Rothenberg et J.H. Stock (1996) : "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64.

Flandrin G. (2004) : "Les effets de richesse et l'arbitrage consommation épargne des ménages en France", article présenté en séminaire Fourgeaud.

Gautier A. et I. Braun-Lemaire (2001) : « Opinion des ménages et analyse conjoncturelle », note de conjoncture de mars.

Hall R. (1978) : "Stochastic implications of the life-cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence", *Journal of political economy*, vol 96.

Holbrook R. et F. Stafford (1971) : "The Propensity to consume separate types of income: a generalized permanent income hypothesis", *Econometrica*, vol 39, n°1, janvier.

Kwiatkowski D. P.C.B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992) : "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54.

Phillips P.C.B. et S. Ouliaris (1990) : « Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration », *Econometrica*, 58.

MacKinnon J.G. (1991) : "Critical Values for Cointegration Test", in R.F. Engle et C.W.J. Granger, "Long Run Economic Relationships", Oxford University Press.

Maddala GS et IM Kim (1998) : « Unit Roots, Cointegration, and Structural Change », Cambridge.

Muellbauer J. et R. Lattimore (1995) : « The Consumption function: a theoretical and empirical overview », Handbook of applied econometrics, vol 1.

Salanié B. (1999) : « Guide pratique des séries non stationnaires », Économie et Prévision n°137

Schüle W. (2004) : « French household consumption », selected issue, article IV.

Shin Y. (1994) : "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of No-Cointegration", *Econometric Theory*, 10.

Stock J.H. et M.W. Watson (1993) : "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61.

Annexe 1 : tests de stationnarité des séries utilisées (tests ERS et KPSS)

| | annuel | | trimestriel | |
|--|-------------------------------|---------------|-------------------------------|---------------|
| | ERS (detrend=1, lags=1) | KPSS (l=2) | ERS (detrend=1, lags=4) | KPSS (l=3) |
| $\frac{C}{Y}$ | -1,57 | 1,37 | -1,85 | 2,14 |
| $\Delta\left(\frac{C}{Y}\right)$ | -2,61 | 0,26 | -3,19 | 0,38 |
| $\frac{a}{Y}$ | -0,89 | 0,80 | | |
| $\Delta\left(\frac{a}{Y}\right)$ | -3,37 | 0,10 | | |
| $\frac{RI}{Y}$ | -1,28 | 0,65 | | |
| $\Delta\left(\frac{RI}{Y}\right)$ | -3,40 | 0,11 | | |
| $\frac{MS + PREST}{Y}$ | -0,95 | 1,91 | -1,76 | 2,46 |
| $\Delta\left(\frac{MS + PREST}{Y}\right)$ | -2,95 | 0,22 | -3,25 | 0,38 |
| $\frac{EBE_{ei}}{Y}$ | -1,37 | 1,98 | -1,00 | 2,64 |
| $\Delta\left(\frac{EBE_{ei}}{Y}\right)$ | -3,70 | 0,18 | -5,54 | 0,18 |
| π | -3,36 | 1,40 | -2,80 | 2,00 |
| $\Delta\pi$ | -2,35 | 0,15 | -4,62 | 0,16 |
| u | | | -2,38 | 1,24 |
| Δu | | | -1,16 | 0,10 |
| $\Delta oa_{-2}^{2^e \text{ mois du trimestre}}$ | | | -2,96 | 0,06 |
| $nv\hat{p}_{-1}^{2^e \text{ mois}} - nv\hat{p}_{-1}^{1^er \text{ mois}}$ | | | -3,89 | 0,09 |

ERS : test d'Elliott-Rothenberg-Stock (en différence première et avec un retard pour les séries annuelles, en différence première et avec quatre retards pour les séries trimestrielles)

Hypothèse nulle : existence d'une racine unité

Valeurs critiques :

| 1% | 2,5% | 5% | 10% |
|-------|-------|-------|-------|
| -3,28 | -2,98 | -2,73 | -2,46 |

KPSS : test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (l=2 dans le cas annuel, l=3 dans le cas trimestriel)

Hypothèse nulle : stationnarité

Valeurs critiques :

| 1% | 5% | 10% |
|------|------|------|
| 0,74 | 0,46 | 0,35 |

Source : Salanié (1999)

Annexe 2 : variantes du modèle E1

Nous présentons ici les équations estimées en logarithme comme il en général de coutume. Rappelons que ceci ne change rien à la qualité économétrique des équations (on peut comparer E1 du tableau 2 avec E1' du tableau a2). Les coefficients s'interprètent alors comme des élasticités plutôt que comme des propensions marginales.

La dissociation des effets de richesse au-delà de la prise en compte de la spécificité de la richesse immobilière nette ne s'avère pas un éclairage satisfaisant (cf. E₁'bis). Ceci nuance encore quelque peu les résultats de Flandrin (2004).

L'ajout d'une variable visant à capter la déformation des élasticités avec la structure de la population ne semble pas non plus la voie la plus prometteuse (cf. E1'ter). Ceci contraste avec les résultats de Befy-Monfort (2004). Notons de plus que les élasticités de la consommation à la richesse et à la démographie ressortent plus faiblement, en raison de l'incorporation de l'effet de l'inflation pour ce qui est de l'effet richesse.

Tableau a2 : variantes autour du modèle de cycle de vie de base

| $\ln\left(\frac{C}{Y}\right)$ | E'_1 1981-2002 | E'_{1bis} 1981-2002 | E'_{1ter} 1981-2002 |
|--------------------------------------|---------------------|--------------------------|--------------------------|
| $\ln\left(\frac{a_{-1}}{Y}\right)$ | 0,046 (2,40) | - | 0,066 (2,12) |
| $\ln\left(\frac{RI_{-1}}{Y}\right)$ | 0,11 (2,56) | 0,13 (2,16) | - |
| $\ln\left(\frac{PSR_{-1}}{Y}\right)$ | - | 0,041 (0,90) | - |
| $\ln\left(\frac{AR_{-1}}{Y}\right)$ | - | 0,016 (1,80) | - |
| $\ln\left(\frac{EC_{-1}}{Y}\right)$ | - | 0,006 (1,28) | - |
| π_{-1} | -0,48 (-6,70) | -0,26 (-1,47) | -0,43 (-4,42) |
| Démographie | - | - | -0,18 (-1,48) |
| Constante | -0,19 (-4,59) | -0,12 (-5,55) | -0,11 (-2,54) |
| DW | 1,82 | 1,75 | 1,95 |

RI richesse immobilière nette des crédits de long terme en termes réels
 EC épargne contractuelle en termes réels
 AR⁹ autres actifs risqués en termes réels
 PSR patrimoine financier réel, hors actifs risqués et épargne contractuelle
 Démographie part dans la population totale des individus dont l'âge est compris entre 40 ans et l'espérance de vie à 40 ans moins 10 ans¹⁰.

⁹ Avec les notations correspondantes aux comptes de patrimoines ou financiers :
 RI=an.1111-F42 ; EC=F293+F611 ; AR=F5-F521+F332 ; PSR=F98-AR-EC

¹⁰ Nous remercions PO. Befy et B. Monfort pour nous avoir communiqué cette série.

Annexe 3 : variantes du modèle E2

Tableau a3 : domination des effets de structures de revenu sur ceux de richesse et de taux d'intérêt

| $\frac{C}{Y}$ | E_2 1981-2002 rappel | E_2' 1981-2002 | E_2'' 1981-2002 |
|------------------------|------------------------------|---------------------------------|----------------------|
| $\frac{a_{-1}}{Y}$ | - | $-5,4 \cdot 10^{-3}$ (-1,94) | - |
| $\frac{RI_{-1}}{Y}$ | - | $-5,4 \cdot 10^{-3}$ (-0,29) | - |
| $\frac{MS + PREST}{Y}$ | 0,58 (7,22) | 0,76 (5,73) | 0,47 (4,30) |
| $\frac{EBE_{ei}}{Y}$ | 1,00 (6,84) | 1,19 (5,74) | 0,85 (5,31) |
| IND*R3MR | - | - | -0,062 (-1,26) |
| π_{-1} | -0,61 (-18,14) | -0,68 (-14,64) | -0,64 (-16,28) |
| Constante | 0,22 (2,30) | 0,06 (0,50) | 0,36 (2,80) |
| DW | 2,05 | 2,10 | 1,63 |

Annexe 4 : variantes des modèles E1, E2 et E3

Tableau a4 : introduction de la variable d'opinion des ménages sur les évolutions passées des prix (OEPP) dans les relations cointégrantes

| $\frac{C}{Y}$ | E_1 1981-2002 | E_1^* 1990-2002 | E_2 1981-2002 | E_2^* 1990-2002 | E_3 1981-2002 | E_3^* 1990-2002 |
|------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| $\frac{a_{-1}}{Y}$ | 9,9.10 ⁻³ (2,88) | 13,1.10 ⁻³ (2,49) | - | - | - | - |
| $\frac{RI_{-1}}{Y}$ | 0,06 (2,28) | -0,08 (-0,96) | - | - | - | - |
| $\frac{MS + PREST}{Y}$ | - | - | 0,64 (11,14) | 0,54 (3,80) | - | - |
| $\frac{EBE EI}{Y}$ | - | - | 1,11 (10,53) | 1,08 (8,48) | - | - |
| IND R3MR | - | - | - | - | -0,16 (-2,84) | -0,15 (-0,90) |
| π_{-1} | -0,41 (-6,65) | -0,27 (-1,14) | -0,62 (-26,40) | -0,78 (-3,84) | -0,56 (-14,30) | -0,57 (-2,08) |
| OEPP | -1,4.10 ⁻⁴ (-1,54) | -2,8.10 ⁻⁴ (-2,11) | -1,4.10 ⁻⁴ (-4,08) | -1,3.10 ⁻⁴ (-3,55) | -0,7.10 ⁻⁴ (-0,92) | -0,8.10 ⁻⁴ (-0,76) |
| Constante | 0,78 (16,37) | 0,96 (8,49) | 0,14 (1,93) | 0,25 (1,62) | 0,94 (196,42) | 0,94 (151,84) |
| DW | 2,04 | 2,15 | 2,73 | 2,03 | 1,94 | 1,87 |
| ADF | -3,83 | -2,31 | -5,32 | -2,51 | -2,65 | -1,92 |
| Shin (l=2) | 0,06 | 0,09 | 0,06 | 0,10 | 0,12 | 0,12 |