

Plus-values, consommation et épargne

Une estimation de l'effet richesse aux États-Unis et au Royaume-Uni

Corinne Houizot, Hélène Baudchon, Catherine Mathieu et Francisco Serranito

Département analyse et prévision, OFCE

La forte hausse des cours boursiers, observée dans la seconde moitié des années 1990, est fréquemment évoquée pour expliquer le dynamisme, au cours de cette période, de la consommation des ménages américains et britanniques, et son corollaire, la baisse du taux d'épargne.

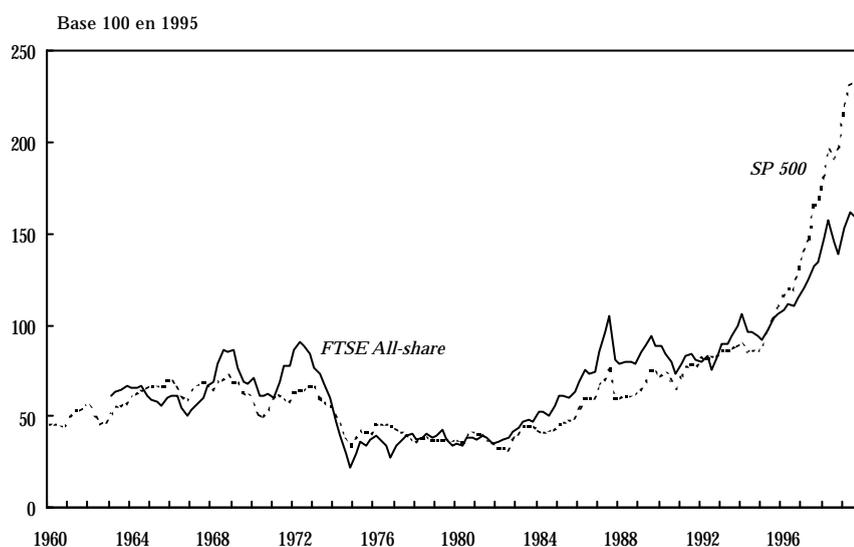
Cet article analyse les déterminants de la consommation des ménages dans ces deux pays, et en particulier l'importance de l'effet richesse. Il comporte trois parties : un survol des évolutions de la consommation, de l'épargne et de la richesse des ménages au cours des quarante dernières années ; un rappel de la théorie et des modèles à tester ; enfin la présentation des résultats économétriques.

Aux États-Unis, d'après nos estimations, une augmentation d'un dollar de la richesse des ménages conduit à un accroissement de la consommation de l'ordre de 5,5 cents, soit des résultats proches de ceux publiés depuis Ando et Modigliani (1963). La forte baisse du taux d'épargne dans la période récente proviendrait essentiellement de la hausse de la Bourse. Au Royaume-Uni, une livre de richesse financière ou immobilière supplémentaire serait consommée à hauteur de 5 pence environ. Les fluctuations de la richesse immobilière résultant de la bulle immobilière de la fin des années 1980 et de son éclatement auraient fortement influencé le taux d'épargne. L'augmentation de la richesse financière aurait contribué positivement à la baisse du taux d'épargne au cours des dernières années.

La forte hausse des cours boursiers, observée dans la seconde moitié des années 1990, est fréquemment avancée pour expliquer le dynamisme, au cours de cette période, de la consommation des ménages américains, et son corollaire, la baisse du taux d'épargne. De 1995 à 1999, l'indice américain, le S&P500, a progressé de 188 %, soit une évolution nettement plus rapide, en termes nominaux comme en termes réels, qu'au cours des années précédentes (graphique 1). Au Royaume-Uni, la baisse du taux d'épargne a accompagné la progression de l'indice

boursier FTSE All-share (+ 88 % de 1995 à 1999), mais les prix de l'immobilier ont aussi connu de fortes fluctuations depuis 1988. Aussi, plusieurs travaux empiriques récents se sont-ils attachés à mettre en évidence les effets des cours boursiers, ou plus généralement les effets richesse, sur la consommation dans ces deux pays. L'augmentation de la richesse financière des ménages induite par la hausse des cours boursiers ou celle des prix de l'immobilier aurait permis à ceux-ci de consommer davantage que ce que les déterminants traditionnels de la consommation, au premier rang desquels le revenu, auraient impliqué. En effet, si les ménages désirent détenir un patrimoine proportionnel à leur revenu et que leur patrimoine se valorise automatiquement grâce à des plus-values boursières ou immobilières, l'effort d'épargne qu'ils doivent effectuer s'en trouve réduit.

1. Cours de la Bourse*



* Déflatés par les indices implicites des prix à la consommation.

La consommation des ménages a, du fait de son poids dans le PIB (70 % aux États-Unis et au Royaume-Uni), un fort impact sur l'évolution de l'activité. La compréhension de ses déterminants est donc fondamentale tant pour l'analyse conjoncturelle et la prévision que pour les études de politique économique. De 1991 à 1999, la croissance de l'économie américaine a été en moyenne de 3,2 % par an. Le dynamisme de la consommation y a fortement contribué (tableau 1). Sa progression ayant été plus rapide que celle du revenu disponible, le taux d'épargne a chuté de 6 points. En 1999, le mouvement s'est encore accentué : la consommation a progressé de 5,3 % en volume et le revenu de « seulement » 4 % ; le taux d'épargne a ainsi atteint un point historiquement bas de 2,4 %. Au Royaume-Uni, au cours des dix dernières

années, la croissance a été moins forte qu'aux États-Unis. Cependant, depuis la reprise de 1992, la baisse du taux d'épargne a soutenu la consommation des ménages. Le ralentissement de l'activité à l'automne 1998 a été amorti par le maintien d'un rythme soutenu de la consommation. Le taux d'épargne a ainsi baissé de près de 7 points depuis 1993. Il a retrouvé en 1999 un niveau proche du point bas de 1988 et du début des années 1970 (niveau qui était d'ailleurs aussi celui des années 1960).

1. PIB, consommation et revenu aux États-Unis et au Royaume-Uni

Taux de croissance annuels moyens, en volume et en %	États-Unis (1991-1999)*	Royaume-Uni (1992-1999)*
PIB	3,2	2,8
Consommation des ménages	3,4	3,0
Contribution à la croissance du PIB	2,2	2,0
Revenu des ménages	2,8	2,0

* Ces périodes recouvrent les cycles actuels de chaque pays (le dernier creux d'activité étant daté de mars 1991 aux États-Unis ; le dernier repli du PIB ayant eu lieu au deuxième trimestre de 1992 au Royaume-Uni).

Sources : BEA, ONS.

Cet article analyse les déterminants de la consommation des ménages dans ces deux pays, et en particulier l'importance de l'effet richesse. Il comporte trois parties : un survol des évolutions de la consommation, de l'épargne et de la richesse des ménages au cours des quarante dernières années ; un rappel de la théorie et des modèles à tester ; enfin la présentation des résultats des estimations aux États-Unis et au Royaume-Uni.

Consommation, épargne et richesse des ménages depuis 1960

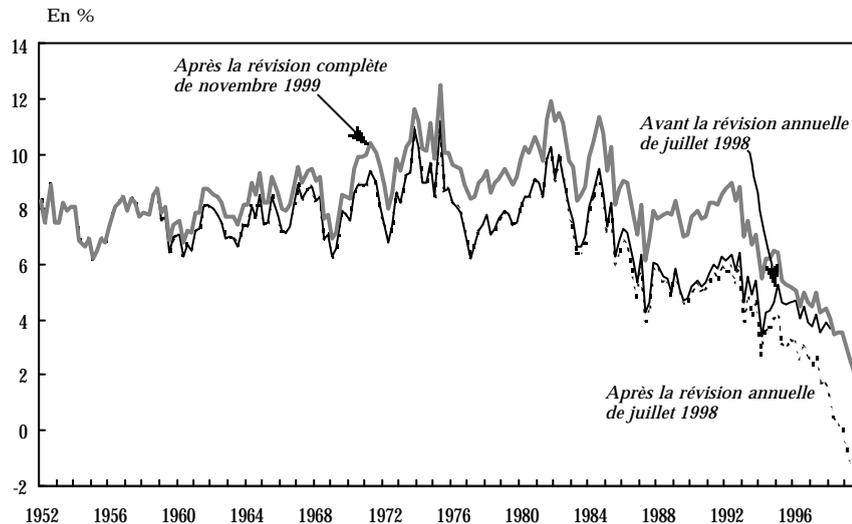
Aux États-Unis

Le taux d'épargne des ménages américains accuse depuis le début du cycle actuel une chute impressionnante qui contraste avec ses évolutions passées : tout au long des années 1960, il était resté dans une bande relativement étroite, oscillant entre 7 et 10 % (graphique 2). De même, son profil au cours du cycle des années 1980 répond bien au schéma cyclique : hausse au début, baisse au bout de deux ans passant d'un point haut de 11,3 % à un point bas de 6,1 %, puis légère remontée jusqu'à 7,7 %.

Cette forte baisse a résisté aux différentes révisions des comptes nationaux, qui ont surtout influé sur le niveau du taux d'épargne. La

révision de l'été 1998 avait abouti à une baisse du taux d'épargne de l'ordre de 0,6 point en moyenne sur la période 1982-1997. Elle avait en effet éliminé des dividendes reçus par les ménages ceux issus de plus-values enregistrées par les OPCVM. Compte tenu de l'importance croissante de celles-ci, cette révision avait légèrement accentué la baisse du taux d'épargne. Il franchissait la barre du zéro à la fin de l'année 1998 pour atteindre - 1,3 % au deuxième trimestre de 1999 (dernière donnée disponible dans cette base). La révision complète des NIPA (*National Income and Product Accounts*) de novembre 1999 a rassuré les esprits en rehaussant de près de 2 points en moyenne, sur la période 1959-1998, le taux d'épargne des ménages. Cette hausse provient principalement de l'intégration dans le poste « autres revenus du travail » des cotisations versées par le gouvernement aux fonds de pension des fonctionnaires (harmonisant ainsi le traitement du secteur public sur le secteur privé). La baisse du taux d'épargne, bien que légèrement amortie par rapport à la précédente version des comptes nationaux, reste impressionnante. Partant d'un point haut de presque 9 % en 1992, le taux d'épargne a perdu un peu plus de 6 points. Dans la version précédente des comptes, la chute était légèrement supérieure à 7 points.

2. Taux d'épargne américain au fil des révisions des NIPA



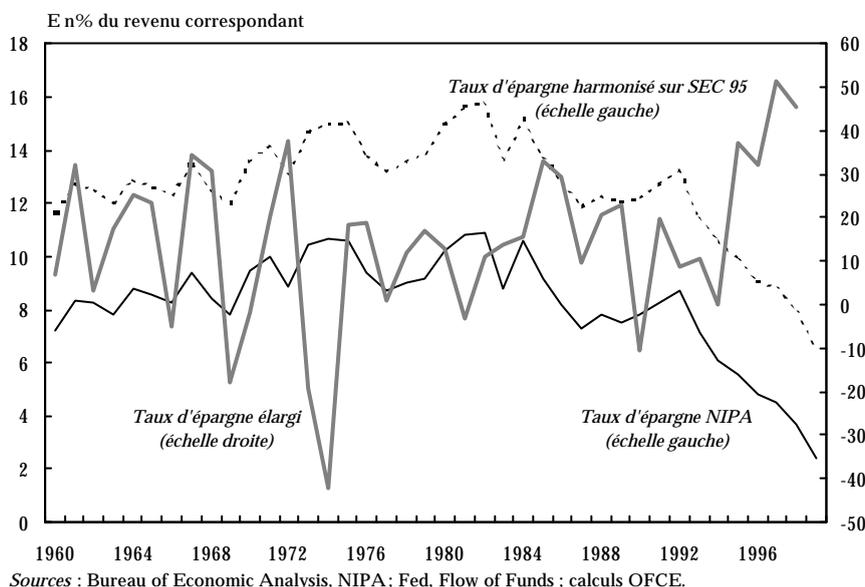
Source : Bureau of Economic Analysis, NIPA.

Le franchissement du seuil « psychologique » de zéro (dans la version antérieure des NIPA) a ranimé les débats sur le niveau et l'évolution du taux d'épargne américain¹. Il faut rappeler que le taux américain n'est pas directement comparable au taux d'épargne selon le *système européen*

1. Baudchon et Chauvin (1999), Gale et Sabelhaus (1999).

des comptes (SEC95), et donc en particulier au taux d'épargne britannique présenté plus loin. Il est en effet toujours présenté net de la consommation de capital fixe. Le taux d'épargne brut est plus élevé de 4 à 5 points selon les années (graphique 3).

3. Trois mesures du taux d'épargne américain



La révision des NIPA de l'été 1998 a conforté la définition restrictive du revenu retenue par la comptabilité nationale. Celle-ci ne comptabilise que les revenus issus de la production courante. Ce choix ne garantit pourtant pas une description économiquement significative du comportement des agents. Un ménage qui reçoit un revenu d'un fonds de placement l'utilise de la même façon que le fonds ait bénéficié d'intérêts, de dividendes ou de plus-values. Les ménages américains détiennent, directement ou par l'intermédiaire de fonds, une quantité importante d'actions, qui ne leur rapportent pas de dividendes mais dont la valeur boursière augmente en raison de profits non distribués ou de modifications des perspectives de croissance. L'exclusion de ces plus-values fausse le calcul du revenu et de l'épargne des ménages.

Considérons en effet un ménage avec 1 000 de salaire ; il détient un portefeuille boursier de 1 000 ; les entreprises, dont il est actionnaire, font un profit de 100. Dans un premier cas, les entreprises distribuent 100 de dividendes ; le ménage consomme 1 000 et réinvestit 100. Dans un second cas, les entreprises ne distribuent rien ; la valeur boursière des actions augmente de 100 ; le ménage consomme 1 000. Dans les deux cas, la situation et le comportement du ménage sont totalement

identiques : sa richesse est de 1 100 à la fin de la période. Pourtant, la comptabilité nationale considère que son taux d'épargne est de $100/1\ 000 = 9,1\ %$ dans le premier cas (ce qui est juste) ; de 0 dans le second (ce qui est erroné).

Un ménage préparant sa retraite doit évidemment prendre en compte les plus-values, dans la mesure où elles pourront être consommées au moment de la retraite, au même titre que les intérêts et les dividendes reçus. A un niveau agrégé, la question est plus complexe. Selon Auerbach (1985), si l'épargne est définie comme une mise en réserves de ressources aujourd'hui dans le but de consommer plus demain, alors la prise en compte des plus-values dépend de leur origine. Si les actifs sous-jacents sont devenus plus productifs (s'il y a une augmentation des profits), les plus-values doivent être considérées comme de l'épargne. De même, si les plus-values viennent de profits non distribués, elles doivent être traitées comme les dividendes. En revanche, si elles résultent d'un changement de valorisation qui n'a aucun lien avec la productivité, conséquence par exemple de la baisse des taux d'intérêt ou de la réduction de la prime de risque sur les actions comme le suggèrent Glassman et Hasset (1999), elles doivent en être exclues. En effet, dans ce cas, les actionnaires actuels sont plus riches mais les acheteurs potentiels sont pénalisés parce que le coût d'achat d'un dollar de profits futurs est plus élevé. Mais, la distinction entre les deux types de plus-values reste délicate, d'où l'exclusion de l'ensemble des plus-values au moment de la révision des NIPA de l'été 1998.

Aussi, une autre définition de l'épargne peut être retenue, celle de la variation du pouvoir d'achat du patrimoine, qui inclut outre les flux de placements mesurés par la comptabilité nationale, les plus-values réelles boursières et immobilières, et l'érosion des actifs financiers induite par l'inflation (Baudchon et Chauvin, 1999). On retrouve ainsi les notions de revenu et d'épargne définies par Hicks.

Cette mesure élargie éclaire sous un tout autre jour le comportement récent des ménages américains. Elle relativise fortement la baisse du taux d'épargne depuis 1986. Dans sa mesure élargie, celui-ci serait à un très haut niveau de 1996 à 1999. En 1998, par exemple, après intégration des plus-values, le taux d'épargne serait de 45 % (graphique 3).

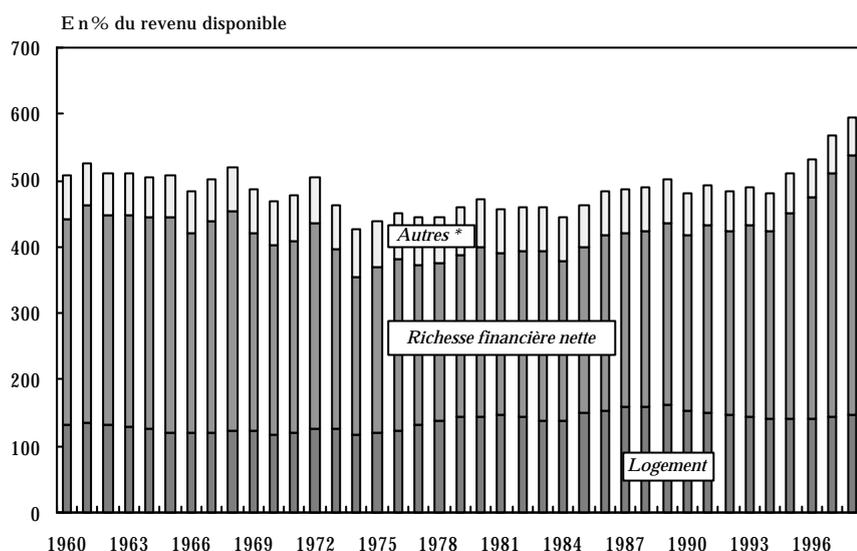
Depuis 1986, l'augmentation du recours au crédit est conforme aux évolutions habituelles. En revanche, contrairement aux cycles précédents, elle n'est pas contrebalancée par une augmentation des flux de placement. Ceci entraîne une baisse de l'épargne au sens de la comptabilité nationale. Cette faiblesse des placements, et en particulier de ceux non destinés à la retraite, s'explique par la valorisation exceptionnelle des actifs des ménages. Les ménages n'ont pas besoin d'acheter plus d'actions puisque la valeur de leur portefeuille augmente automatiquement. L'amointrissement de l'épargne est ainsi fortement encouragé par un pur effet richesse.

L'importance de l'effet richesse aux États-Unis repose sur deux éléments : une composition du patrimoine financier orientée vers des produits générateurs de plus-values et une valorisation exceptionnelle du prix des actifs. Fin 1999, l'actif du patrimoine financier des ménages américains se composait de 21 % d'actions (détenues directement), de 14 % de parts d'OPCVM et de 36 % de parts d'assurance-vie ou de fonds de pension, contre respectivement 11, 5 et 26 % en 1978. Jusqu'à la fin des années 1960, la part des actions détenues directement était en constante progression, atteignant un pic de 33 % en 1968. Elle a par la suite fortement baissé jusqu'à 10 % en 1984. Elle est de nouveau en progression depuis cette date, mais le niveau atteint aujourd'hui reste inférieur de 10 points au pic précédent. La progression de la part des actions détenues indirectement est plus régulière jusqu'à la fin des années 1980. Au cours des dix dernières années, elle a nettement progressé, passant de 5 % en 1990 à 14 % en 1998. Selon le dernier *Survey of Consumer Finances* (Kennickell et al., 2000), le pourcentage de familles détenant directement ou indirectement des actions atteint maintenant 48,8 %. Ce pourcentage est en forte progression à chaque sondage depuis 1989. Depuis cette date, il a progressé de 17,2 points, avec près de la moitié du gain entre 1995 et 1998. La détention d'actions a progressé pour toutes les catégories de revenus et toutes les tranches d'âge. La part des actifs immobiliers, ne représentait plus que 30 % du total du patrimoine en 1998. En forte baisse depuis le début des années 1980, il atteint aujourd'hui un quasi-minimum historique.

Depuis 1995, les plus-values expliquent en moyenne 90 % de la hausse de la richesse nette. La nature de ces plus-values a évolué au cours du temps. Entre 1975 et la fin des années 1980, les plus-values sur l'immobilier en constituaient la moitié. Au cours des années 1990, les plus-values sur actifs financiers représentent la quasi-totalité des plus-values (90 % dont 56 % pour les plus-values sur actions, 19 % pour les plus-values sur les parts dans les fonds de pension, 7 % pour les plus-values sur les parts d'OPCVM). En 1998, l'immobilier a néanmoins participé à hauteur de 16 % aux plus-values totales contre presque 36 % pour les actions.

La richesse nette des ménages représentait 6 fois le revenu disponible des ménages américains à la fin de 1998 contre 5 à la fin de 1994 (graphique 4). Non seulement les ménages américains sont riches, mais ils n'ont pas besoin d'épargner pour l'être davantage car cette richesse se valorise automatiquement : la Bourse a crû en moyenne de 24 % par an depuis 1995. Pourtant, la forte augmentation de ce ratio relativise la contribution de l'effet richesse au dynamisme de la consommation. Les plus-values sont loin d'être intégralement consommées. Si elles l'étaient, le ratio richesse nette / revenu n'afficherait pas une telle progression. Une estimation économétrique de l'effet richesse est donc nécessaire afin d'évaluer le pourcentage de plus-values effectivement consommé.

4. Patrimoine des ménages américains



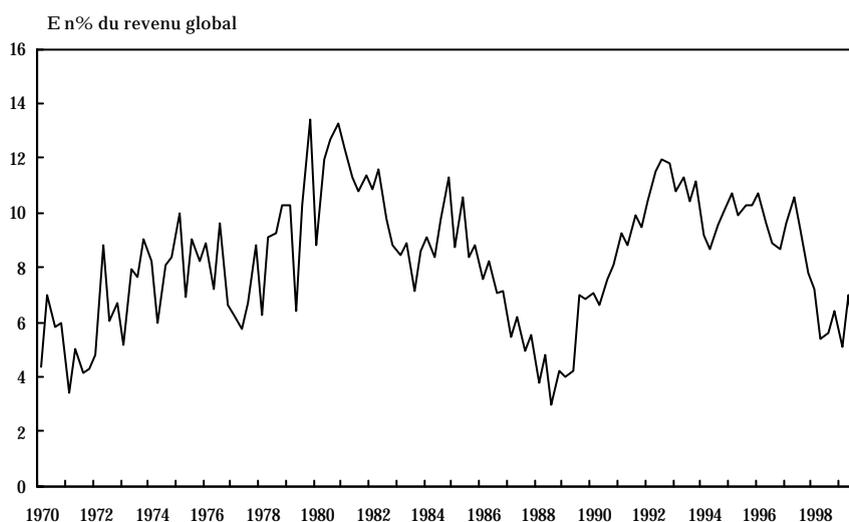
* Immobilier, équipements et logiciels détenus par les institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM), biens durables détenus par les ménages et les ISBLSM.

Sources : Bureau of Economic Analysis, NIPA ; Fed, Flow of Funds.

Au Royaume-Uni

La valeur moyenne du taux d'épargne des ménages au cours des trente dernières années a été de 8,3 % au Royaume-Uni. Mais le taux d'épargne a connu des fluctuations marquées. Quatre phases peuvent être distinguées : hausse durant la décennie 1970 (+ 8 points) jusqu'au niveau de 13 % du revenu disponible ; baisse au cours de la décennie suivante (atteignant 7,5 points entre le deuxième trimestre 1985 et le troisième trimestre de 1988) jusqu'au niveau de 3 % ; forte remontée au début des années 1990 (+ 7 points de 1989 à 1992) ramenant le taux d'épargne au-dessus de 10 % ; enfin amorce d'une baisse s'accéléralant nettement entre le troisième trimestre de 1997 et le deuxième trimestre de 1998 (graphique 5). Le dynamisme de la consommation des ménages a fortement atténué le ralentissement de l'économie britannique amorcé à l'automne 1998. Les dépenses de consommation ont ainsi progressé de 0,9 % en volume en rythme trimestriel entre le troisième trimestre 1998 et le troisième trimestre de 1999. Dans le même temps, la progression moyenne des revenus a été de 0,6 % en volume. Le taux d'épargne a donc baissé d'un peu plus d'un point, approchant 5 % en 1999.

5. Taux d'épargne des ménages au Royaume-Uni



Source : ONS.

Ce taux d'épargne est celui des comptes nationaux établis selon les principes du SEC95². Dans le SEC95, l'épargne et le revenu des ménages incluent un ajustement pour variation des droits des ménages sur les fonds de pension (tableau 2). En 1998, le taux d'épargne des ménages ainsi calculé était de 6,1 %. Mais il serait ramené à 3,8 % si l'on rapportait l'épargne disponible au revenu disponible (tous deux hors ajustement). Sur l'ensemble de la période étudiée, l'ajustement pour fonds de pension a représenté en moyenne 4 points de taux d'épargne, mais près de 6 points à la fin des années 1980 et moins de 3 dans la

2. Consommation, revenu et épargne des ménages dans les comptes nationaux britanniques

En milliards de livres, en 1998

Emplois		Ressources	
Dépenses de consommation finale	547,3	Revenu disponible	569
Épargne	35,7	Variation des droits des ménages sur les fonds de pension	14
Dont épargne disponible	21,7		
Taux d'épargne, SEC95 (35,7 / 583)	6,1%		
Taux d'épargne disponible (21,7/569)	3,8 %		

Source : ONS.

2. La mise en place du SEC95 s'est traduite par un taux d'épargne inférieur de 2 points à celui des comptes antérieurs, mais les fluctuations restent similaires. La baisse du taux d'épargne en 1988 apparaît néanmoins encore plus prononcée.

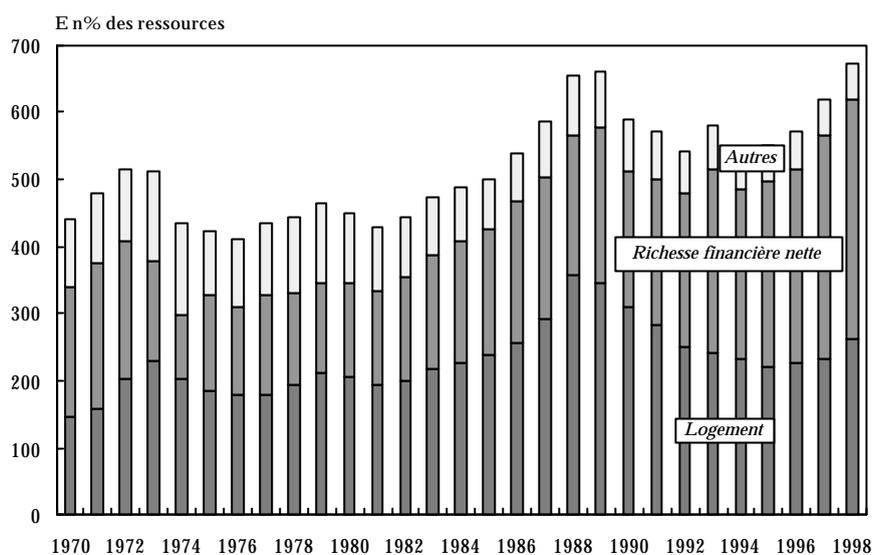
période récente. Nous avons retenu ici le concept de taux d'épargne tel qu'il est défini par l'*Office for National Statistics* (ONS) et le SEC95³.

La richesse nette des ménages représentait environ 4 fois leur revenu disponible annuel dans les années 1970. Cette richesse était composée principalement de logements, et dans une moindre mesure d'actifs financiers (nets des dettes) et d'autres actifs (terrains cultivés, locaux et équipements à usage commercial et industriel) (graphique 6). Dans les années 1980, la progression du patrimoine logement a porté l'encours de richesse nette à près de 7 fois le revenu annuel. A la suite du recul des prix de l'immobilier au tournant des années 1990 (graphique 7), le ratio du patrimoine logement au revenu a reculé tandis que la croissance de la richesse financière nette maintenait le ratio richesse sur revenu au-dessus de 5. Du fait de la remontée des prix de l'immobilier et des actifs boursiers (jusqu'à la crise russe de l'été 1998), la richesse nette des ménages a augmenté jusqu'à 6,7 fois le revenu disponible en 1998, comme à la fin des années 1980 ; elle devrait dépasser 7 fois le revenu disponible fin 1999.

En fin de période, les ratios de la richesse nette des ménages au revenu étaient de 6 aux États-Unis, un peu plus au Royaume-Uni. Le ratio de la richesse financière nette au revenu valait plus de 3 dans les deux pays, celui du patrimoine immobilier 2 au Royaume-Uni contre un peu plus de 1 aux États-Unis (sur l'ensemble de la période 1970-1998, le poids du logement a toujours été plus important au Royaume-Uni). En 1998, l'actif du patrimoine financier des ménages britanniques (2 100 milliards de livres) était composé de 16,5 % d'actions détenues directement (*shares and other equity*), 3,7 % de parts d'OPCVM, 54,3 % dans des fonds d'assurance-vie et de retraite, 26 % de monnaie et dépôts et autres actifs, contre, respectivement 14, 2, 46 et 38 en 1987. Depuis 1987, la part des fonds détenus auprès d'assurance-vie et de retraite et, dans une moindre mesure, celle des actions, ont régulièrement progressé au détriment des placements liquides. Les fluctuations du patrimoine immobilier ont conduit à une instabilité relative plus grande, par rapport aux États-Unis, de la richesse nette des ménages britanniques, notamment au moment de la crise de l'immobilier en 1988. Jusqu'en 1987, la richesse financière nette et les cours boursiers ont connu des évolutions similaires, le prix des actions accélérant nettement plus rapidement par la suite (graphique 7). Ceci suggère qu'une partie de l'accroissement de richesse des ménages a été consommée, et/ou consacrée au désendettement. D'où l'intérêt, comme pour les États-Unis, d'évaluer économétriquement cet effet richesse.

3. Nous avons également testé l'impact du seul revenu dans l'équation de consommation (cf. *infra*).

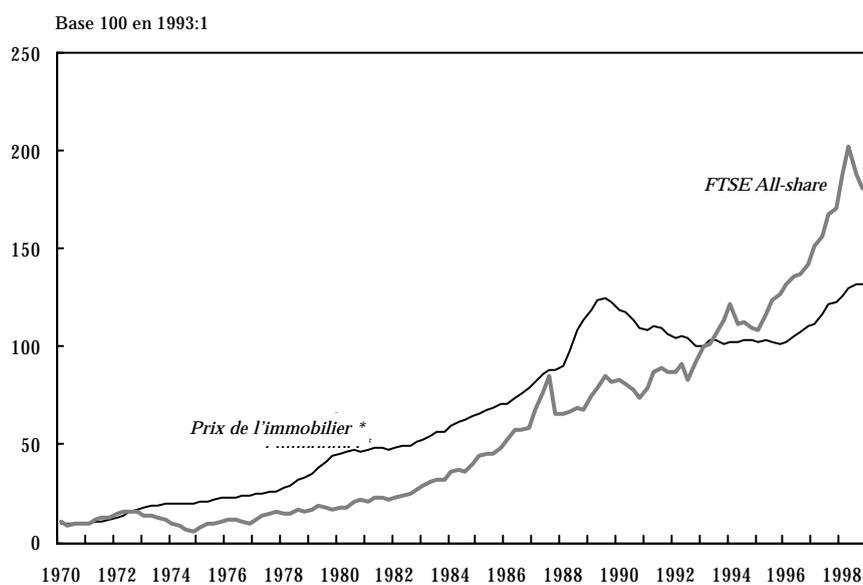
6. Patrimoine des ménages britanniques



* Terrains cultivés, locaux et équipements à usage commercial et industriel

Sources : ONS, Banque d'Angleterre.

7. Cours boursiers et prix de l'immobilier au Royaume-Uni



* Nationwide Anglia house price index of all properties.

Les déterminants de la consommation

Les travaux empiriques sur la fonction de consommation fondent leurs spécifications sur la théorie du revenu permanent (Friedman, 1957) ou du cycle de vie (Ando et Modigliani, 1963). Les ménages connaissent leur richesse initiale et anticipent leurs flux de revenus futurs. Ils déterminent leur consommation optimale en maximisant une fonction d'utilité sur toute leur vie sous leur contrainte intertemporelle de budget. Dans leur formalisation la plus simple, ces modèles établissent que la consommation dépend de la richesse initiale des individus et de la somme actualisée de leurs revenus futurs.

$$(1) \quad C_t = k(nY_t + W_{t-1})$$

avec C_t : consommation de la période,
 Y_t : revenu anticipé moyen pour les n années de vie futures
 W_{t-1} : richesse initiale

Le coefficient k dépend du taux d'intérêt réel et de l'âge de l'individu (donc, au niveau macroéconomique, de la structure par âge de la population).

Sous l'hypothèse que les anticipations des ménages sont rationnelles, la théorie du cycle de vie prédit que la consommation suit une marche au hasard avec dérive : la meilleure prévision de la consommation future est la valeur courante de la consommation (Hall, 1978). La consommation ne varie que si les ménages modifient leurs anticipations sur leurs revenus futurs. Un certain nombre d'études empiriques ont testé et rejeté ce modèle. Flavin (1981) a montré l'existence d'un excès de sensibilité de la consommation par rapport au revenu courant, alors que Deaton (1987) a trouvé un excès de lissage par rapport aux revenus futurs. Ces travaux montrent la nécessité de compléter la description du comportement de consommation issue de la théorie standard du cycle de vie. Si les ménages subissent des contraintes de liquidités ou d'endettement, ils ne peuvent consommer en fonction de leurs revenus futurs anticipés et leur consommation dépend essentiellement de leur revenu courant et des actifs qu'ils détiennent⁴.

Au niveau macroéconomique, l'équation (1) peut se réécrire :

$$(1bis) \quad C_t = Y_t + h(W_{t-1} - qY_t) = (1 - qh) Y_t + hW_{t-1}$$

où q est le ratio désiré entre la richesse et le revenu de sorte qu'il apparaît que les déterminants de la propension à consommer sont l'opposé des déterminants du ratio désiré richesse / revenu.

4. Charpin (1988) propose une approche numérique du modèle qui montre son peu de réalisme. Pour une présentation synthétique des débats autour de la théorie du revenu permanent, voir Villieu (1997).

De façon générale, le modèle estimé pour la consommation désirée est ⁵ :

$$(2) \log C_t^d = a + b \log(Y_t + cPVL_t + hW_{t-1}) + d\dot{P}_t + er_t + f(U_t - U_{t-1}) + g\dot{Y}_t + n_t$$

avec PVL : plus-values lissées

\dot{P}_t : inflation

i : taux d'intérêt nominal

$r_t = i_t - \dot{P}_t$: taux d'intérêt réel

$U_t - U_{t-1}$: variation du taux de chômage

\dot{Y}_t : taux de croissance du revenu

L'élasticité de long terme de la consommation par rapport au revenu, le coefficient b , doit être unitaire. Un coefficient différent de 1 indiquera une tendance, croissante ou décroissante, du taux d'épargne non expliquée par les autres déterminants de l'équation : ce sera donc un indice de mauvaise spécification. h est la propension à consommer le patrimoine, qui est normalement bien inférieure à la propension à consommer le revenu, puisque ce dernier se reproduit à chaque période. Le paramètre c s'interprète comme la propension à consommer les plus-values, qui doit être égale à 1 si les plus-values sont jugées permanentes (par exemple, celles qui sont la contrepartie de profits non distribués), à h si elles sont jugées ponctuelles (par suite d'une hausse exceptionnelle de la Bourse).

L'introduction de l'inflation représente un effet de reconstitution de richesse réelle : l'inflation dévalorise la valeur de l'encours de richesse financière détenue par les individus qui doivent donc contrebalancer cet effet par un surcroît d'épargne. L'impact doit donc être négatif. Cette variable fait double emploi avec le terme de plus-values. En principe, elle doit disparaître si l'équation incorpore explicitement les plus-values (sauf si les ménages réagissent plus fortement à la dévalorisation de leur patrimoine financier due à l'inflation qu'aux plus-values boursières).

Cadiou (1995) propose deux explications à l'introduction du taux de croissance du revenu. D'après la théorie du revenu permanent à anticipations adaptatives, le taux de croissance du revenu doit exercer un impact négatif sur l'épargne. En effet, une amélioration des anticipations des ménages concernant l'évolution future de leurs revenus doit se traduire par une hausse de leur consommation courante. Au contraire, si les ménages ciblent un niveau désiré du ratio patrimoine sur revenu, alors toute augmentation du pouvoir d'achat du revenu doit être accompagnée d'une augmentation de l'épargne pour reconstituer ce ratio. C'est généralement le deuxième effet qui ressort économétriquement.

L'influence du taux d'intérêt réel sur l'épargne est indéterminée puisqu'elle résulte de deux effets opposés : une hausse du taux d'intérêt

5. Ce modèle a été discuté et estimé dans le cas de la France par Sterdyniak (1987) et Cadiou (1995).

rend plus rentable d'épargner (effet substitution), en même temps qu'elle rend moins nécessaire de le faire pour s'assurer un revenu donné aux périodes suivantes (effet revenu). Toutefois, les deux effets jouent dans le même sens pour les ménages endettés ; de sorte que l'on anticipe plutôt un effet négatif sur la consommation.

L'impact des variations du taux de chômage reflète la constitution d'une épargne de précaution. Les ménages interprètent une hausse du taux de chômage comme une augmentation du degré d'incertitude sur leur revenu futur. Ils accroissent alors leur épargne pour constituer une réserve financière leur permettant de faire face à ce risque.

Enfin, l'inertie de la consommation amène à écrire que celle-ci ne s'ajuste que lentement à son niveau désiré.

La méthode économétrique utilisée

Les modèles estimés sont des modèles dits « à correction d'erreur ». La relation-cible, qui correspond dans le cas général à l'équation (2), contient à la fois des variables $I(1)$ et $I(0)$. L'introduction de variables $I(0)$ permet d'améliorer l'estimation de la relation de cointégration qui lie les variables $I(1)$.

Les tests de cointégration sont souvent effectués selon une méthode en deux étapes à la Engle et Granger (1987) qui est basée sur l'examen des résidus d'une équation statique de long terme. Cependant, cette approche pose deux problèmes. Si l'existence d'une relation de cointégration assure que les coefficients estimés sont « super-convergeants », ils sont distribués selon des lois non normales et toute inférence statistique à partir des tests usuels est impossible. Stock & Watson (1993) proposent, toutefois, une méthode paramétrique qui permet de corriger les statistiques des tests (Hamilton, 1994 ; pp. 608-610). Sur des échantillons de taille finie, la non-prise en compte de la dynamique de court terme peut entraîner des biais importants sur la valeur estimée des paramètres de long terme (Banerjee, Dolado, Galbraith et Hendry, 1993).

Banerjee et al. (1993) proposent d'estimer simultanément la relation de long terme et la dynamique de court terme grâce à la réécriture du modèle sous sa forme à correction d'erreur. Banerjee et al. (1995) utilisent alors ce résultat pour construire un nouveau test de cointégration. Toutefois, leurs résultats n'ont pas encore été généralisés à des modèles non linéaires.

Les variables de richesse retenues dans les travaux empiriques sont en règle générale, soit des encours de richesse (comme, par exemple, Ludvigson et Steindel, 1999) soit des indices boursiers, qui interviennent comme variable proxy de la richesse (par exemple, Boone et al. 1998).

Nous avons testé l'impact de ces deux types de variables, ainsi que le rôle des plus-values, qui sont disponibles dans le cas des États-Unis seulement.

Estimation du comportement de consommation aux États-Unis

A l'exception de la variation du taux de chômage et du taux de croissance du revenu, toutes les variables sont intégrées d'ordre un⁶. Par conséquent, l'existence d'une relation de long terme entre la consommation et ses déterminants nécessite que l'hypothèse de cointégration ne soit pas rejetée dans une spécification du type (2). La prise en compte de la dynamique du modèle amène à tester une équation à correction d'erreur sous la forme :

$$(3) \quad \mathbf{D} \log(C_t) = \sum_{i=1}^p \mathbf{j}_i \mathbf{D} \log(C_{t-i}) + \sum_{j=0}^{p'} \mathbf{b}_j \mathbf{D} \log(Y_{t-j}) + \sum_{k=0}^q \mathbf{a}_k \dot{P}_{t-k} + \sum_{l=0}^{q'} \mathbf{J}_l \mathbf{D} r_{t-l} + h(U_t - U_{t-1}) - \mathbf{I}(\log C_{t-1} - a \log Y_{t-1} - b \dot{P}_{t-1} - c r_{t-1} - a) + e_t$$

Le paramètre \mathbf{I} représente la part de l'écart entre la consommation et celle de long terme qui est comblée en un trimestre. Banerjee et al. (1995) proposent de vérifier la cointégration par le test :

$$H_0 : \mathbf{I} = 0 \text{ vs } H_1 : \mathbf{I} > 0.$$

Dans l'équation (3), la dynamique de court terme du modèle est laissée complètement libre. Dans une formulation plus contrainte, on suppose que la variation de la consommation est égale à la variation de la consommation désirée (variation de la cible), pondérée par le paramètre \mathbf{m} plus l'ajustement à la consommation désirée (ajustement à la cible), pondéré par γ , soit :

$$(4) \quad \log C_t - \log C_{t-1} = \mathbf{m}(\log C_t^d - \log C_{t-1}^d) + \mathbf{g}(\log C_{t-1}^d - \log C_{t-2}^d) + v_t$$

où C_t^d est la consommation désirée, définie par l'équation (2). Cette spécification n'est qu'une version particulière du modèle général (3)⁷. Dans la suite, la spécification (4) sera appelée la version contrainte du modèle à correction d'erreur.

Nous étudions d'abord une fonction de consommation sans effet richesse explicite ; puis nous verrons si l'introduction de la richesse permet de mieux rendre compte des évolutions récentes du taux d'épargne ; enfin, deux autres déterminants potentiels seront introduits : les plus-values et le solde public.

6. Les tests de racine unitaire sont reportés dans l'annexe II.

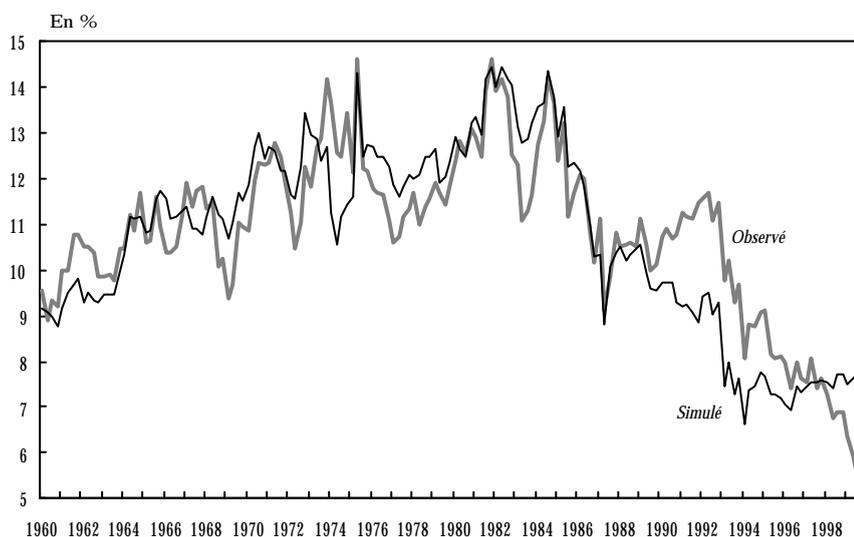
7. L'équation (4) se déduit du modèle à correction d'erreur en posant : $\mathbf{j}_m = \mathbf{b}_m = \mathbf{a}_m = \mathbf{u}_m = \mathbf{0}$ pour $m > 0$, sinon $\mathbf{j}_0 = \mathbf{0}$, $\mathbf{b}_0 = \mathbf{m}\mathbf{a}$, $\mathbf{a}_0 = \mathbf{m}\mathbf{b}$, $\mathbf{u}_0 = \mathbf{m}\mathbf{c}$ et enfin $\mathbf{g} = \mathbf{1}$.

Estimation du modèle sans effet richesse

Les données sont trimestrielles et portent sur la période allant du premier trimestre de 1960 au troisième trimestre de 1999⁸. Les résultats obtenus avec les deux modèles (MCE et MCE contraint) sont très proches (tableau 3). Ils expliquent respectivement 50,2 % et 48 % de la variance totale. A long terme, les variables ont le signe attendu. Ainsi, l'élasticité de long terme du revenu est unitaire conformément aux prédictions de la théorie du cycle de vie. L'inflation et le taux d'intérêt réel exercent un impact négatif sur la consommation. L'augmentation du chômage entraîne la constitution d'une épargne de précaution de la part des ménages. Cependant, cette équation est mal spécifiée puisque l'hypothèse de cointégration est rejetée même au seuil de 10 %. Ceci prouve que cette spécification oublie une (ou plusieurs) variables pertinentes.

L'équation de consommation simulée retrace, de manière relativement satisfaisante, les mouvements observés du taux d'épargne américain jusqu'à la fin des années 1980 (graphique 8). En revanche, la

8. Taux d'épargne américain* :
équation sans effet richesse



* Le taux d'épargne représenté ici n'est pas directement comparable à celui disponible dans les NIPA, dans la mesure où la variable de consommation utilisée dans son calcul représente seulement la consommation des ménages et non les dépenses de consommation (c'est-à-dire incluant les intérêts payés et les transferts nets versés au reste du monde). Le taux d'épargne des NIPA est d'environ 1 point inférieur au taux d'épargne représenté ici.

Sources : NIPA, estimations des auteurs.

8. L'annexe I donne une description plus détaillée des données ainsi que de leurs sources. Conformément à la pratique américaine, les données trimestrielles (revenu, consommation) sont annualisées.

simulation ne rend compte ni de la remontée du taux d'épargne qui a lieu entre 1989 et 1992, ni de sa forte baisse à partir de 1997. Sur la seconde moitié des années 1990, l'équation impliquerait une remontée du taux d'épargne, alors que ce dernier a continué à diminuer. Ainsi, le taux d'épargne au troisième trimestre de 1999 n'est que de 5,5 %, alors que, d'après l'équation, il devrait se situer aux alentours de 8 %. Cette déconnexion entre l'évolution du taux d'épargne et ses déterminants « traditionnels » pourrait s'expliquer par la non-prise en compte de la richesse. En effet, on constate une très nette rupture à partir de l'année 1995 du rapport richesse nette sur revenu (graphique 4). Après cette date, grâce à l'envolée des cours boursiers, la richesse nette des ménages a considérablement augmenté par rapport à leur revenu. Les plus-values boursières ont ainsi pu soutenir la consommation, en réduisant l'effort d'épargne nécessaire pour maintenir la richesse à son niveau désiré.

Selon les modèles de cycle de vie, la structure démographique serait un déterminant important de l'évolution du taux d'épargne. Pour évaluer cet effet, nous avons introduit dans l'équation le rapport entre la population âgée de 45 à 64 ans et celle de 20 à 64 ans. Cette variable devrait jouer positivement puisque ce sont les actifs âgés de 45 à 64 ans qui devraient épargner le plus pour préparer leur retraite. Elle n'est jamais apparue significative. Parker (1999) aboutit à la même conclusion en estimant des équations sur panel de ménages. Aussi, avons-nous testé l'influence des effets richesse.

**3. Équations de consommation aux États-Unis
sans effet richesse**

Variable expliquée : $\Delta \log C$	MCE	MCE contraint
Variables explicatives ⁽¹⁾		
<i>m</i>		0,269 (0,043)
<i>l / g</i>	0,134 (0,043)	0,185 (0,039)
<i>Constante</i>	-0,143 (0,091)	-0,187 (0,059)
<i>log Y</i>	1,016 (0,010)	1,019 (0,007)
\dot{P}	-0,008 (0,002)	-0,009 (0,011)
<i>r</i>	-0,005 (0,002)	-0,005 (0,009)
\dot{Y}	-0,0002 (0,004)	0,0004 (0,002)
ΔC_{-1}	-0,203 (0,077)	
$U - U_{-1}$	-0,008 (0,001)	-0,038 (0,009)
$\Delta \dot{P}_{-1}$	-0,002 (0,001)	
Δr_{-1}	-0,003 (0,001)	
$\Delta \log Y$	0,376 (0,054)	
$\Delta \log Y_{-1}$	0,134 (0,066)	
<i>Test</i>	3,073 ^(*)	
<i>DW</i> $H_0 : I = 0$	2,016	2,253
\bar{R}^2	0,502	0,480
<i>SEE</i>	0,0050	0,0051

(1) L'hypothèse de cointégration n'est pas acceptée au seuil de 10 % (-).
Valeurs critiques du test de cointégration pour $k=5$ et $T=500$ à 5 % et 10 % : - 4,39 et - 3,86
(source : Banerjee et al. 1995, tableau 4).

Prise en compte de la richesse

L'estimation du modèle à correction d'erreur conduit à des résultats surprenants dès qu'un effet richesse est introduit (tableau 4). En effet, d'après le modèle MCE contraint, le taux d'inflation, le taux d'intérêt réel et le taux de croissance du revenu ne sont pas significatifs à long terme, quel que soit l'indicateur de l'effet richesse retenu (encours de richesse financière nette ou indice boursier⁹). L'estimation du modèle non contraint conduit aux mêmes conclusions (modèle A)¹⁰. Dès que la richesse est introduite dans la spécification, la fonction de consommation à long terme est parfaitement décrite par un modèle simple de cycle de vie (modèle B). L'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 10 % entre la consommation, le revenu et la richesse financière nette ; au seuil de 5 % entre la consommation, le revenu, le taux de croissance du revenu et l'indice boursier.

On retrouve une élasticité revenu unitaire à long terme. D'après nos estimations, une augmentation de un dollar de la richesse des ménages entraînerait un accroissement de la consommation de 5,4 à 5,7 cents. Ces valeurs sont conformes aux modèles théoriques et aux résultats empiriques qui évaluent l'ordre de grandeur de la propension à consommer la richesse à environ 0,05¹¹. L'élasticité de long terme de la consommation à l'indice boursier serait de 0,044 : lorsque la Bourse augmente de 10 %, la consommation s'élève de 0,44 %¹².

L'ajustement de la consommation serait plutôt lent : entre 13 % et 19 % de l'écart au niveau de long terme est comblé en un trimestre. La variation du chômage, l'accélération de l'inflation et la hausse des taux d'intérêt ont chacune un impact négatif sur la consommation à court terme. Ainsi, un accroissement de 1 % de l'inflation ou des taux d'intérêt diminue la consommation d'environ 0,3 %. L'élasticité de court terme au revenu est comprise entre 0,33 et 0,41. L'introduction d'une variable de richesse améliore nettement l'estimation puisque la part de la variance expliquée est maintenant de l'ordre de 54 %. La prise en compte de la richesse des ménages permet de mieux rendre compte de l'évolution récente du taux d'épargne. La décroissance du taux d'épargne simulé à partir de 1995 est conforme à celle observée (graphique 9). La hausse du taux d'épargne au tout début des années 1990 est également mieux prise en compte. L'écart qui persiste vient vraisemblablement de l'éclatement de la bulle immobilière qui prévalait à la fin des années 1980, variable qui n'est pas prise en compte dans nos équations.

9. L'indice boursier est déflaté par les prix à la consommation. Il est intégré d'ordre un.

10. La seule différence concerne le taux de croissance du revenu qui est significatif à long terme avec l'indice boursier et non significatif avec l'encours de richesse initiale.

11. Nos résultats sont proches, par exemple, de ceux de Ludvigson et Steindel (1999) qui estiment une élasticité de la consommation à la richesse boursière comprise entre 0,03 et 0,04. En termes de propension marginale à consommer, nos résultats sont également cohérents avec la fourchette proposée par Starr-McCluer (1998), à savoir 3-7 cents.

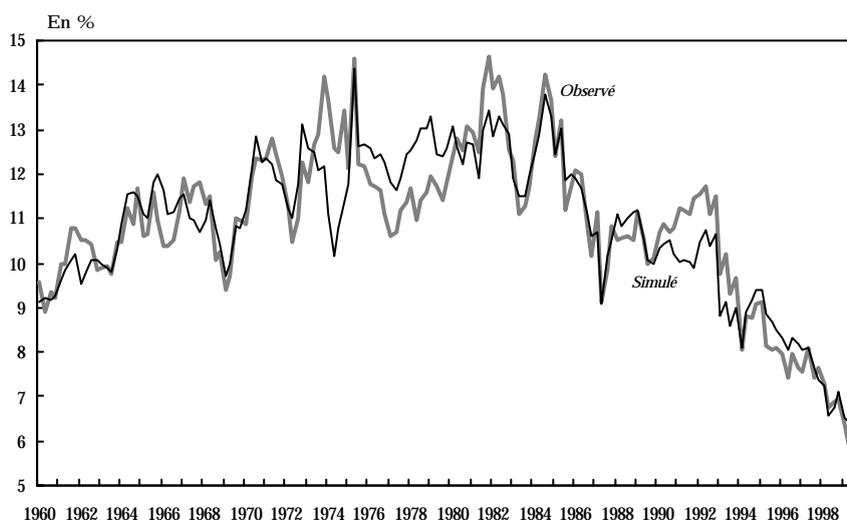
12. Boone et al. (1998), qui ont retenu cette spécification, trouvent une élasticité de 0,064.

4. Équations de consommation aux États-Unis avec effet richesse

Variable expliquée : $\Delta \log C$	Richesse			Indice boursier		
	MCE		MCE contraint	MCE		MCE contraint
	(A)	(B)		(A)	(B)	
<i>m</i>			0,315 *** (0,051)			0,294 *** (0,048)
<i>I / g</i>	0,155 (0,048)	0,133 *** (0,038)	0,178 *** (0,042)	0,192 *** (0,041)	0,178 *** (0,038)	0,157 *** (0,039)
<i>Constante</i>	-0,206 (0,085)	-0,256 *** (0,078)	-0,296 *** (0,068)		0,051 (0,061)	0,076 (0,077)
$\log(Y + hW_{-1})$	1,007 (0,010)	1,006 *** (0,008)	1,008 *** (0,007)	0,990 *** (0,014)	0,978 *** (0,007)	0,973 *** (0,010)
W_{-1}	0,035 (0,011)	0,054 *** (0,009)	0,057 *** (0,010)			
$\log(SP500)$				0,034 *** (0,013)	0,044 *** (0,006)	0,052 *** (0,009)
\dot{P}	-0,003 (0,002)		0,0006 (0,001)	-0,002 (0,002)		0,0006 (0,009)
<i>r</i>	-0,002 (0,002)		0,00005 (0,008)	-0,002 (0,002)		0,0007 (0,002)
\dot{Y}	-0,0003 (0,0004)		0,0003 (0,002)	-0,004 ** (0,002)	-0,004 ** (0,002)	0,0005 (0,002)
ΔC_{-1}	-0,238 (0,77)	-0,195 *** (0,074)				
ΔC_{-2}				0,172 ** (0,068)	0,166 ** (0,065)	
$U - U_{-1}$	-0,008 (0,002)	-0,008 *** (0,002)	-0,030 *** (0,008)	-0,007 *** (0,001)	-0,007 *** (0,001)	-0,032 *** (0,009)
$\Delta \dot{P}_{-1}$	-0,002 (0,001)	-0,003 *** (0,001)		-0,002 ** (0,002)	-0,002 ** (0,001)	
Δr_{-1}	-0,003 (0,001)	-0,003 *** (0,001)		-0,002 ** (0,001)	-0,002 *** (0,001)	
$\Delta \log Y$	0,413 (0,053)	0,407 *** (0,052)		0,344 *** (0,052)	0,334 *** (0,051)	
$\Delta \log Y_{-1}$	0,150 (0,066)	0,129 ** (0,061)				
$\Delta \log(\Delta r 500)$				0,031 *** (0,007)	0,031 *** (0,007)	
<i>Test</i>						
$H_0 : I = 0$	3,253 ⁽⁻⁾	3,473 ⁽⁺⁾		4,716 ⁽⁺⁺⁾	4,718 ⁽⁺⁺⁾	
<i>DW</i>	1,922	2,023	2,232	2,265	2,281	2,247
\bar{R}^2	0,547	0,535	0,471	0,535	0,539	0,478
<i>SEE</i>	0,0048	0,0048	0,0052	0,0048	0,0048	0,0051

(1) Le coefficient est significativement différent de 0 au seuil de 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*).
L'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % (++) , 10 % (+) , n'est pas acceptée (-).
Valeurs critiques du test de cointégration pour $k=3$ et $T=500$ à 5 % et 10 % : - 3,82 et - 3,45.
Valeurs critiques du test de cointégration pour $k=5$ et $T=500$ à 5 % et 10 % : - 4,39 et - 3,86
(source : Banerjee et al. 1995, tableau 4).

9. Taux d'épargne américain* :
équation avec effet richesse



* Le taux d'épargne représenté ici n'est pas directement comparable à celui disponible dans les NIPA, dans la mesure où la variable de consommation utilisée dans son calcul représente seulement la consommation des ménages et non les dépenses de consommation (c'est-à-dire incluant les intérêts payés et les transferts nets versés au reste du monde). Le taux d'épargne des NIPA est d'environ 1 point inférieur au taux d'épargne représenté ici.

Source: NIPA, estimations des auteurs.

Par manque de disponibilité des données, aucune estimation n'a été faite de la propension à consommer la richesse immobilière. Selon Greenspan (1999), cette propension serait de l'ordre de 0,05 et donc supérieure à celle de la seule richesse boursière (0,03). Dans le modèle FRB/US du Federal Reserve Board (Brayton et al., 1997), l'élasticité à long terme de la consommation à la richesse boursière est de 0,032, celle à la richesse des ménages hors actifs boursiers est de 0,144, soit 4 fois plus élevée. La différence s'expliquerait par la moindre volatilité du prix de l'immobilier : la hausse du prix du logement est jugée permanente par les propriétaires. De plus, la majeure partie de l'effet richesse associé à une progression de la Bourse se fait au profit des catégories de revenus les plus élevés, dont la propension marginale à consommer serait plus faible que celle des catégories de revenus moins élevés. En sens inverse, on peut douter qu'un ménage qui n'envisage pas de vendre son logement, modifie son comportement de consommation en cas de hausse du prix de celui-ci. Toutefois, dans les pays anglo-saxons, le logement peut servir de caution pour les prêts bancaires. La contrainte de liquidités est donc déplacée et permet au ménage de consommer plus. Une hausse du prix des logements est favorable aux propriétaires, mais elle force ceux qui envisagent d'acheter un logement à un effort d'épargne supplémentaire, de sorte que l'effet global peut être ambigu.

Plus-values et déficit public

Nous proposons deux extensions du modèle précédent. La première consiste à utiliser une définition plus « économique » du revenu en y intégrant les plus-values. La seconde teste l'impact des déficits publics sur la consommation.

Un revenu élargi par la prise en compte des plus-values

Le revenu disponible des ménages défini par la comptabilité nationale ne prend pas en compte les plus-values dont ceux-ci ont bénéficié. Dans notre précédent modèle, nous avons supposé que les plus-values influencent la consommation par l'effet richesse. Nous allons tester maintenant si leur influence n'est pas plus directe. La relation de long terme estimée correspond à l'équation (2).

La variable de plus-values est déflatée par les prix à la consommation et lissée ; elle est intégrée d'ordre un. L'hypothèse de cointégration dans une spécification de type (2) est acceptée au seuil de 5 % (tableau 5, modèle A). Les coefficients ont le signe attendu. Mais la variable de plus-values n'est pas significative. La variable de richesse reste significative, mais l'introduction des plus-values entraîne une diminution de près de moitié de son coefficient. Ceci s'explique par la forte colinéarité des deux variables.

Lorsque les seules plus-values sont introduites dans la régression, l'hypothèse de cointégration est toujours acceptée au seuil de 5 %, et la variable de plus-values est significative au seuil de 1 % (tableau 5, modèle B). La propension à consommer les plus-values est estimée à environ 0,14. Le signe et la significativité des autres variables ne sont pas altérés.

L'estimation du modèle MCE contraint aboutit aux mêmes conclusions que celles du modèle non contraint : les variables de plus-values et de richesse ne sont jamais conjointement significatives. Si elles sont introduites simultanément, seule la variable de plus-values est significative (tableau 5, modèle C). La propension à consommer les plus-values est alors évaluée à 0,17 (tableau 5, modèle D).

Les ménages américains ont-ils un comportement ricardien ?

Une explication alternative de la baisse du taux d'épargne serait que les ménages tiennent compte du solde public : la baisse récente de leur taux d'épargne s'expliquerait par le retour à l'équilibre des finances publiques. Cette explication s'appuie sur l'hypothèse de neutralité ricardienne. Selon Barro (1974), si les ménages sont rationnels et s'ils connaissent la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat, le déficit

**5. Équation de consommation aux États-Unis
avec plus-values et solde budgétaire**

Variable expliquée : $\Delta \log C$	Plus value				Solde budgétaire	
	MCE		MCE contraint		MCE	MCE contraint
Variables explicatives ⁽¹⁾	(A)	(B)	(C)	(D)		
<i>m</i>			0,325 *** (0,043)	0,299 *** (0,040)		0,343 *** (0,040)
<i>l / g</i>	0,241 *** (0,051)	0,206 *** (0,046)	0,253 *** (0,048)	0,227 *** (0,38)	0,311 *** (0,054)	0,310 *** (0,052)
Constante	-0,238 *** (0,065)	-0,137 ** (0,060)	-0,187 *** (0,063)	-0,141 *** (0,049)	-0,253 *** (0,042)	-0,252 *** (0,044)
$\log(Y + cPVL + hW_{-1})$	1,013 *** (0,006)	1,011 *** (0,007)	1,012 *** (-0,006)	1,011 *** (0,006)		
$\log(Y + cPVL + kSB)$					1,025 *** (0,005)	1,026 *** (0,006)
W_{-1}	0,025 ** (0,013)		0,012 (0,011)			
<i>PVL</i>	0,057 (0,056)	0,141 *** (0,042)	0,117 ** (0,053)	0,173 *** (0,042)	0,070 * (0,036)	0,075 * (0,040)
<i>SB</i>					0,422 *** (0,103)	0,400 ** (0,104)
\dot{P}	-0,003 ** (0,002)	-0,006 *** (0,001)	-0,005 *** (0,001)	-0,007 *** (0,001)	-0,006 *** (0,001)	-0,007 *** (0,001)
<i>r</i>	-0,002 ** (0,001)	-0,004 *** (0,001)	-0,003 *** (0,001)	-0,003 *** (0,001)	-0,003 *** (0,001)	-0,003 *** (0,001)
\dot{Y}	-0,0007 * (0,0004)	-0,003 * (0,002)	-0,001 (0,001)		-0,001 *** (0,0003)	-0,003 ** (0,001)
ΔC_{-2}	0,138 *** (0,069)	0,155 ** (0,069)			0,138 ** (0,067)	
$U - U_{-1}$	-0,006 *** (0,001)	0,005 *** (0,001)	-0,026 *** (0,006)	-0,027 *** (0,007)	-0,006 *** (0,001)	0,024 *** (0,005)
$\Delta \dot{P}_{-1}$	-0,002 ** (0,001)	-0,001 * (0,001)			-0,002 * (0,001)	
Δr_{-1}	-0,002 *** (0,001)	-0,002 ** (0,001)			-0,002 *** (0,001)	
$\Delta \log \dot{Y}$	0,398 *** (0,054)	0,369 *** (0,052)			0,418 *** (0,052)	
$\Delta \log \dot{Y}_{-1}$						
Test $H_0 : I = 0$	4,701 ⁽⁺⁺⁾	4,457 ⁽⁺⁺⁾			5,452 ⁽⁺⁺⁾	
DW	2,329	2,252	2,243	2,236	2,274	2,182
<i>SEE</i>	0,527	0,511	0,520	0,513	0,544	0,540
<i>SEE</i>	0,0048	0,0049	0,0049	0,0049	0,0048	0,0048

(1) Le coefficient est significativement différent de 0 au seuil de 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*).

L'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % (++) .

Valeurs critiques du test de cointégration pour $k=5$ et $T=500$ à 5 % et 10 % : - 4,39 et - 3,86

(source : Banerjee et al. 1995, tableau 4).

public est parfaitement équivalent à l'impôt¹³. A la suite d'une hausse des dépenses publiques, les ménages réduisent leur consommation de la même façon que celle-ci soit financée par une hausse d'impôt, qui réduit leur revenu, ou par une hausse du déficit public, car ils savent que demain ils devront payer des impôts supplémentaires pour rembourser la hausse induite de la dette publique. Ils accroissent tout de suite leur épargne pour tenir compte de la hausse future des prélèvements fiscaux. Cette relation entre consommation et déficit public peut cependant aussi s'expliquer par la causalité inverse : une baisse du taux d'épargne, provoquée par exemple par une hausse des cours boursiers, induit une forte croissance de l'activité, donc une amélioration du solde budgétaire.

Pour évaluer ce type de comportement, on introduit le solde budgétaire comme une des composantes du revenu des ménages (Nicoletti, 1988). Le test de l'hypothèse d'équivalence ricardienne se traduit par la spécification :

$$(5) \log C_t = a + b \log(Y_t + cPVL_t + kSB_t) + d\dot{P}_t + e\dot{r}_t + f(U_t - U_{t-1}) + g\dot{Y}_t + v_t$$

où SB est le solde budgétaire, intégré d'ordre 1 (annexe II).

La neutralité ricardienne implique que le coefficient du solde budgétaire soit le même que celui du revenu, soit $k=1$. Si ce coefficient est différent de un, il mesure la part des ménages américains qui ont un comportement de type ricardien.

L'hypothèse de cointégration dans une spécification de type (5) est acceptée au seuil de 5 % (tableau 5). L'impact du solde budgétaire sur la consommation est positif et statistiquement significatif au seuil de 5 %. Toutefois, dans les deux cas, l'hypothèse de neutralité ricardienne est rejetée. En effet, le coefficient k est différent de un. D'après cette estimation, 40 % des ménages américains auraient un comportement de type ricardien. La variable de plus-values est significative au seuil de 10 % : la propension à consommer les plus-values est évaluée à 0,07. Les conclusions concernant les autres déterminants de la consommation ne sont pas modifiées. L'inflation et le taux d'intérêt réel jouent négativement sur la consommation avec des semi-élasticités de respectivement - 0,006 et - 0,003. L'introduction du solde budgétaire conduit à un ajustement plus rapide de la consommation à sa cible de long terme. En effet, environ 31 % de l'écart est comblé en un trimestre. A court terme, l'accélération du chômage entraîne toujours la constitution d'une épargne de précaution ; seules les variables retardées d'une période ont un impact sur le taux de croissance de la consommation.

13. Ce résultat nécessite des marchés financiers parfaits, des impôts forfaitaires, une économie en équilibre walrasien et un horizon temporel des ménages identique à celui de l'Etat. Cette dernière hypothèse peut sembler irréaliste. Toutefois, Barro (1974) a démontré que le théorème de l'équivalence ricardienne était compatible avec des ménages à durée de vie finie, dès que ceux-ci tenaient compte de la situation de leurs enfants.

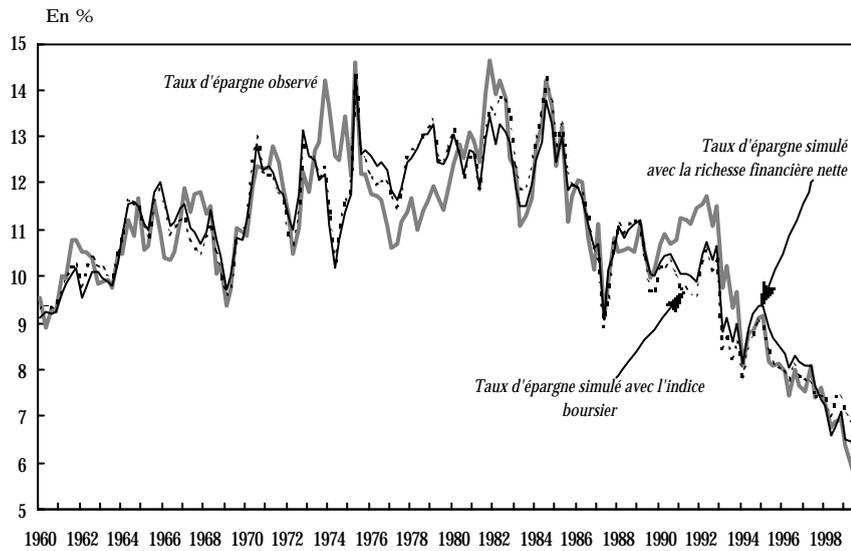
La comparaison des performances des différentes équations en terme de prévision dynamique du taux d'épargne montre que l'équation où l'effet richesse n'est introduit que par les plus-values reproduit moins bien la décroissance du taux d'épargne sur la période récente (graphiques 10). On constate en effet une remontée beaucoup plus importante que celle observée du taux d'épargne à la fin de 1998. Au contraire, si on introduit simultanément l'évolution des plus-values et du solde budgétaire, on décrit de manière plus précise l'évolution du taux d'épargne aussi bien sur le début des années 1990 que sur la seconde moitié. Mesurer l'effet richesse par l'encours de richesse financière nette ou par l'évolution des cours boursiers conduit à des résultats similaires, mais un peu moins bons que ceux du modèle précédent.

Les graphiques 11 présentent les contributions des différentes variables explicatives aux évolutions du taux d'épargne dans le cas où la richesse des ménages est mesurée par l'indice boursier¹⁴. La contribution du chômage aux variations de l'épargne est relativement faible : mises à part les périodes de chocs pétroliers, cette variable ne permet d'expliquer que des variations d'environ 0,5 point, au maximum, du taux d'épargne. Les contributions du taux d'intérêt réel long et du taux de croissance du revenu sont plus importantes puisqu'elles expliquent des variations d'environ 1 point. En ce qui concerne le taux d'intérêt, deux périodes distinctes émergent. Les années 1960-1980 se caractérisent par un effet négatif du taux d'intérêt sur l'épargne. Au contraire, depuis 1980 et la forte remontée des taux qui s'en est suivie, cette variable a eu tendance à pousser à la hausse le taux d'épargne. Les facteurs qui auraient le plus contribué aux évolutions de l'épargne sont l'inflation et l'indice boursier. Ainsi, la forte augmentation du taux d'inflation suite aux deux chocs pétroliers explique l'accroissement d'environ 2 points du taux d'épargne pendant cette période. La décélération du taux de croissance des prix à partir du début des années 1990 explique, en retour, une partie de la tendance à la baisse du taux d'épargne. Cependant, la forte baisse de l'épargne sur la période récente provient presque exclusivement de la hausse de la Bourse. La forte progression des cours boursiers, depuis le milieu de la décennie 1990, explique jusqu'à 4 points de baisse du taux d'épargne. D'après nos estimations, une chute des cours boursiers de 20 % entraînerait une baisse de la consommation d'environ 0,9 %.

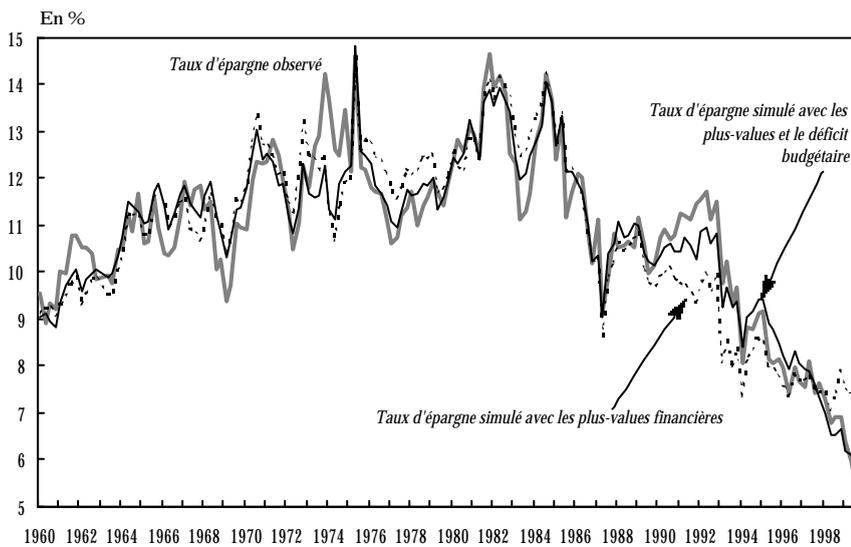
14. Les conclusions obtenues sont approximativement les mêmes quel que soit l'indicateur de richesse retenu. Pour construire les contributions des différentes variables, nous avons contraint à un la valeur de l'élasticité de revenu. Au vu de nos résultats précédents cette restriction semble pouvoir être acceptée. Cette hypothèse permet de linéariser l'équation estimée, puisque la variable expliquée n'est plus la consommation, mais la propension à consommer.

**10. Taux d'épargne américain* :
une comparaison des différentes équations**

a)

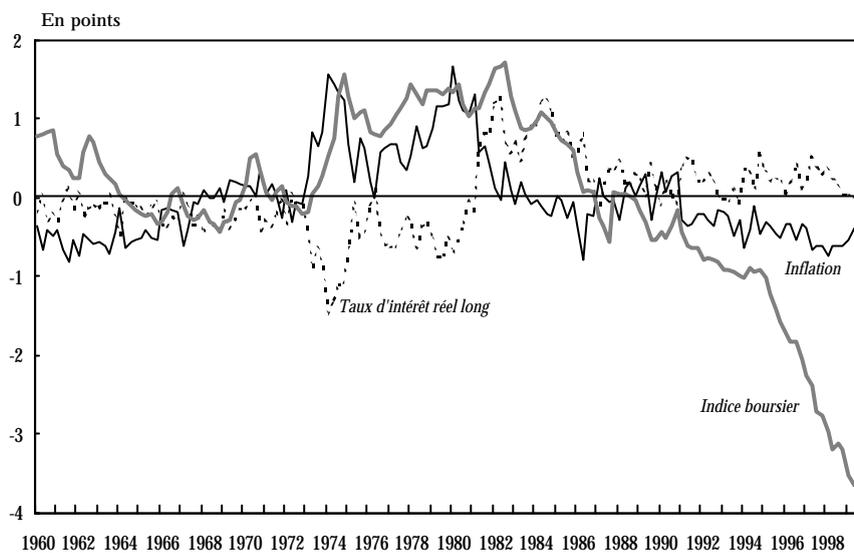
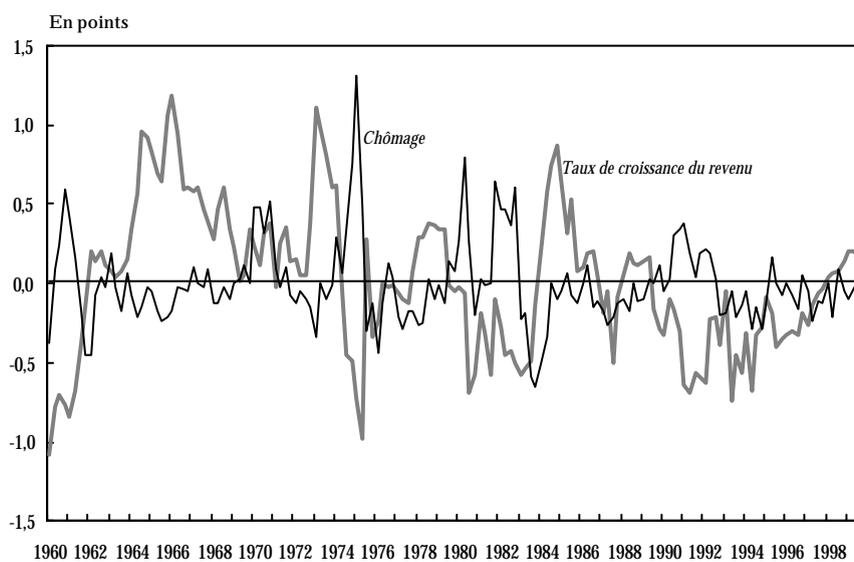


b)



* Le taux d'épargne représenté ici n'est pas directement comparable à celui disponible dans les NIPA, dans la mesure où la variable de consommation utilisée dans son calcul représente seulement la consommation des ménages et non les dépenses de consommation (c'est-à-dire incluant les intérêts payés et les transferts nets versés au reste du monde). Le taux d'épargne des NIPA est d'environ 1 point inférieur au taux d'épargne représenté ici.

Sources : NIPA, estimations des auteurs.

11. Contribution des variables explicatives aux évolutions du taux d'épargne américain**a)****b)**

Source : Estimations des auteurs.

Estimation du comportement de consommation au Royaume-Uni

La démarche est la même que celle retenue pour les États-Unis. La période d'estimation est cependant un peu plus courte : 1970:2-1998:4, du fait de la disponibilité des données. Contrairement au cas américain, on ne dispose pas d'évaluation des plus-values et la prise en compte de la richesse immobilière apparaît nécessaire. Les équations des modèles du Royaume-Uni intègrent généralement des effets richesse, en tenant compte de la richesse nette totale pour les modèles de la Banque d'Angleterre (1999) et du NIESR (1999), ou en distinguant richesses immobilière et financière, dans le modèle du Trésor (Chan et *al.*, 1995). Deux variables de richesse sont donc testées : les encours puis les prix des actifs détenus par les ménages — indice boursier et prix de l'immobilier¹⁵. Nous présentons d'abord les équations sans effet richesse, puis celles avec effet richesse. L'élasticité revenu apparaît inférieure à 1, ce qui nous conduit à ajouter une variable muette structurelle. Enfin, nous présentons une spécification où nous avons intégré les prix des actifs détenus par les ménages.

Estimation du modèle sans effet richesse

Avec la spécification MCE, l'existence d'une relation de cointégration est fortement mise en doute sur la période 1970-1998 (tableau 6). La statistique de Student du coefficient du terme à correction d'erreur n'est en effet que de 2,3 alors qu'elle devrait dépasser 4 pour être significative (selon Banerjee et *al.*, 1995). Si l'on réduit la période d'estimation aux années 1970-1991, la relation est bien une relation de cointégration et l'élasticité revenu est unitaire. L'erreur moyenne de l'estimation n'est cependant pas réduite (0,86 %) par rapport au cas précédent. Ces résultats décevants suggèrent qu'une variable pertinente a été omise, ce qui justifie l'introduction de variables de richesse.

Prise en compte de la richesse

La prise en compte des encours de richesses immobilière (Wh) et financière nette (Wf) améliore nettement l'équation : la significativité du paramètre I , qui mesure la force de rappel vers la cible de long terme, est accrue ; l'hypothèse de cointégration est acceptée ; l'erreur moyenne de l'estimation est plus faible (tableau 7, modèle A). L'ajustement de la consommation à sa cible est plus rapide que dans le cas américain : 40 %

15. Les définitions des variables sont présentées dans l'annexe I. Les tests de racine unitaire figurent dans l'annexe II.

de l'écart est comblé en un trimestre. Mais l'élasticité revenu est nettement inférieure à 1 sur les deux périodes d'estimation considérées, ce qui n'est pas conforme à la théorie. Elle est tout de même un peu plus élevée sur la période 1970-1991, où elle est voisine de 0,9. L'erreur de l'estimation est un peu plus faible sur la période 1970-1998, et les effets richesse sont significatifs au seuil de 1 %. La propension marginale à consommer la richesse immobilière serait de 0,08 (soit $0,768 \cdot 0,027 \cdot 4$), celle à consommer la richesse financière de 0,05. Une hausse de 1 point du taux d'intérêt provoque à terme une baisse de 0,3 % de la consommation ; une hausse de 1 point de l'inflation une baisse de 0,4 %.

**6. Équations de consommation au Royaume-Uni
sans effet richesse**

Variable expliquée : $\Delta \log C$	MCE	MCE
Période d'estimation	1970:2 -1998:4	1970:2 -1991:4
Variables explicatives ⁽¹⁾		
<i>I</i>	0,097 (0,042)	0,23 *** (0,058)
<i>Constante</i>	2,70 (1,089)	0,006 * (0,444)
$\log Y$	0,773 (0,089)	1,005 *** (0,04)
\dot{Y}	-0,009 (0,006)	-0,005 ** (0,003)
\dot{P}	-0,01 (0,006)	-0,01 *** (0,002)
<i>r</i>	-0,001 (0,004)	-0,007 *** (0,002)
<i>Id7923</i> ⁽²⁾	0,519 (0,252)	0,21 *** (0,07)
$\Delta \log Y$	0,136 (0,054)	0,184 *** (0,061)
$\Delta \dot{P}$	-0,004 (0,001)	-0,003 ** (0,001)
$U_{-1} - U_{-2}$	-0,098 (0,003)	-0,016 *** (0,004)
<i>Test</i> $H_0 : I = 0$	2,315 ⁽⁻⁾	4,0 ⁽⁺⁾
<i>DW</i>	2,07	2,02
\bar{R}^2	0,51	0,59
<i>SEE</i>	0,0084	0,0086

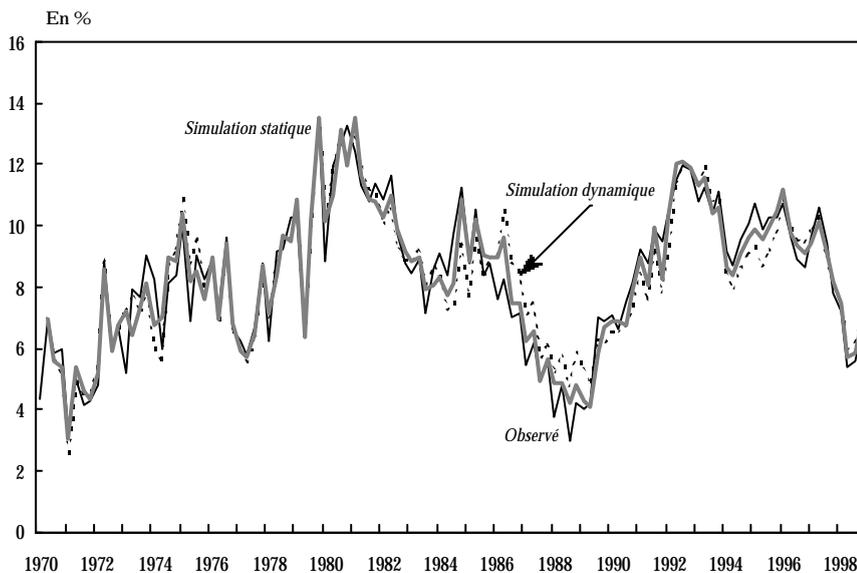
(1) Le coefficient est significativement différent de 0 au seuil de 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*). L'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % (++) , 10 % (+), n'est pas acceptée (-). Valeurs critiques du test de cointégration pour $k = 5$ et $T = 500$ à 5 % et 10 % : - 4,39 et - 3,86 (source : Banerjee et al. 1995, tableau 4).

(2) *Id7923* vaut 1 en 1979:2 ; - 0,3 en 1979:3 et 0 sur le reste de la période. Cette variable muette corrige l'évolution de la consommation lors de la hausse de la TVA de juillet 1979.

Nous avons introduit une variable muette à partir de 1992, pour tenter de capter des modifications structurelles des déterminants de la consommation (comme les réformes du système de retraite). Cette variable apparaît significative et améliore les résultats de l'équation, sans toutefois conduire à une élasticité unitaire au revenu (tableau 7, modèle B). L'ajout de la variable muette, négative et significative, ramène l'élasticité revenu autour de 0,86, les coefficients des autres variables n'étant pas modifiés. La propension à consommer chacun des deux types de richesse est de l'ordre de 0,05. L'erreur de l'équation est plus faible. La simulation dynamique de cette équation retrace correctement les fluctuations du taux d'épargne, sans toutefois prendre en compte la totalité de la baisse de 1985 à 1988 (graphique 12). Par contre, la baisse du taux d'épargne de la mi-1997 à la mi-1998 est bien retracée.

Selon une spécification de type MCE contraint, on obtient une élasticité de 0,91 pour le revenu, avec l'aide de la variable muette structurelle. L'équation obtenue (tableau 7, modèle C) a une erreur moyenne un peu plus élevée que le modèle B (0,82 % au lieu de 0,75 %). Les effets richesse sont du même ordre.

12. Taux d'épargne des ménages au Royaume-Uni : équation avec effet richesse



Sources : ONS, estimations des auteurs.

**7. Équations de consommation au Royaume-Uni
avec effet richesse**

Variable expliquée :	MCE	MCE	MCE	MCE
$\Delta \log C$				contraint
Période d'estimation	1970:2 - 1998:4	1970:2-1991:4	1970:2-1998:4	1970:2-1998:4
Variables explicatives ¹⁾				
	(A)	(A')	(B)	(C)
m				0,346 *** (0,066)
I / g	0,319 *** (0,067)	0,438 *** (0,081)	0,394 *** (0,069)	0,396 *** (0,073)
Constante	2,397 *** (0,270)	1,333 *** (0,48)	1,408 *** (0,321)	0,863 ** (0,344)
$\log(Y + aWf_{-1} + bWh_{-1})$	0,768 *** (0,025)	0,869 *** (0,045)	0,860 *** (0,030)	0,911 *** (0,033)
Wf_{-1}	0,017 *** (0,006)	0,010 ** (0,005)	0,0147 *** (0,004)	0,012 *** (0,003)
Wh_{-1}	0,027 *** (0,006)	0,014 ** (0,007)	0,0146 *** (0,004)	0,009 ** (0,004)
\dot{Y}	- 0,005 *** (0,002)	- 0,004 *** (0,001)	- 0,004 *** (0,001)	-
\dot{P}	- 0,004 ** (0,002)	- 0,005 *** (0,002)	- 0,004 *** (0,001)	- 0,005 *** (0,002)
r	- 0,003 ** (0,001)	- 0,004 *** (0,001)	- 0,004 *** (0,001)	- 0,005 *** (0,001)
$Id7923$ ⁽²⁾	0,159 *** (0,043)	0,111 *** (0,03)	0,127 *** (0,031)	0,050 *** (0,008)
$Id92$ ⁽³⁾	-	-	- 0,037 *** (0,012)	- 0,019 *** (0,005)
$\Delta \log Y$	0,261 *** (0,062)	0,258 *** (0,067)	0,258 *** (0,059)	-
$\Delta \dot{P}_t$	- 0,003 *** (0,001)	- 0,003 ** (0,001)	- 0,003 ** (0,001)	-
$U_{-1} - U_{-2}$	- 0,012 *** (0,003)	- 0,017 *** (0,004)	- 0,014 *** (0,003)	- 0,027 *** (0,002)
Test $H_0 : I = 0$	4,74 ⁽⁺⁺⁾	5,38 ⁽⁺⁺⁾	5,67 ⁽⁺⁺⁾	-
DW	1,84	1,77	1,77	1,97
\bar{R}^2	0,59	0,64	0,61	0,54
SEE	0,0077	0,0082	0,0075	0,0082

(1) Le coefficient est significativement différent de 0 au seuil de 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*).

L'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % (++) , 10 % (+) , n'est pas acceptée (-).

Valeurs critiques du test de cointégration pour $k = 5$ et $T = 500$ à 5 % et 10 % : - 4,39 et - 3,86

(source : Banerjee et al. 1995, tableau 4).

(2) $Id7923$ vaut 1 en 1979:2 ; - 0,3 en 1979:3 et 0 sur le reste de la période. Cette variable muette corrige l'évolution de la consommation lors de la hausse de la TVA de juillet 1979.

(3) $Id92$ vaut 1 à partir de 1992:1, 0 avant.

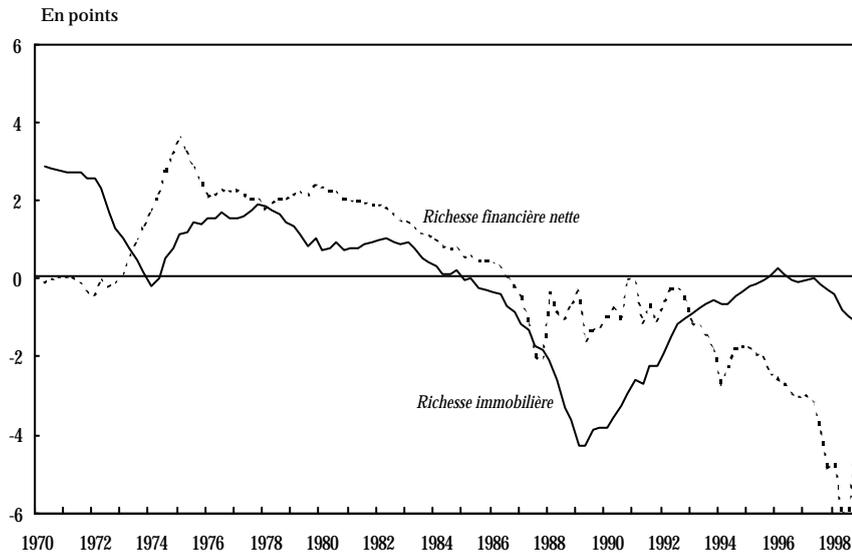
Globalement, les effets richesse apparaissent significatifs dans le comportement de consommation des ménages au Royaume-Uni. En termes annuels, ils seraient de l'ordre de 5 pence pour 1 livre de richesse supplémentaire, pour la richesse financière comme pour la richesse immobilière. La baisse du taux d'épargne de la mi-1997 à la mi-1998 serait bien expliquée, celle de la seconde moitié des années 1980 le serait moins. Ceci nécessiterait peut-être de mieux prendre en compte les effets de la libéralisation financière à cette époque. On peut penser que, comme en France (Cadiou, 1995), la hausse des facilités d'endettement des ménages s'est traduite, à court terme, par une baisse de leur taux d'épargne.

Les graphiques 13 présentent les contributions de chacune des variables retenues dans le modèle B à l'évolution de la consommation, ici représentées en points de taux d'épargne. La relation sous-jacente est écrite de façon linéaire sous la forme C/Y . Pour être équivalente à l'écriture du MCE, il faut que l'élasticité du revenu soit unitaire. Comme ce n'est pas le cas ici, on a écrit :

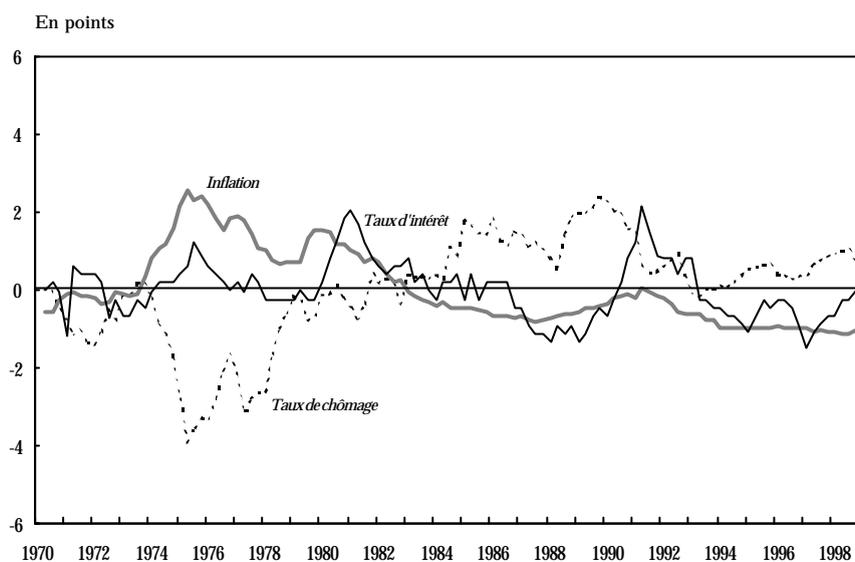
$$\log \frac{C}{Y} = a \frac{Wf_{-1}}{Y} + b \frac{Wh_{-1}}{Y} + c (U_{-1} - U_{-2}) + d \dot{P}_t + e \dot{Y}_t + f r_t + gid7923 + hid92 + ilogY$$

13. Contributions des variables explicatives aux évolutions du taux d'épargne britannique

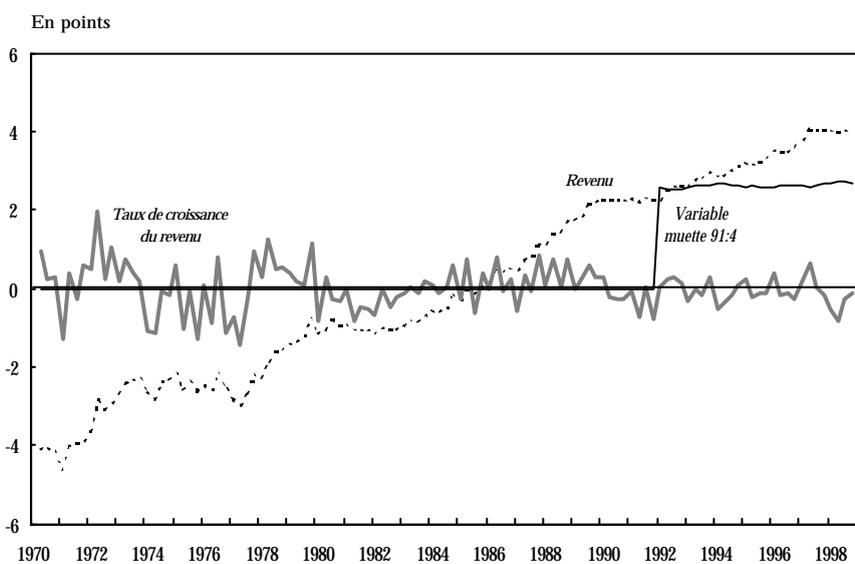
a)



b)



c)



Source : Estimations des auteurs.

Les contributions des variables de richesse au taux d'épargne ont été moins marquées (en dehors de la période du premier choc pétrolier où le prix des actifs boursiers avait chuté) dans les années 1970 que par la suite. Les fluctuations de la richesse immobilière résultant de la bulle immobilière de la fin des années 1980 et de son éclatement au tournant des années 1990 ont fortement influencé le taux d'épargne : d'abord à la baisse, puis à la hausse. La richesse financière nette aurait peu influencé le taux d'épargne dans les années 1980, l'impact transitoire à la hausse du krach d'octobre 1987 étant perceptible. Depuis 1992, l'évolution de la richesse financière nette aurait poussé à la baisse le taux d'épargne, compensant partiellement le mouvement résultant de la diminution de la richesse immobilière. La remontée des prix de l'immobilier à partir de 1996 et le repli de la Bourse consécutif à la crise russe de l'été 1998 inversent l'impact des effets richesse en fin de période.

La contribution de l'inflation a été particulièrement forte dans les années 1970, poussant le taux d'épargne à la hausse lors des deux chocs pétroliers. A partir du début des années 1980, la décélération de l'inflation a contribué à la baisse du taux d'épargne (l'épisode inflationniste au tournant des années 1980 /1990 précédant la dévaluation de la livre de septembre 1992 inverse cependant ce mouvement). La baisse des taux d'intérêt réels, largement permise par la montée de l'inflation, a joué à la baisse sur le taux d'épargne dans les années 1970, compensant les effets de l'évolution des prix. Le mouvement s'est inversé dans les années 1980, les taux d'intérêt réels contribuant alors à la hausse du taux d'épargne. Les variations du taux de chômage ont conduit à une épargne de précaution lors des points bas de l'activité : lors des chocs pétroliers et de la crise du début des années 1990. Inversement, la baisse du taux de chômage observée depuis la reprise de 1992 a eu un impact négatif sur le taux d'épargne. Les fluctuations du taux de croissance du revenu amortissent celles du taux d'épargne. La variable muette structurelle expliquerait une hausse de près de 3 points de taux d'épargne depuis 1992. Enfin la variable de revenu traduisant l'absence d'élasticité unitaire du revenu représente une tendance à la hausse du taux d'épargne.

Équation avec les prix des actifs

On substitue aux variables de richesse les indices de prix des actifs (notés *FT* pour l'indice boursier et *NW* pour celui de l'immobilier) et le modèle est spécifié sous forme logarithmique. L'élasticité revenu est de 0,81 (tableau 8). Une hausse de 1 % de la Bourse accroît de 0,06 % la consommation, une hausse de 1 % des prix de l'immobilier de 0,13 %. L'impact sur la consommation d'une variation des plus-values immobilières serait donc deux fois plus élevé que celui résultant des variations des plus-values boursières. Toutefois, l'inflation et le taux d'intérêt réel

ne jouent plus dans la consommation cible (comme aux États-Unis). Le taux de croissance du revenu, les variations de l'inflation (à court terme) et du taux de chômage restent significatifs. L'effet de court terme du revenu est plus faible que dans le modèle B (tableau 7), les autres coefficients sont proches. L'erreur moyenne de l'estimation est identique (0,75 %). La simulation dynamique est moins proche du taux d'épargne observé lors de la baisse de 1985-1988, mais est un peu meilleure en fin de période. Cette équation ne permet pas de trouver une élasticité revenu unitaire.

Au total, les résultats sont moins robustes que pour les États-Unis, particulièrement du fait d'une élasticité de la consommation au revenu inférieure à l'unité. Les nouveaux concepts de la comptabilité nationale pourraient expliquer une partie de cet effet. Les seules estimations reposant sur les données de la nouvelle comptabilité nationale publiées au moment de la rédaction de cet article sont celles de la Banque d'Angleterre (1999), qui présentent une estimation de l'équation de consommation sur la période 1975:1-1992:1. Aucune estimation portant sur la période récente ne présente une élasticité revenu unitaire. Nous sommes donc réduits à la constatation que le taux d'épargne britannique présente une tendance croissante.

Une piste à explorer serait celle de modifications structurelles, notamment en matière de système de retraites. Les réformes successives du système de retraites ont en effet, depuis la fin des années 1970, conduit à réduire la part des retraites publiques financées par répartition pour favoriser le développement des fonds de pension sur une base collective ou individuelle. Ceci pourrait se traduire comptablement par une hausse du patrimoine désiré par les ménages. Cet effet n'a pas pu être testé faute de données disponibles au moment de cette étude. Cependant, la stabilité de la part des actifs détenus par les ménages en fonds de pension et assurance-vie, dans la richesse financière nette, au cours des dix dernières années, ne nous donne pas *a priori* d'indice dans ce sens. Nous avons testé diverses spécifications, notamment différents concepts de revenu — revenu hors variations des droits des ménages sur les fonds de pension, distinction des revenus salariaux et non salariaux (les revenus de la propriété étant déjà intégrés dans les variables de richesse) — qui ne permettent pas de résoudre l'énigme de la faiblesse de l'élasticité revenu.

**8. Équation de consommation au Royaume-Uni
avec prix des actifs**

Variable expliquée : $\Delta \log C$	MCE
Période d'estimation	1970:2-1998:4
Variables explicatives ⁽¹⁾	
<i>m</i>	
<i>l / g</i>	0,248 *** (0,048)
Constante	2,165 *** (0,323)
$\log Y$	0,810 *** (0,027)
$\log FT$	0,060 *** (0,011)
$\log NW$	0,133 *** (0,027)
\dot{Y}	- 0,012 *** (0,002)
<i>Id7923</i>	0,196 *** (0,051)
<i>Id92</i>	-
$\Delta \log Y$	0,158 *** (0,048)
$\Delta \log NW$	
$\Delta \dot{P}$	- 0,02 ** (0,001)
$U_{-1} - U_{-2}$	- 0,011 *** (0,003)
Test $H_0: I = 0$	5,16 ⁽⁺⁺⁾
<i>DW</i>	1,96
\bar{R}^2	0,61
<i>SEE</i>	0,00746

(1) Le coefficient est significativement différent de 0 au seuil de 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*).
L'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % (++) , 10 % (+) , n'est pas acceptée (-).
Valeurs critiques du test de cointégration pour $k = 5$ et $T = 500$ à 5 % et 10 % : - 4,39 et - 3,86
(source : Banerjee et al. 1995, tableau 4).

(2) *Id7923* vaut 1 en 1979:2 , - 0,3 en 1979:3 et 0 sur le reste de la période.

(3) *Id92* vaut 1 à partir de 1992:1, 0 avant.

Références bibliographiques

- ANDO A.K. et F. MODIGLIANI, 1963 : « The 'life-cycle' hypothesis of saving : aggregate implications and tests », *American Economic Review* 53, pp. 55-84.
- ARTUS P., F. LEGROS et J.-P. NICOLAI, 1990 : « Cycle de vie et consommation : quelques tests empiriques », *Revue d'Economie Politique*, n° 4, pp. 495-511, juillet-août.
- AUERBACH A.J., 1985 : « Saving in the US : some conceptual issues », in HENDERSHOTT P.H., (ed), *The Level and Composition of Household Saving*, Cambridge, Massachussets.
- BANK OF ENGLAND, 1999 : *Economic Models at the Bank of England*.
- BANERJEE A., J. DOLADO, J. GALBRAITH et D. HENDRY, 1993 : *Cointegration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press.
- BANERJEE A., J. DOLADO et R. MESTRE, 1995 : « On the power of cointegration tests dimension invariance vs common factors », *Discussion Paper* n° 922, Institute for Economic Research, Queen's University, Canada.
- BARRO R.J., 1974 : « Are government bonds net wealth? », *Journal of Political Economy*, 82, pp. 1095-1117.
- BAUDCHON H. et V. CHAUVIN, 1999 : « Les cigales épargnent-elles ? Une comparaison des taux d'épargne français et américain », *Revue de l'OFCE* n° 68, pp. 127-164, janvier.
- BOONE L., C. GIORNO et P. RICHARDSON, 1998 : « Stock market fluctuations and consumption behaviour : some recent evidence », *Economics Department Working Paper*, OCDE, n° 208, décembre.
- BRAYTON F., E. MAUSKOPF, D. REIFSCHNEIDER, P. TINSLEY et J. WILLIAMS, 1997 : « The role of expectations in the FRB/US macroeconomic model », *Federal Reserve Bulletin*, pp. 227-245, avril.
- CADIOU L., 1995 : « Le mystère de la consommation perdue », *Revue de l'OFCE* n° 53, pp. 147-164, avril.
- CAMPBELL J.Y., 1996 : « Consumption and the stock market : interpreting international experience », *NBER Working Paper* n° 5610, juin.
- CHAN A., D. SAVAGE et R. WHITTAKER, 1995 : « The new Treasury model », *GES Working Paper* n° 128.
- CHARPIN F., 1988 : « Le modèle du cycle de vie, une approche numérique », *Revue de l'OFCE* n° 25, pp. 173-198, octobre.

- DEATON A.S., 1987 : « Life-cycle models of consumption : is the evidence consistent with the theory ? », in BEWLEY (eds) : *Advances in econometrics, Fifth World Congress*, vol 2, University of Chicago Press.
- ENGLE R.F. et C.W.J. GRANGER, 1987 : « Co-integrating and error correction : representation, estimation and testing », *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- FLAVIN M.A., 1981 : « The adjustment of consumption to changing expectations about future income », *Journal of Political Economy*, vol 89, pp. 974-1009.
- FRIEDMANN M., 1957 : *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press et NBER, Princeton.
- GALE W.G. et J. SABELHAUS, 1999 : « Perspectives on the household saving rate », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1.
- GLASSMAN J.K. et K.A. HASSET, 1999 : « Dow 36 000 : the new strategy for profiting from the coming rise in the stock market », *New York Times Books*.
- GREENSPAN A., 1999 : *Remarks before a conference sponsored by America's Community Bankers on Mortgage Markets and Economic Activity*, 2 novembre.
- HALL R.E., 1988 : « Intertemporal substitution in consumption », *Journal of Political Economy*, vol 96, 2, pp. 339-357.
- HAMILTON J., 1994 : *Times Series Analysis*, Princeton University Press.
- INDER B., 1993 : « Estimating long-run relationships in economics : a comparison of different approaches », *Journal of Econometrics*, vol 57, pp. 53-68.
- KENNICKELL A.B., M. STARR-MCCLUER et B.J. SURETTE, 2000 : « Recent changes in US family finances : results from the 1998 Survey of Consumer Finances », *Federal Reserve Bulletin*, vol 86, n° 1, pp. 1-29, janvier.
- LUDVIGSON S. et C. STEINDEL, 1999 : « How important is the stock market effect on consumption ? », *FRBNY Economic Review* pp. 29-51, juillet.
- MACKINNON J.G., 1991 : « Critical values for co-integration tests », in R.F. ENGLE et C.W.J GRANGER (eds), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, pp. 267-276.
- NG S et P. PERRON, 1995 : « Unit roots tests in ARMA models with data dependent methods for the selection of the truncation lag », *Journal of American Statistical Association*, vol 90, pp. 268-281.

-
- NICOLETTI G., 1988 : « Une analyse internationale de la consommation privée, de l'inflation et de l'hypothèse de la neutralité de la dette », *Revue économique de l'OCDE* n° 11, pp. 49-98.
- NIESR, 1999 : « Domestic model manual », *mimeo*.
- PARKER J.A., 1999 : « Spendthrift in America ? On two decades of decline in the U.S. saving rate », *NBER Working Paper* n° 7238, juillet.
- STARR-MCCLUER M., 1998 : « Stock market wealth and consumer spending », *Finance and Economics Discussion Series*, n° 1998-20, Federal Reserve Board of Governors, avril.
- STERDYNIAK H., 1987 : « Le choix des ménages entre consommation et épargne en France de 1966 à 1986 », *Revue de l'OFCE* n° 21, pp. 191-210, octobre.
- VILLIEU P., 1997 : *Macroéconomie : consommation et épargne*, La Découverte, Coll. « Repères ».

ANNEXE I

Liste et sources des variables

A1.1. États-Unis			
Variables d'origine	Sources	Modifications effectuées	Symbole
Conso. des ménages Données trimestrielles CVS annualisées, mrds \$ 1996 chaînés	BEA ⁽¹⁾ tableau 1.2 ligne 2 du SCB		C
Déflateur de la consommation privée, CVS	BEA, tableau 7.1 ligne 8 du SCB		P
Taux de croissance de Y déflateur, en %		Rythme annualisé	P
Revenu disponible des ménages Données trimestrielles CVS annualisées, mrds \$	BEA, tableau 2.1 ligne 25 du SCB	Déflaté par P	Y
Taux de croissance de Y		Rythme annualisé, lissé ⁽²⁾	Y
Taux d'intérêt à 10 ans sur les obligations d'Etat américaines, en %		Taux d'intérêt nominal - inflation (P)	r
Taux de chômage en % de la population active, CVS	Bureau of Labor Statistics, Department of Labor		U
Richesse financière nette mrds \$, encours en fin de période	Federal Reserve Board, <i>Flow of Funds Accounts</i> , tableau L100	Actif financier - passif, déflaté par P	W
Plus-values financières, mrds \$	Federal Reserve Board, <i>Flow of Funds Accounts</i> , tableaux F100 et L100	Variation d'encours nets - flux nets, déflaté par P, lissé ⁽³⁾	PVL
Indice boursier 1941-43 = 10	S&P's 500	Déflaté par P	SP500
Solde budgétaire Données trimestrielles CVS annualisées, mrds \$	BEA, tableau 3.1 ligne 21 du SCB	Déflaté par P	SB

(1) Bureau of Economic Analysis, Department of Commerce : Survey of Current Business (SCB), décembre 1999.

(2) Lissage de la forme $\dot{Y}_1 = 0,8 * p_{1-1} + 0,2 * p$ avec p : taux de croissance annualisé du revenu.

(3) Lissage de la forme $PVL_1 = 0,7 * PVL_{1-1} + 0,3 * PVL$ avec PVL : niveau des plus-values déflatées.

AI.2. Royaume-Uni

Variables d'origine	Sources	Mnémoniques ONS sauf ⁽⁵⁾	Modifications effectuées	Symbole
Dépenses de consommation des ménages millions de £, aux prix 1995, CVS	ONS ⁽¹⁾	ABJR+HAYO		C
Déflateur implicite des dépenses de consommation, CVS, 1995 = 1	ONS ⁽¹⁾	(ABJQ+HAYE)/ (ABJR+HAYO)		P
Taux de croissance du déflateur, en %			Rythme annualisé, lissé ⁽³⁾	P
Ressources disponibles, millions de £, CVS	ONS ⁽¹⁾	RPQK	déflaté par P	Y
Taux de croissance de Y, en %			Rythme annualisé, lissé ⁽⁴⁾	Y
Richesse financière nette, millions de £, encours en fin de période	ONS, Banque d'Angleterre ⁽²⁾	NZEA	Trimestrialisée de 1970 à 1986, déflatée par P	Wf
Patrimoine en logement millions de £, encours en fin de période	ONS ⁽²⁾	CGRI	Trimestrialisé, déflaté par P	Wh
Taux de chômage (claimant count), en %, CVS	ONS	BCJE		U
Taux de court terme (taux de base bancaire), en %	ONS, Banque d'Angleterre	AMIH	Taux d'intérêt nominal – inflation lissée (P)	r
Indice boursier : FTSE All-share, 10 avril 1962 = 100	Banque d'Angleterre	AJMA	Déflaté par P	FT
Indice des prix de l'immobilier : Nationwide Anglia house price index of all properties, 1993:1 = 100		UKNWALLP ⁽⁵⁾	Deflaté par P	NW

(1) Office for National Statistics (ONS) : *UK Economic Accounts 1999, The third quarter 1999*.

(2) Les évaluations annuelles de patrimoine nous ont été aimablement transmises par P. West et A. Cliftons-Fearnside, de l'ONS, suite à la publication de leur article : « Improving the Non-Financial Balance Sheets and Capital Stocks Estimates », *Economic Trends*, novembre 1999, pp. 53-67. Les données portent sur des encours en livres, en fin d'année. Nous avons trimestrialisé la série de patrimoine logement sur l'ensemble de la période d'estimation, ainsi que la richesse financière nette avant 1987, cette série étant disponible sur périodicité trimestrielle à partir de cette date.

(3) Lissage de la forme :

$P_{1..1} = 0,8 * p_{1..1} + 0,2 * p$ avec p : taux de croissance annualisé du déflateur p , en %

(4) Le lissage du taux de croissance du revenu est identique à celui de l'inflation.

(5) Mnémonique Datastream.

ANNEXE II

Tests de racines unitaires

Nous avons utilisé le test de racine unitaire ADF de Dickey-Fuller qui consiste à estimer le modèle :

$$DX_t = \mu + \beta t + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i DX_{t-i} + u_t$$

Le test de l'hypothèse nulle de racine unitaire revient à tester l'hypothèse suivante : $H_0 : \alpha = 0$ vs $H_1 : \alpha < 0$. Le nombre de décalages optimal (p) a été estimé par le critère du $pmax$. Cette méthode consiste à choisir une valeur $pmax$ arbitraire et à tester la significativité du dernier retard. Si ce décalage est significatif, alors on peut tester directement l'hypothèse nulle de racine unité. Sinon on réduit de un le nombre de décalages et l'on réitère la procédure. Ng et Perron (1995) ont montré par des simulations de Monte-Carlo que la puissance du test ADF était supérieure si p était choisi par cette méthode. Nous avons choisi $pmax=4$ comme valeur d'amorçage. Les valeurs critiques ont été calculées avec la table de MacKinnon (1991) qui tient compte de la taille de l'échantillon.

Les tableaux AII.1. et AII.2. montrent, respectivement pour les États-Unis et le Royaume-Uni, que toutes les séries sont intégrées d'ordre un, excepté la variation du taux de chômage et le taux de croissance du revenu.

AII.1. Tests de racine unitaire (ADF) sur les séries des États-Unis

Variable	Spécification	Retards	Statistique *
Consommation	Niveau	3	- 3,07
	Différence première	2	- 4,81 **
Revenu	Niveau	1	- 1,69
	Différence première	0	- 12,31 **
Richesse	Niveau	0	- 2,60
	Différence première	0	- 11,11 **
Plus-Values (lissées)	Niveau	4	- 0,64
	Différence première	3	- 8,40 **
Taux d'intérêt réel à long terme	Niveau	3	- 3,09
	Différence première	2	- 7,01 **
Inflation	Niveau	3	- 2,07
	Différence première	1	- 12,91 **
Taux de chômage	Niveau	1	- 2,84
	Différence première	3	- 5,99 **
SP500	Niveau	3	0,23
	Différence première	2	- 6,57 **
Taux de croissance du revenu (lissé)	Niveau	0	- 3,98 **
Solde budgétaire	Niveau	2	0,06
	Différence première	1	- 5,39 **

* Valeur critique à 5 % : - 3,40 (Source : MacKinnon, 1991).

** L'hypothèse de racine unitaire est rejetée au seuil de 5 %.

AII.2. Tests de racine unitaire (ADF) sur les séries du Royaume-Uni

Variable	Spécification	Retards	Statistique *
Consommation	Niveau	3	- 0,05
	Différence première	4	- 4,40 **
Revenu	Niveau	1	- 2,11
	Différence première	0	- 14,18 **
Richesse financière nette	Niveau	2	2,77
	Différence première	0	- 11,54 **
Richesse immobilière	Niveau	4	- 0,86
	Différence première	3	- 3,15 **
Indice boursier	Niveau	3	- 0,99
	Différence première	2	- 5,31 **
Indice des prix de l'immobilier	Niveau	3	- 2,37
	Différence première	4	- 4,59 **
Taux d'inflation, lissé	Niveau	4	- 1,87
	Différence première	0	- 7,58 **
Taux d'intérêt réel court terme, lissé	Niveau	1	- 2,00
	Différence première	4	- 5,87 **
Taux de chômage	Niveau	3	- 2,08
	Différence première	2	- 3,52 **
Taux de croissance du revenu, lissé	Niveau	0	- 5,15 **

* Valeur critique, sans terme temporel, à 5 % : - 2,86 (Source : MacKinnon, 1991).

** L'hypothèse de racine unitaire est rejetée au seuil de 5 %.