

LA BOURSE, LE MARCHÉ DE L'IMMOBILIER ET LE COMPORTEMENT DES CONSOMMATEURS

Laurence Boone et Nathalie Girouard

TABLE DES MATIÈRES

Introduction	198
Évolution récente des patrimoines financier et immobilier	199
Mécanismes par lesquels les patrimoines financier et immobilier influent sur la consommation	205
Effets de richesse : les problèmes liés aux spécifications et aux estimations	206
Résultats et interprétation : l'importance des effets de richesse financière et immobilière.....	208
Le comportement des consommateurs a-t-il récemment évolué ?	216
Synthèse.....	218
Bibliographie	223

Les auteurs, qui appartiennent toutes deux au Département des affaires économiques, tiennent à remercier Sveinbjörn Blóndal, Jørgen Elmeskov et Peter Hoeller pour leurs commentaires et l'aide qu'ils leur ont apportée dans le cadre de ce projet. Leurs remerciements s'adressent également à Isabelle Wanner, pour son assistance précieuse lors de leurs recherches, et à Nathalie Macle, pour sa contribution aux tâches de secrétariat. Les opinions exprimées dans ce document sont celles de ses auteurs et elles n'engagent ni l'OCDE ni ses pays membres. Les auteurs sont seuls responsables des erreurs éventuelles.

INTRODUCTION

On s'accorde de plus en plus à penser que les marchés d'actifs peuvent avoir des effets considérables sur la consommation des ménages et la demande globale. Le dynamisme des marchés d'actions a souvent été mis au crédit d'une forte croissance de la demande dans la deuxième partie des années 90 et le fléchissement ultérieur de l'activité économique est imputé pour une part à l'effondrement des marchés boursiers depuis l'an 2000. Parallèlement, en raison de la déréglementation des marchés financiers menée ces 20 dernières années, les conditions prévalant sur le marché de l'immobilier résidentiel déterminent peut-être davantage la demande globale. De fait, on estime souvent que la hausse des prix de l'immobilier dans les années 90 a amplifié l'euphorie boursière et que la vigueur persistante des marchés immobiliers, ces deux dernières années, peut avoir compensé quelque peu l'effondrement des marchés d'actions. Ce qui importe pour définir l'action des pouvoirs publics, c'est d'établir l'existence et l'ampleur de ces effets.

Ce document analyse l'influence des patrimoines financier et immobilier des ménages sur leur consommation, dans les pays du G7, à l'exception de l'Allemagne¹. Il procède à des estimations de l'impact potentiel des différents types de patrimoine sur la consommation et cherche à savoir, à l'aide de tests, si la déréglementation financière a modifié ces relations. Il en ressort, premièrement, que pour tous les pays, les mécanismes d'effet de richesse sont identifiés, deuxièmement, que ces effets varient considérablement d'un pays à l'autre et, troisièmement, que pour certains pays, leur importance a eu tendance à croître très nettement dans un passé récent.

Ce document est organisé de la façon suivante. Premièrement, il expose l'évolution récente des patrimoines financier et immobilier. Deuxièmement, il décrit brièvement les mécanismes traditionnels par lesquels la richesse influe sur la consommation. Troisièmement, il énonce les grandes lignes de la méthodologie économétrique utilisée pour évaluer les effets de richesse sur la consommation et donne des estimations de la sensibilité de la consommation à diverses formes de richesse. Quatrièmement, il quantifie l'impact des récentes évolutions des marchés financier et immobilier sur la consommation. Cinquièmement, il soumet les relations estimées à de nombreux tests pour savoir s'il y a eu un changement de comportement du consommateur dans un passé récent. Vient enfin un résumé succinct des principales conclusions.

ÉVOLUTION RÉCENTE DES PATRIMOINES FINANCIER ET IMMOBILIER

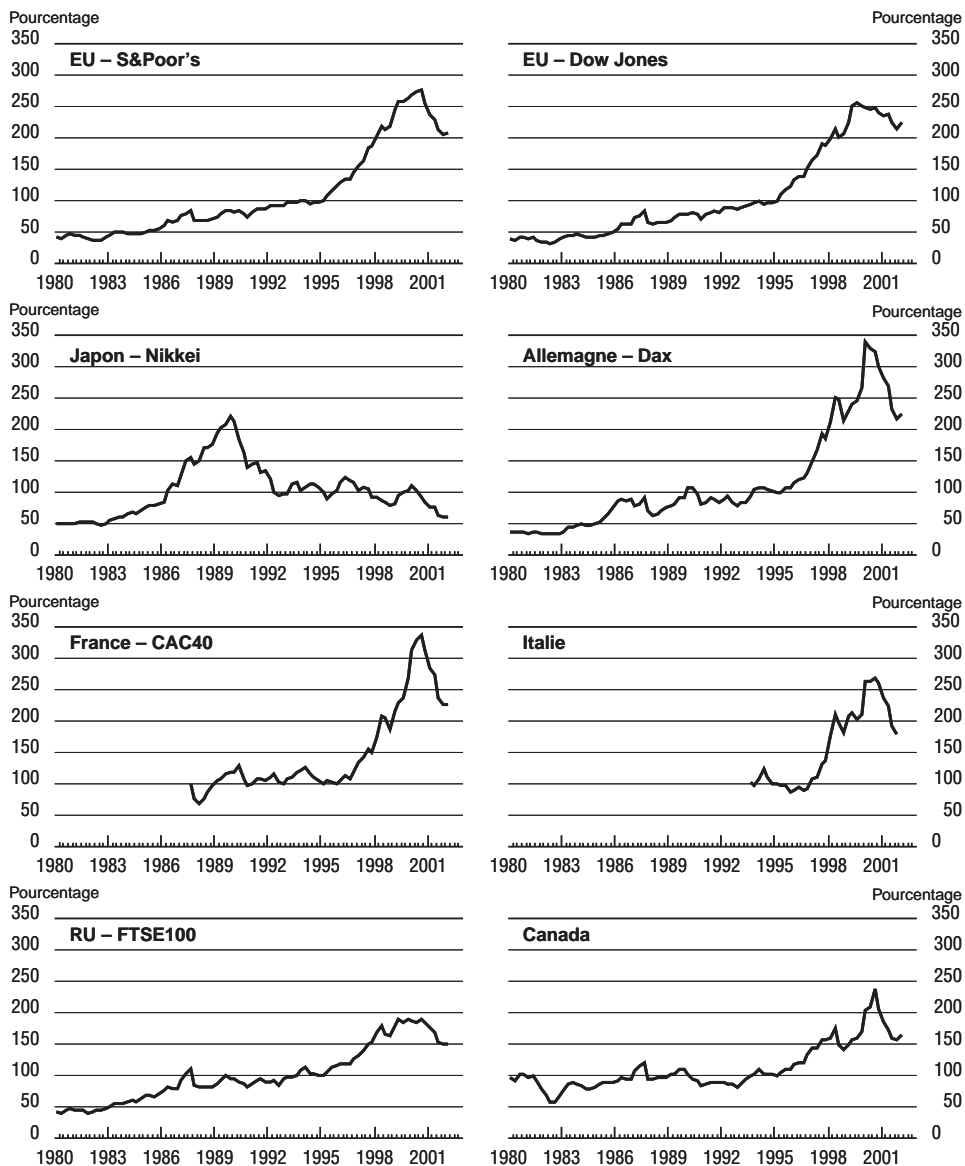
A l'exception du Japon, les pays du G7 ont connu, durant les années 90, un brusque gonflement du patrimoine des ménages, largement attribuable à de fortes hausses des valorisations des actifs. D'une manière générale, cette évolution s'est accompagnée d'une diminution du taux d'épargne des ménages, sauf en France. Aux États-Unis et au Royaume-Uni, on a observé une croissance particulièrement forte du patrimoine des ménages durant la deuxième moitié de la décennie, alors qu'au Canada, en France et en Italie, cette progression était moins marquée.

Dans les années 80 et au début des années 90, les cours des actions n'ont cessé d'augmenter, mais à un rythme relativement modéré dans la plupart des pays. Depuis le milieu des années 90, toutefois, les marchés boursiers ont connu une forte hausse, suivie d'un effondrement à partir de 2001. En septembre 2002, les indices boursiers généralistes avaient perdu plus de 40 pour cent par rapport à leurs plus hauts niveaux de l'an 2000 aux États-Unis et au Royaume-Uni et près de 50 pour cent dans la zone euro et au Japon (graphique 1). Même si les actionnaires n'ont pas intégralement pris en compte les plus-values latentes au plus fort de la phase d'expansion, on peut s'attendre à ce qu'un effondrement aussi rapide et aussi vaste limite sensiblement la consommation et la demande globale.

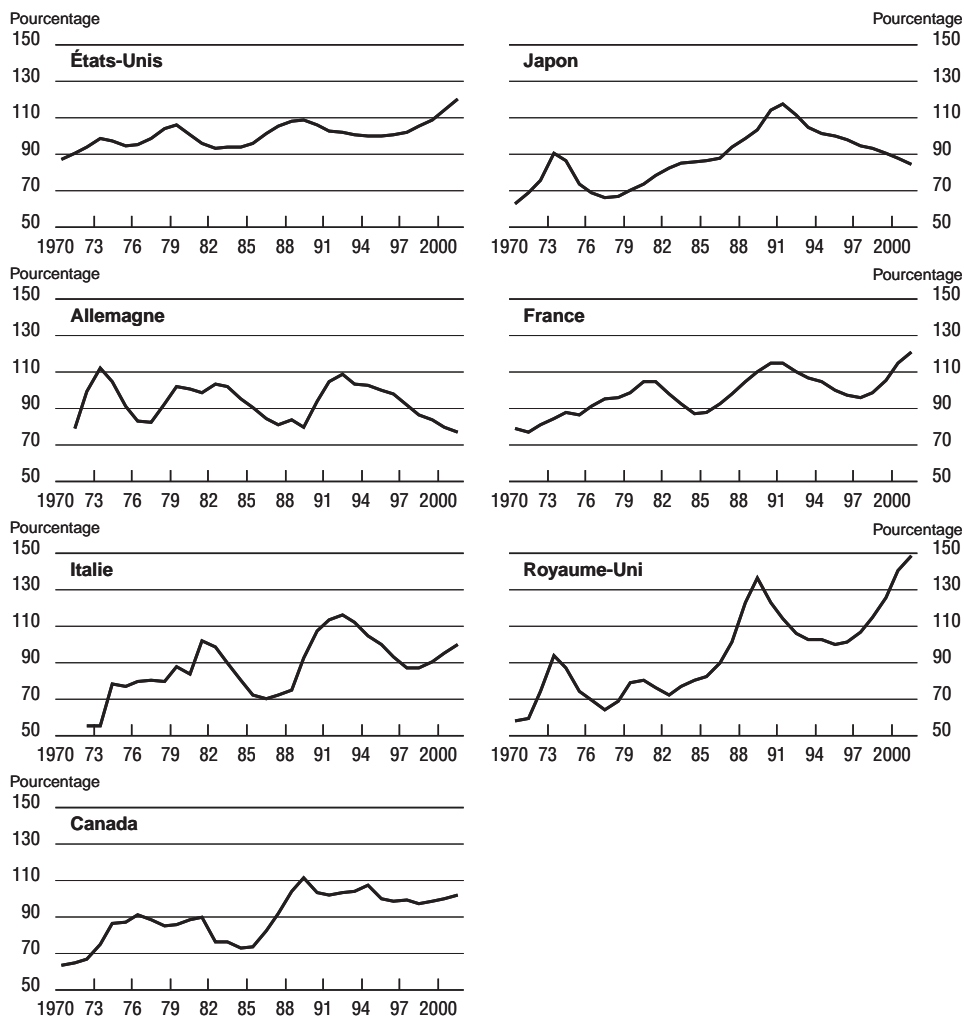
L'ampleur des fluctuations des prix de l'immobilier varie considérablement d'un pays à l'autre et selon les périodes envisagées pour un même pays (graphique 2). Mesurées par l'écart type du taux de croissance annuelle des prix réels des logements, les fluctuations sur la période 1970-2001 ont été particulièrement fortes en Italie, au Japon et au Royaume-Uni. En revanche, elles ont été relativement faibles en France et surtout aux États-Unis. Contrairement aux marchés boursiers, les prix de l'immobilier ont connu, ces dernières années, une évolution assez contrastée selon les pays. De 1995 à 2001, les prix réels de l'immobilier résidentiel ont progressé de plus de 20 pour cent en France et aux États-Unis et de près de 50 pour cent au Royaume-Uni, mais ils ont fortement reculé en Allemagne et au Japon, tout en restant inchangés au Canada et en Italie.

Sous l'effet, principalement, de l'évolution divergente des prix des actifs, la composition du patrimoine des ménages a évolué, ces dernières décennies, en faveur des actions et autres actifs financiers (graphique 3). Ce phénomène ne s'est pas reproduit à l'identique dans tous les pays et des différences notables subsistent entre les pays anglophones (Canada, États-Unis et Royaume-Uni) et les autres pays. Dans les pays anglophones, le patrimoine financier constituait déjà la principale composante de la richesse totale en 1980 et en représentait pour le moins les deux tiers, environ, à la fin des années 90. En France, en Italie et au Japon, le patrimoine financier, relativement peu important, s'est développé, mais pour atteindre seulement la moitié environ de

Graphique 1. **Prix réels des actions, 1980-2002**
(Indice T1 1995 = 100)



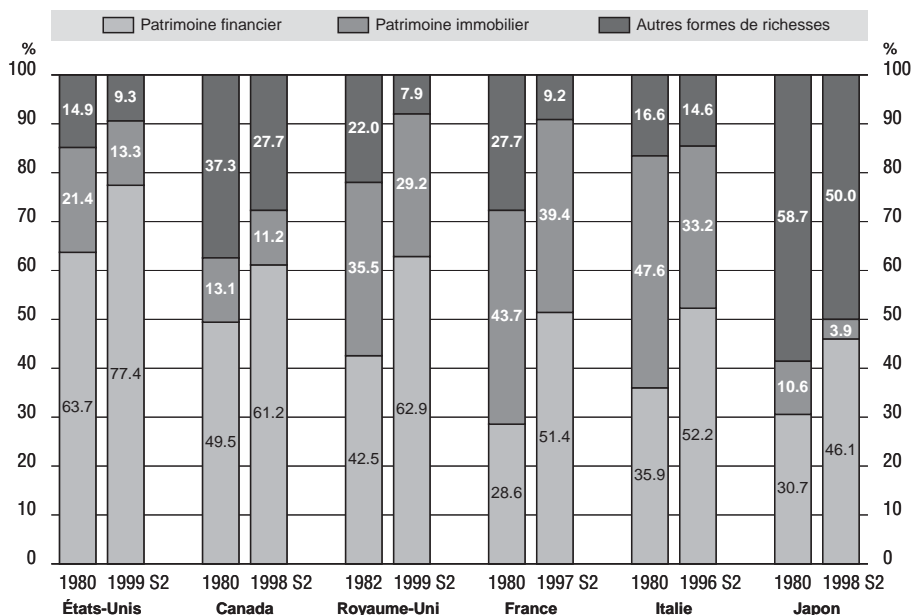
Graphique 2. **Évolution des prix réels des logements, 1970-2001¹**
(1995 = 100)



1. Les prix des logements sont déflatés de l'indice des prix à la consommation. Les données sur les prix de l'immobilier résidentiel ne sont pas strictement comparables entre les pays, en raison de différences de définition. Dans la plupart des pays, l'indice des prix des logements correspond au prix des logements sur une base nationale. En Allemagne, toutefois, il se rapporte au prix des logements situés en Allemagne occidentale. Au Japon, il correspond au prix des terrains résidentiels. De plus, selon le pays, cet indice est défini par le prix des logements existants et/ou nouveaux, par le prix des logements exclusivement occupés par leur propriétaire ou encore par le prix des résidences secondaires, par le prix des logements ayant donné lieu à une demande de prêt ou par un indice mixte du prix des logements tenant compte des différents modes de propriété.

Source : Banque des règlements internationaux.

Graphique 3. Répartition de la richesse totale en 1980 et 1999



Note : Le patrimoine financier correspond aux actifs financiers, diminués des engagements financiers, y compris les créances hypothécaires. Le patrimoine immobilier correspond aux actifs immobiliers, diminués des prêts hypothécaires au logement. La catégorie « autre » correspond à l'actif net, diminués du patrimoine financier et du patrimoine immobilier.

Source : OCDE, *Comptes financiers des pays de l'OCDE* ; États-Unis : Réserve fédérale, *Flow of Funds Accounts of the United States*, septembre 2000 ; Japon : Agence de planification économique, *Rapport annuel sur les comptes nationaux, 2000* ; France : INSEE, *25 ans de Comptes de patrimoine (1969-1993) et Rapport sur les comptes de la Nation* ; Italie : Banque d'Italie, *Supplementi al Bollettino Statistico* ; Royaume-Uni : Central Statistical Office, *United Kingdom National Accounts, Financial Statistics* ; Canada, Comptes du bilan national.

la richesse totale des ménages, tandis que la part relative de l'immobilier diminuait dans les mêmes proportions.

La part du patrimoine détenu sous forme d'actions s'est accrue dans des proportions diverses selon les pays, depuis 1990. Au sein des pays du G7, la hausse a été particulièrement marquée en France et en Italie, alors qu'elle a été plus modérée au Royaume-Uni et quasiment inexistante au Japon (tableau 1). Ces deux dernières années, toutefois, le poids relatif des actions a fortement diminué, puisque leur cours s'est effondré.

Si l'on considère l'évolution au cours des années 90, la proportion des ménages détenant des actions est restée faible, même si elle a légèrement progressé dans les pays étudiés. Une part relativement faible de la population allemande, française et

Tableau 1. **Proportion du patrimoine des ménages investi en actions**

En % du patrimoine total

	1980	1995	2000
Allemagne	2.2 ¹	7.5	12.9
Canada	13.3	14.1	18.9
États-Unis	9.6	19.6	25.3
France ²	5.7	17.5	26.8
Italie ²	2.5	9.6	26.5
Japon	4.7	5.8	5.3
Royaume-Uni	5.5	13.6	14.6

1. 1990.
 2. Les estimations de la France et de l'Italie concernant le portefeuille d'actions des ménages comprennent les actions non cotées.

Source : OCDE.

italienne possède des actions. L'actionnariat est au contraire plus développé au Royaume-Uni, situation qui reflète peut-être, en partie, les programmes de privatisation passés, et aux États-Unis, où il a été favorisé par les régimes de retraite privés. La distribution de l'actionnariat des ménages a peu évolué et ceux qui possèdent des titres appartiennent toujours, à une écrasante majorité, à la population à hauts revenus (tableau 2). A partir des données du tableau 2, Norman *et al.* (2002) ont estimé que sur les ménages des trois premiers quartiles de la distribution des revenus dans chaque pays, 3.1 pour cent seulement étaient actionnaires en Italie, 6.8 pour cent en Allemagne, 10.4 pour cent en France, 13.1 pour cent aux États-Unis et 19.1 pour cent au Royaume-Uni. Ces résultats ont leur importance, car on considère habituellement que les agents ayant la plus grande propension à consommer leur richesse sont ceux qui ont le moins de patrimoine et de revenus.

En revanche, la proportion des propriétaires-occupants est élevée et elle n'a cessé de s'accroître dans les pays étudiés. Le Canada, l'Italie, le Japon, les États-Unis et le Royaume-Uni affichent une proportion de propriétaires-occupants de 60 pour cent ou plus, tandis que ce taux s'inscrit dans une fourchette de 40 pour cent à 50 pour cent pour la France et l'Allemagne. La répartition du patrimoine immobilier sur l'ensemble des ménages semble être plus homogène que celle du patrimoine financier. Aux États-Unis, par exemple, le FMI (2002) a montré, sur la base des données de la *Survey of Consumer Finances* (enquête sur les finances des consommateurs) de 1998, que la détention (directe et indirecte) d'actions par rapport au revenu, par décile de la distribution des revenus, ne dépasse le patrimoine immobilier défini de la même manière que dans le décile supérieur.

Tableau 2. Les schémas de l'actionnariat dans certains pays du G7

Groupe de revenu ^{1, 2}	Pourcentage de la population	Années	
Allemagne²		1997	2000
< 1 300	21.1	1.7	3.0
1 300-2 050	29.4	3.9	5.8
2 050-3 050	33.1	8.3	11.4
3 050-4 100	9.8	14.6	20.4
> 4 100	6.6	18.7	25.9
Total	100.0	6.2	9.8
France		1997	2000
< 1 500	32.3	6.1	7.4
1 500-2 300	32.2	10.1	11.2
2 300-3 050	18.3	15.5	14.3
3 050-3 800	8.4	19.1	21.1
> 3 800	8.5	32.6	31.4
Total³	100.0	12.0	12.7
Italie		1995	1998
< 850	17.6	0.2	0.6
850-1 700	33.4	2.0	2.4
1 700-2 600	22.9	5.0	5.7
2 600-3 450	13.5	10.3	11.9
> 3 450	12.6	21.7	31.7
Total	100.0	5.0	7.8
Royaume-Uni⁴		1993	1996
Quartile inférieur	25.0	8.2	13.4
Quartile moyen-inférieur	25.0	14.8	15.6
Quartile moyen-supérieur	25.0	27.0	26.5
Quartile le plus élevé	25.0	41.3	37.9
Total	100.0	22.8	23.3
États-Unis		1995	1998
< 850	12.6	2.3	3.8
850-2 100	24.8	8.4	7.2
2 100-4 150	28.8	13.9	17.7
4 150-8 350	25.2	24.7	27.7
> 8 350	8.6	43.6	56.6
Total	100.0	15.2	19.2

Note : Ce tableau fait apparaître, pour chaque groupe de revenus, la part de la population détenant directement des actions, hors OPCVM – par exemple, en 1997, 1.7 pour cent de la population allemande dont les revenus étaient inférieurs à € 1 300 par mois détenaient directement des titres, hors OPCVM. Pour chaque groupe de revenus, le pourcentage de la population est celui de la dernière année disponible.

1. Groupes de revenu en fonction du revenu mensuel net, arrondi à 50 près (€, £, \$).
2. Les données concernant le Royaume-Uni sont classées par quartiles de revenus, sur la base du revenu net des ménages.
3. Les données concernant l'Allemagne comprennent les plans d'actionnariat salarié.
4. Le total n'est pas strictement identique à la somme des chiffres, du fait des arrondis.
5. Comprend les fonds communs de placement (unit trusts), les plans d'épargne en actions et les fonds d'État (gilts).

Source : Banque d'Angleterre, Deutsches Aktieninstitut, Deutsche Bundesbank, Banque de France/Paris Bourse, Banque d'Italie, Institute for Fiscal Studies et Federal Reserve Board.

MÉCANISMES PAR LESQUELS LES PATRIMOINES FINANCIER ET IMMOBILIER INFLUENT SUR LA CONSOMMATION

L'effet de la richesse sur la consommation des ménages est habituellement analysé dans le cadre de l'hypothèse du revenu permanent ou du modèle du cycle de vie, dans lesquels le niveau de la consommation dépend du « revenu permanent » des ménages, c'est-à-dire des flux de revenus du travail actuels et anticipés, auxquels s'ajoutent l'encours du patrimoine (Friedman, 1957, Ando et Modigliani, 1963). Compte tenu du revenu permanent attendu, on suppose que les ménages s'efforcent de lisser leurs dépenses au cours de leur vie, en empruntant dans un premier temps, puis en épargnant au milieu de leur vie active et en désépargnant les dernières années. Un accroissement inattendu de leur patrimoine (qu'il s'agisse du patrimoine immobilier ou du patrimoine financier) devrait donc amener les consommateurs à répartir ce surcroît de richesse sur les années qui leur restent, en dépensant un peu plus et en épargnant un peu moins.

Dans ce contexte, on peut distinguer deux grands mécanismes de financement. Premièrement, le gonflement du patrimoine peut entraîner un accroissement direct de la consommation lorsque les ménages liquident leurs actifs. Deuxièmement, le surcroît de richesse augmente la capacité d'emprunt des ménages, ce qui peut dès lors faire grimper les dépenses des ménages ayant peu de liquidités. L'ampleur de chacun de ces effets dépend de plusieurs facteurs, dont la liquidité des marchés d'actifs, l'importance de la réglementation des marchés financiers et la répartition démographique de la détention d'actifs. L'importance globale des effets de richesse est la résultante de ces facteurs et de ces mécanismes.

L'effet du patrimoine financier sur la consommation des ménages dépend également de la nature des actifs. En France et en Italie, les ménages semblent détenir une large proportion d'actions par rapport aux pays anglophones, mais ces portefeuilles comprennent, pour une bonne part, des actions non cotées, qui peuvent être moins liquides et dont la valeur peut être plus difficile à établir pour les ménages². De plus, il n'existe pas de grand régime de retraite privé en France, en Allemagne ou en Italie, mais puisque les actifs détenus sous forme de fonds de pension privés sont pris en compte au Royaume-Uni et aux États-Unis, la part du patrimoine investi en actions cotées y est bien plus élevée que dans les autres pays. Parallèlement, les fluctuations de la valeur de ces fonds de pension immobilisés alimentent vraisemblablement de façon moins directe la consommation des ménages. Selon Poterba (2000), les consommateurs pourraient « tenir mentalement les comptes » des actifs qui sont affectés à des fins précises. Ces deux facteurs pourraient diminuer leur propension marginale à consommer leur richesse financière.

En ce qui concerne les actifs immobiliers, d'autres raisons expliquent que l'effet de richesse soit ambigu. Les propriétaires-occupants peuvent considérer

que les hausses des prix des logements valorisent leur patrimoine et donc diminuer l'épargne qu'ils prélèvent sur leurs revenus courants. Il est également possible que les propriétaires ne s'estiment pas plus riches quand la valeur de leur bien augmente, étant donné que leurs coûts locatifs implicites ont également progressé. Dans ce cas, toutefois, la hausse des coûts locatifs implicites pourrait inciter les propriétaires à vendre pour acheter moins cher et le prélèvement sur l'actif immobilier en résultant pourrait servir à accroître leur consommation. Cependant, les ménages envisageant une accession à la propriété sont susceptibles de réduire leur consommation à la suite d'une hausse des prix de l'immobilier, car ils devront épargner davantage pour accroître leurs apports personnels et financer leurs remboursements. Pour toutes ces raisons, l'ampleur de l'effet de richesse immobilière est incertaine.

Même si les ménages considèrent leur bien résidentiel comme une richesse, leur capacité à ajuster leurs dépenses courantes à l'évolution des prix de l'immobilier dépend étroitement du fonctionnement du système financier. C'est notamment le cas lorsque la hausse de la valeur des biens encourage les ménages à accroître leurs dépenses courantes. Pour financer ce gonflement des dépenses, les consommateurs seraient contraints de puiser largement dans d'autres actifs liquides ou d'emprunter. Faute de crédit, les ménages ne pourraient pas agir librement face à la hausse des prix de l'immobilier. Dans la pratique, la capacité d'emprunt des ménages est étroitement liée à leur aptitude à fournir des actifs pouvant servir de garantie pour les remboursements et les biens immobiliers sont le nantissement le plus fréquemment utilisé. En augmentant leur capacité d'emprunts garantis par des valeurs immobilières en hausse, les ménages peuvent utiliser une partie du surcroît de valeur immobilière pour financer des dépenses de consommation supplémentaires. Comme pour le patrimoine financier, la quantification de l'ampleur de ces effets de richesse est une question d'ordre empirique.

EFFETS DE RICHESSE : LES PROBLÈMES LIÉS AUX SPÉCIFICATIONS ET AUX ESTIMATIONS

L'analyse économétrique de l'impact de différentes formes de richesse sur la consommation des ménages entreprise ici s'articule en deux étapes. Premièrement, compte tenu de la nature non stationnaire des données, les déterminants de long terme de la consommation sont établis par le biais de techniques de cointégration. L'évolution dynamique de la consommation est ensuite calculée à partir de ces relations de long terme en utilisant un modèle à correction d'erreur. On peut ainsi calculer la vitesse d'ajustement vers le niveau de consommation recherché et estimer la pension à consommer des différentes catégories de richesse.

L'estimation du niveau de consommation de long terme et de son taux de croissance se fonde sur la méthodologie utilisée dans Boone *et al.* (1998). Dans le cadre théorique du cycle de vie/revenu permanent, on établit une estimation de la relation de long terme entre le ratio consommation-revenu et la richesse. On utilise deux spécifications dans lesquelles la richesse intervient sous forme soit agrégée soit décomposée, étant donné que différentes catégories de richesse peuvent influencer sur la consommation avec une ampleur variable, comme on l'a vu précédemment. Les équations de consommation correspondantes peuvent être formulées plus précisément comme suit :

$$\ln(cy) = \alpha + \lambda (tw) + ect_{1a} \quad (1a)$$

$$\ln(cy) = \alpha + \beta (fe) + \gamma (he) + \delta (ow) + ect_{1b} \quad (1b)$$

où cy est le ratio consommation/revenu disponible, tw représente la richesse totale, fe le patrimoine financier défini comme les actifs financiers moins les dettes financières hors crédits hypothécaires, he le patrimoine immobilier défini comme les actifs immobiliers moins les crédits hypothécaires, ow les autres formes de richesse définies comme l'actif net moins fe et he . Toutes les variables explicatives sont en niveau et sont rapportées au revenu disponible, tandis que la variable dépendante, $\ln(cy)$, est le ratio consommation des ménages / revenu disponible exprimé sous forme logarithmique³. Le revenu disponible représente le revenu du travail, le revenu de la propriété et le revenu de transfert diminué des impôts. α est une constante, β , γ , δ et λ représentent les propensions à consommer à long terme le patrimoine financier, le patrimoine immobilier, les autres formes de richesse et la richesse totale respectivement. ect_{1a} et ect_{1b} sont les résidus des deux régressions.

Ces spécifications permettent d'identifier un niveau de consommation cible en termes de richesse ainsi que d'estimer la propension marginale à consommer pour chaque catégorie de richesse. Les déviations par rapport à la relation de long terme (estimées par le biais d'un vecteur cointégrant) peuvent alors être incluses en tant que terme d'ajustement des erreurs dans une équation dynamique expliquant les fluctuations à court terme de la consommation. Les équations de court terme comprennent également les différences retardées des composantes de long terme et peuvent être enrichies en tenant compte :

- du taux d'intérêt afin de rendre compte des effets de substitution ;
- du taux d'inflation comme approximation de l'incertitude ainsi que de la dépréciation réelle des actifs financiers non indexés ;
- des fluctuations du taux de chômage en tant qu'approximation de l'incertitude pesant sur le flux futur de revenus.

Pour ce qui est des relations de long terme, on établit deux spécifications, l'une avec la richesse agrégée, l'autre avec la richesse décomposée⁴ :

$$\Delta(c) = \tau ect_{1a}(-1) + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta(c)(-i) + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta(y)(-i) + \sum_{i=0}^n v_i \Delta(tw)(-i) \quad (2a)$$

$$+ \sum_{i=0}^n \kappa_i \Delta(unr)(-i) + \sum_{i=0}^n \rho_i \Delta(ir)(-i) + \sum_{i=0}^n v_i \Delta(infl)(-i)$$

$$\Delta(c) = \tau ect_{1b}(-1) + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta(c)(-i) + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta(y)(-i) + \sum_{i=0}^n v_i \Delta(fe)(-i) + \sum_{i=0}^n \lambda_i \Delta(he)(-i) \quad (2b)$$

$$+ \sum_{i=0}^n \lambda_i \Delta(ow)(-i) + \sum_{i=0}^n \kappa_i \Delta(unr)(-i) + \sum_{i=0}^n \rho_i \Delta(ir)(-i) + \sum_{i=0}^n v_i \Delta(infl)(-i)$$

où Δ représente des différences de premier ordre et $ect(-1)$ est le terme d'ajustement des erreurs des équations (1a) et (1b) faisant référence au vecteur cointégrant respectif⁵. Intuitivement, τ devrait être négatif de sorte que, lorsque la consommation s'éloigne de sa valeur d'équilibre, elle se réajuste par la suite. Plus τ est élevé, plus le retour au sentier d'équilibre est rapide. Les équations (2a) et (2b) peuvent être estimées à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

RÉSULTATS ET INTERPRÉTATION : L'IMPORTANCE DES EFFETS DE RICHESSE FINANCIÈRE ET IMMOBILIÈRE

Les tableaux 3 et 4 rendent compte des estimations pour les pays du G7 hors Allemagne⁶. La partie A représente les résultats pour la relation de long terme telle qu'elle ressort de l'équation (1), tandis que la partie B synthétise les résultats pour les dynamiques de court terme, telles qu'elles ressortent de l'équation (2). L'existence d'une relation de cointégration est testée par le biais du test de Dickey-Fuller augmenté sur les résidus de l'équation (1)⁷. Les tests standards habituels (voir Turner et Seghezza, 1998) sont effectués pour les relations dynamiques.

Les résultats sont globalement satisfaisants, dans la mesure où la variable représentative de la richesse est significative pour tous les pays et d'une ampleur similaire aux résultats d'études antérieures. Les élasticités de long terme sont comprises entre 2 pour cent et 4 pour cent pour les pays présentés dans le

Tableau 3. Consommation des ménages et richesse totale : relation de long terme

Partie A

	États-Unis	Canada	Royaume-Uni	France	Italie	Japon
Richesse totale	0.04 (13.3)	0.06 (9.7)	0.02 (4.5)	0.03 (2.1)	0.03 (6.3)	0.02 (7.5)
Taux d'intérêt à court terme	-0.003 (-5.0)					
Taux d'intérêt à long terme		-0.011 (-11.2)		0.003 (2.0)		-0.004 (-2.7)
Taux d'inflation					-0.009 (-7.2)	-0.011 (-7.0)
Constante	-0.31 (-18.3)	-0.28 (-8.7)	-0.17 (-6.1)	-0.30 (-4.5)	-0.33 (-16.3)	-0.23 (-12.0)
Période sous revue	70 : 1-99 : 2	73 : 1-98 : 2	79 : 1-99 : 2	70 : 1-98 : 2	80 : 1-96 : 2	70 : 1-98 : 2
Coefficient de détermination R ²	0.81	0.92	0.41	0.09	0.85	0.89
Variables indicatrices			1993			
Tests de cointégration, Tests de Dickey-Fuller augmenté sur les résidus de l'équation (décalage de 2 périodes)	5 %	5 %	10 % ¹	10 % ¹	10 % (décalage de 1 période)	5 %

1. Sans constante.

Source : OCDE.

tableau 3, à l'exception du Canada, pour lequel elle est estimée à 6 pour cent⁸. Avec la spécification désagrégée de la richesse, la propension marginale à consommer la richesse financière à long terme varie entre 4 pour cent pour le Royaume-Uni et les États-Unis et 10 pour cent ou plus pour le Canada et le Japon (tableau 4)⁹. Les estimations de la propension marginale à consommer le patrimoine immobilier à long terme s'établissent entre 3 pour cent et 5 pour cent pour la France, le Royaume-Uni et les États-Unis, mais dépassent 10 pour cent pour le Canada et le Japon. Pour l'Italie, le coefficient négatif reflète probablement les caractéristiques spécifiques de la propriété immobilière dans ce pays. L'une des particularités assez surprenante de ces résultats est qu'au Royaume-Uni et aux États-Unis, la propension marginale à consommer la richesse financière est globalement égale à la propension marginale à consommer le patrimoine immobilier, alors qu'en France, elle est plus élevée pour le patrimoine financier que pour le patrimoine immobilier. En revanche, au Canada et au Japon, la propension marginale à consommer est plus élevée pour le patrimoine immobilier que pour le patrimoine financier, mais dans un cas comme dans l'autre, elle semble excessivement forte dans ces deux pays.

Tableau 3. **Consommation des ménages et richesse totale : relation de court terme (suite)**
 Partie B

	États-Unis	Canada	Royaume-Uni	France	Italie	Japon
ΔY	0.42 (4.8)	0.33 (4.1)	0.50 (8.0)	0.50 (6.5)	0.80 (6.8)	0.48 (7.8)
$\Delta Y(-1)$				0.25 (2.7)		0.23 (4.5)
$\Delta Y(-2)$						0.15 (2.7)
$\Delta C(-1)$	0.21 (1.7)				0.25 (2.5)	
$\Delta C(-2)$	0.27 (2.9)	0.45 (5.6)		0.17 (2.0)		
Δ Richesse totale	0.09 (2.7)	0.19 (2.3)	0.16 (4.1)			0.10 (4.6)
Δ Richesse totale (-1)			0.22 (5.6)	0.08 (1.9)		
Δ Richesse totale (-2)						
Δ^2 Richesse totale (-1)					0.05 (1.8)	
Δ Taux de chômage		-0.003 (-2.0)				
Δ^2 Taux de chômage	-0.005 (-4.1)					
Δ Taux d'inflation (-2)			-0.004 (-2.6)	-0.003 (-3.1)		
Δ Taux d'intérêt					-0.002 (-1.8)	
Δ Taux d'intérêt (-1)	-0.002 (-2.4)	-0.003 (-3.0)				
ECT[-1]	-0.18 (-2.4)	-0.31 (-3.1)	-0.12 (-1.9)	-0.08 (-1.7)	-0.24 (-2.0)	-0.18 (-3.1)
Variables indicatrices					1993	
Coefficient de détermination R ²	0.82	0.87	0.72	0.92	0.93	0.90
Erreur quadratique	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Statistique de Durbin-Watson	2.00	1.80	1.54	2.01	1.86	1.81
Test prédictif de Chow	0.87	0.62	0.95	0.32	0.38	0.48
Test d'erreur de spécification	0.24	0.67	0.39	0.33	0.74	0.02
Corrélation en série	0.09	0.12	0.40	0.95	0.14	0.36
Normalité	0.03	0.38	0.68	0.57	0.87	0.22
Test de rupture de Chow	0.27	0.01	0.00	0.13	0.41	0.06

Source : OCDE.

Les spécifications dynamiques relatives à la richesse totale et à la richesse décomposée sont également satisfaisantes dans la mesure où les coefficients d'ajustement des erreurs sont toujours significatifs et du signe attendu. Ils se

Tableau 4. **Consommation des ménages et différentes composantes de la richesse : relation de long terme**

Partie A						
	États-Unis	Canada	Royaume-Uni	France	Italie	Japon
Patrimoine financier	0.04 (13.1)	0.10 (19.5)	0.04 (5.2)	0.08 (3.0)	0.08 (23.5)	0.12 (16.6)
Patrimoine immobilier	0.03 (1.8)	0.19 (3.6)	0.04 (5.2)	0.05 (1.9)	-0.06 (-7.1)	0.34 (8.1)
Autres formes de richesse			0.20 (5.8)	0.09 (2.3)		
Taux d'intérêt	-0.002 (-3.8)	-0.008 (-8.1)		0.009 (4.9)		
Constante	-0.26 (-12.3)	-0.41 (-10.3)	-0.40 (-9.4)	-0.50 (-4.1)	-0.32 (-27.5)	-0.55 (-17.6)
Période	70 :1-99 :2	73 :1-98 :2	82 :1-99 :2	70 :1-96 :2	80 :1-96 :2	75 :1-98 :2
Coefficient de détermination R ²	0.82	0.93	0.87	0.66	0.95	0.94
Variables indicatrices		1982/1993		1978/1987	1982	1989
Tests de cointégration, Tests de Dickey-Fuller augmenté sur les résidus de l'équation (décalage de 2 périodes)	1 %	5 %	5 % ¹	5 % ¹	5 % ¹	1 % ¹

1. Sans constante.
Source : OCDE.

situent pour les différents pays dans une fourchette de valeurs relativement étroite, ce qui donne un ajustement sensible à un choc sur la richesse dans les quatre ans¹⁰. Cela étant, les estimations pour l'Italie, le Japon et, dans une moindre mesure, la France devraient être interprétées avec prudence lorsqu'on utilise les spécifications décomposées de la richesse, en raison soit de la brièveté de la période d'estimation (comme pour la France ou l'Italie), soit de la faiblesse du pouvoir explicatif de la régression (comme pour la France et le Japon).

Ces estimations peuvent être utilisées pour décomposer les variations du ratio consommation / revenu en fonction de leurs déterminants de long terme¹¹. Sur le long terme, l'évolution du patrimoine financier semble avoir été un moteur plus important de la consommation que le patrimoine immobilier (tableau 5). Pour ce qui est des fluctuations de court terme de la consommation, les effets de richesse

Tableau 4. **Consommation des ménages et différentes composantes de la richesse : relation de court terme (suite)**

Partie B						
	États-Unis	Canada	Royaume-Uni	France	Italie	Japon
ΔY	0.34 (3.5)	0.29 (4.5)	0.59 (10.2)	0.47 (6.2)	0.77 (16.3)	0.39 (4.3)
$\Delta Y(-1)$		0.20 (2.5)		0.20 (2.3)		0.26 (3.8)
$\Delta Y(-2)$						0.11 (1.7)
$\Delta C(-1)$	0.31 (2.6)					
$\Delta C(-2)$	0.18 (1.7)	0.27 (2.7)		0.19 (2.4)		
Δ Patrimoine financier			0.08 (3.2)		0.11 (5.1)	
Δ Patrimoine financier (-1)	0.06 (2.0)	0.20 (2.9)				
Δ Patrimoine financier (-2)			0.11 (4.4)	0.06 (3.4)		0.17 (5.7)
Δ Patrimoine immobilier			0.11 (6.0)			
Δ Patrimoine immobilier (-1)						
Δ Patrimoine immobilier (-2)					-0.09 (-4.5)	
Δ Autres formes de richesse				0.13 (3.8)		
Δ Autres formes de richesse (-1)					0.14 (8.0)	
Δ Autres formes de richesse (-2)	0.12 (1.7)				0.05 (6.0)	
Δ^2 Autres formes de richesse		0.25 (3.0)				
Δ Taux de chômage		-0.004 (-3.0)				
Δ Taux de chômage (-2)			-0.005 (-3.5)			
Δ^2 Taux de chômage	-0.005 (-3.8)					
Δ Taux d'intérêt (-1)		-0.004 (-2.5)				
Δ Inflation (-2)				-0.003 (-2.6)		
ECT[-1]	-0.17 (-2.1)	-0.25 (-2.8)	-0.24 (-2.5)	-0.14 (-2.1)	-0.30 (-2.6)	-0.30 (-3.3)
Variables indicatrices			1984/1989		1983/1993	1995
Coefficient de détermination R2	0.80	0.90	0.88	0.94	0.97	0.89
Erreur quadratique	0.005	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
Statistique de Durbin-Watson	1.82	1.91	1.55	2.27	1.93	1.68
Test prédictif de Chow	0.89	0.67	0.77	0.62	0.60	0.47
Test d'erreur de spécification	0.04	0.28	0.64	0.55	0.58	0.24
Corrélation sérielle	0.13	0.05	0.38	0.43	0.84	0.26
Normalité	0.17	0.57	0.63	0.97	0.32	0.64
Test de rupture de Chow	0.79	0.10	0.21	0.94	0.15	0.01

Tableau 5. Contributions au ratio de long terme dans quelques pays du G7

	Variations de C/Y (en log)	Résultant des variations :			
		Du patrimoine financier	Du patrimoine immobilier	Des taux d'intérêt	Des autres formes de richesse
États-Unis					
1980-90	8.6	7.6	-0.8	1.0	0
1990-99	6.2	9.1	-0.8	0.3	0
1995-99	3.3	10.2	-0.0	0.1	0
Canada					
1980-90	2.2	11.0	0.9	-5.1	0
1990-98	11.3	6.0	-0.2	2.4	0
1995-98	6.1	1.8	-0.4	3.2	0
Royaume-Uni					
1980-90	0.9	4.0	-3.0	0	-5.6
1990-99	1.6	3.8	-1.0	0	-2.8
1995-99	6.4	4.4	0.3	0	0.1

Note : La somme des trois dernières colonnes de droite peut ne pas correspondre à la première colonne en raison des résidus non nuls de l'équation de long terme.

Les contributions au ratio consommation-revenu à l'équilibre sur le long terme sont calculées à partir du vecteur de cointégration :

$$\frac{C}{Y} = \alpha + \beta_1 FW + \beta_2 HW + \beta_3 OW + \delta Z_t$$

où FW représente le patrimoine financier, HW le patrimoine immobilier, OW les autres formes de richesse et Z toutes les autres variables.

Source : OCDE.

financière jouent également un rôle décisif et semblent avoir pris de l'importance au cours de ces dix dernières années au Royaume-Uni et aux États-Unis (graphique 4). Sur la même période, la seconde variable la plus importante semble être le patrimoine immobilier, dont la contribution à la dynamique de la consommation demeure plus régulière au cours de ces dix dernières années, sauf au Royaume-Uni, où elle est en augmentation.

Compte tenu de l'augmentation sensible de l'influence des patrimoines financiers et immobiliers sur les fluctuations de la consommation au cours de la dernière décennie, la quantification de l'impact des récentes évolutions des marchés boursiers et immobiliers sur la consommation à court terme est de plus en plus pertinente pour les pouvoirs publics. Les estimations correspondantes de la variation de la consommation résultent alors du produit de la propension marginale à consommer la richesse et de l'estimation de la variation de la richesse.

Les effets de richesse engendrés par une augmentation de 10 pour cent du prix réel des actions sont plus importants aux États-Unis qu'au Royaume-Uni

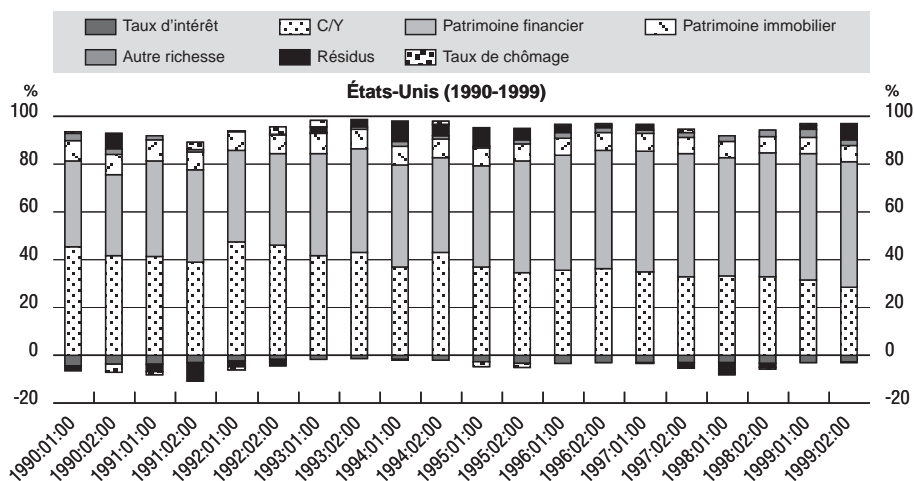
Tableau 6. Impact sur la consommation d'une augmentation de 10 pour cent du prix réel des actions et des logements aux États-Unis et au Royaume-Uni

	Portefeuille d'actions en % du revenu disponible des ménages en 1999	Propension marginale à consommer le patrimoine financier (%)	Variation de la consommation (%)	Patrimoine immobilier en % du revenu disponible des ménages en 1999	Propension marginale à consommer le patrimoine immobilier (%)	Variation de la consommation (%)
États-Unis	137	4.0	0.6	83	3.0	0.3
Royaume-Uni	99	4.0	0.4	227	4.0	0.9

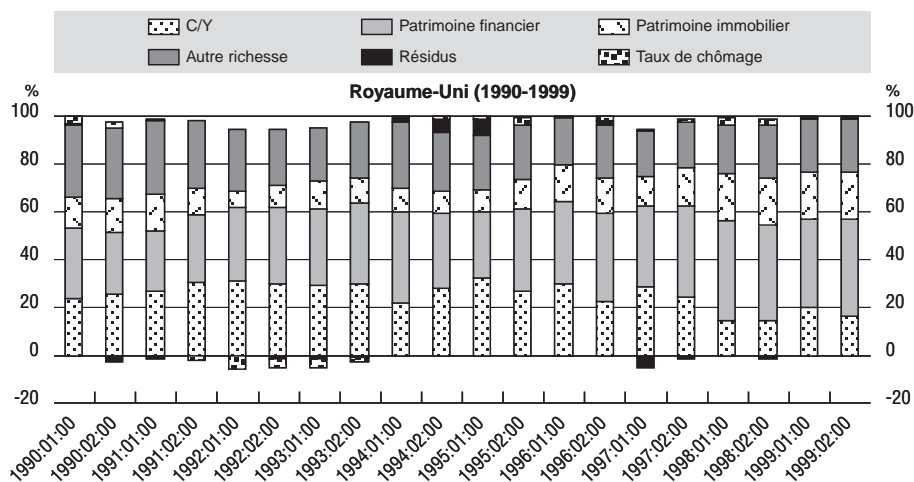
Source : OCDE.

compte tenu de la part relative plus importante du patrimoine des ménages détenue en actions aux États-Unis. En effet, aux États-Unis, on estime qu'une augmentation de 10 pour cent du prix réel des actions entraîne une hausse de 0.6 pour cent de la consommation contre 0.4 pour cent au Royaume-Uni. Pour ce qui est du patrimoine immobilier, ses effets sont plus sensibles au Royaume-Uni, car la valeur du patrimoine immobilier y est plus importante par rapport au revenu disponible. Une augmentation de 10 pour cent du prix réel des logements entraînerait une hausse de la consommation de 0.9 pour cent au Royaume-Uni contre 0.3 pour cent aux États-Unis.

Graphique 4. Contribution de différentes composantes de la richesse à la dynamique de court terme de la consommation



Graphique 4. Contribution de différentes composantes de richesse à la dynamique de court terme de la consommation (suite)



Note : Les contributions à la dynamique de court terme de la consommation sont calculées à partir du modèle d'ajustement des erreurs dans :

$$\Delta C_t = a(L)\Delta C_{t-1} + b(L)\Delta Y_t + c(L)\Delta FW_t + d(L)\Delta HW_t + d(L)\Delta OW_t + e(L)\Delta Z_t + \beta \left(\frac{C}{Y}_{t-1} - \alpha - \beta_1 FW_{t-1} - \beta_2 HW_{t-1} - \beta_3 OW_{t-1} - \delta Z_{t-1} \right)$$

où Δ représente la différence de premier ordre.

Par exemple, la contribution du patrimoine financier est obtenue par la formule :

$$\frac{c(L)\Delta FW_t - \beta\beta_1 FW_{t-1}}{\Delta C_t - a(L)\Delta C_{t-1}}$$

Source : OCDE.

Dans l'ensemble, les résultats indiquent que l'évolution des cours des actions depuis 2000 pourrait avoir contribué à une baisse cumulée de la consommation de l'ordre de 2.4 pour cent au Royaume-Uni et de 1.6 pour cent aux États-Unis. Dans le même temps, l'augmentation des prix de l'immobilier n'a que partiellement compensé les moins-values financières aux États-Unis alors qu'elle les a largement compensées au Royaume-Uni. Globalement et malgré l'incertitude liée à certaines de ces estimations, cela souligne l'importance croissante des actifs financiers et immobiliers dans l'évaluation de l'état de la demande.

LE COMPORTEMENT DES CONSOMMATEURS A-T-IL RÉCEMMENT ÉVOLUÉ ?

Dans de nombreux pays, on a assisté ces dernières décennies à un certain nombre de changements économiques et réglementaires qui pourraient être à l'origine d'une transformation structurelle du comportement des consommateurs, en particulier au regard des effets de richesse. En particulier, des modifications dans le fonctionnement des marchés de capitaux ont eu lieu depuis plusieurs dizaines d'années après la déréglementation progressive des activités financières à la fin des années 70. Ce phénomène s'est accompagné, et a probablement mis en évidence, la diminution des contraintes de liquidité qui pesaient sur les ménages, contribuant à la réduction de la propension générale à l'épargne des ménages¹². Un aspect important de la libéralisation des activités financières durant les années 80 et 90 réside dans la déréglementation des taux d'intérêt et dans la libéralisation du marché du crédit (Girouard et Blöndal, 2001). La présente section vise à vérifier si les effets de richesse se sont modifiés sur une période récente, après ce type de changements structurels dans l'ensemble des pays du G7.

Vérifier l'existence de telles mutations structurelles n'est pas évident. Il est difficile de choisir une date, d'une part, à laquelle une mutation se serait produite, et d'autre part la date à laquelle son impact a été pleinement intégré dans le comportement des consommateurs. A titre d'exemple, le processus de déréglementation des marchés de capitaux s'est déroulé à différentes périodes selon les pays et on ne peut établir précisément le moment où ces réformes ont eu un impact. Ces considérations remettent en cause le pouvoir de ces procédures de vérification et plusieurs procédures sont utilisées dans les études empiriques pour résoudre ces problèmes.

La présente étude a recours à une batterie de procédures pour vérifier s'il y a eu éventuellement des mutations structurelles. Les tests sont les suivants :

- i) Estimation sur sous-échantillons (Brechetta et Gerlach, 1997 ; Miles, 1994).
- ii) Introduction de variables indicatrices, permettant aux coefficients de prendre des valeurs différentes selon la période (Sefton et In't Velt, 1999) ou évolution plus progressive des coefficients (Bayoumi, 1993 ; Hendry et Ericsson, 1991).
- iii) Test de la signification d'une variable reflétant la déréglementation du crédit (Miles, 1994 ; Westaway, 1993).

L'approche i) consiste à estimer les relations à partir de sous-échantillons. Comme on n'est pas certain de la date à laquelle le changement de régime est susceptible de s'être produit et les effets consécutifs d'avoir été pleinement internalisés, une procédure de glissement a été appliquée, la période de transition étant déplacée chaque fois d'une demi-année et l'équation faisant l'objet d'une nouvelle estimation de manière séquentielle. Cela devrait permettre de détecter un changement de régime,

tel qu'il ressort des différences de signification et d'ampleur et des coefficients sur les variables de richesse dans les différents sous-échantillons.

Le cadre de la procédure *ii*) consiste à augmenter les équations de long terme pour permettre une modification des coefficients, après un changement de régime ce qui peut être exprimé ainsi :

$$cy = \alpha + \beta (\text{richesse}) + \text{variable indicatrice} * \beta' * (\text{richesse})$$

où la *richesse* représente soit la richesse totale soit les différentes composantes de la richesse exposées précédemment. La *variable indicatrice* est soit une variable indicatrice 0-1 qui prend la valeur zéro avant le changement et la valeur 1 après, soit une variable indicatrice variant en fonction du temps, selon une procédure proche de celle de Bayoumi (1993). La variable indicatrice variant en fonction du temps prend la valeur zéro avant le changement de régime (on part de l'hypothèse qu'il n'a pas eu lieu avant 1982), puis elle augmente au même rythme que les nouveaux emprunts hypothécaires, jusqu'au pic, avant de prendre ensuite la valeur 1¹³. L'idée fondamentale derrière cette approche est que le changement de régime le plus important pour les effets de richesse est probablement la déréglementation des marchés de capitaux et que les nouveaux emprunts hypothécaires reflètent la hausse des crédits aux consommateurs induits par la déréglementation des marchés de capitaux¹⁴. Les dates des changements sont celles identifiées par Girouard et Blöndal (2001). L'interprétation est la même quel que soit le type de variable indicatrice : avant le changement, le(s) coefficient(s) relatif(s) à la (aux) variable(s) de richesse est β , après le changement il(s) devie(nne)nt « $\beta + \text{variable indicatrice} * \beta'$ ». Cette caractéristique implique que les mêmes dates de changement de régime sont utilisées pour toutes les variables, tout en permettant à la vigueur de l'impact d'être différente selon les variables. Enfin, avec l'approche *iii*), une variable significative de prélèvements sur l'actif immobilier traduit une plus grande capacité d'emprunt des ménages.

Tous les tests ont été entrepris pour les relations de long terme, dans les contraintes imposées par la taille des échantillons. Pour les relations dynamiques, seuls deux tests ont été effectués : l'estimation des sous-échantillons (en utilisant des dates de rupture déterminées par les résultats des tests en glissement sur les vecteurs de cointégration de long terme), et la signification de la variable de prélèvement sur l'actif immobilier.

Le tableau 7 présente un résumé des résultats obtenus à partir des différents tests de changement de régime. Trois groupes de pays se dégagent en fonction de ces résultats. Le premier groupe est constitué du Canada, du Royaume-Uni et des États-Unis. Le deuxième groupe comprend la France et l'Italie. Enfin, le Japon forme un groupe à lui tout seul¹⁵. Pour le premier groupe, on constate un changement dans la mesure où les coefficients, soit qu'ils portent sur la richesse totale ou sur certaines de ses composantes, sont affectés. Il est cependant difficile de quan-

Tableau 7. Tableau synthétique : tests de changements structurels

	Estimations à partir de sous-échantillons		Variables indicatrices 0 – 1	Variables indicatrices d'emprunts hypothécaires nets		Prélèvements sur l'actif immobilier
	Décomposition de la richesse	Richesse totale		Décomposition de la richesse	Richesse totale	
États-Unis	+	+	+	+	–	+
Canada	+	+	+	–	–	+
Royaume-Uni	+	+	+	–	–	+
France	–	+	–	+	–	+
Italie	+	–	+	+	+	+
Japon	–	–	+	–	–	–

+ Effet significatif de la déréglementation financière.

– Aucun effet de la déréglementation financière.

Source : OCDE.

tifier l'impact lui-même, car son ampleur n'est pas la même selon les procédures de tests. Pour le deuxième groupe, les résultats sont encore plus mitigés, reflétant peut-être des changements plus lents ou des effets différés qui apparaissent trop tardivement dans l'échantillon pour ressortir des mesures économétriques. Enfin, pour le Japon, l'absence de signes tangibles peut être due à la forte influence de l'abondance de liquidités sur les marchés de capitaux en raison de la politique monétaire accommodante menée depuis 1985.

Les résultats des tests sur la déréglementation financière à l'aide des prélèvements sur l'actif immobilier, qui sont présentés dans le tableau 8, sont plus frappants et plaident en faveur de l'hypothèse selon laquelle l'augmentation des prélèvements sur l'actif immobilier pourrait avoir entraîné une hausse de la consommation dans tous les pays. La variable des prélèvements sur l'actif immobilier paraît significative et de même ampleur pour l'ensemble des équations, à l'exception du Japon, la valeur des autres coefficients restant stable à la fois dans le cadre d'une spécification agrégée ou décomposée pour la richesse¹⁶. Là encore, cet impact sur le niveau de consommation à long terme pourrait ne pas persister ; dans nos petites tailles d'échantillons qui couvrent la période de déréglementation, cet impact est néanmoins important¹⁷.

SYNTHÈSE

La présente étude met en évidence l'existence d'effets de richesse significatifs dans différents pays, même si leur ampleur varie d'un pays à l'autre et selon la catégorie d'actifs. Conformément aux conclusions auxquelles parviennent les récentes études à ce sujet, les propensions marginales à long terme à consommer en prélevant sur la

Tableau 8. La consommation, la richesse et les prélèvements sur l'actif immobilier des particuliers : résultats de régression

Partie A : Richesse décomposée						
	États-Unis	Canada	Royaume-Uni	France	Italie	Japon
Patrimoine financier	0.04 (13.4)	0.10 (18.5)	0.05 (9.1)	-0.04 (-2.2)	0.10 (8.7)	0.11 (10.4)
Patrimoine immobilier		0.22 (3.6)		-0.04 (-1.1)		0.29 (5.9)
Autre richesse			0.18 (5.5)	-0.03 (-0.9)		
Prélèvements sur l'actif immobilier	0.005 (3.9)	0.005 (2.9)	0.008 (5.9)	0.017 (5.9)	0.006 (1.8)	-0.001 (-0.3)
Taux d'intérêt	-0.002 (-3.8)	-0.007 (-5.4)				
Constante	-0.22 (-21.3)	-0.43 (-9.7)	-0.36 (-9.5)	0.05 (0.5)	-0.48 (-10.1)	-0.51 (-9.8)
Période sous revue	70 :1-99 :2	73 :1-98 :2	82 :1-99 :2	70 :1-97 :2	76 :1-96 :2	77 :1-97 :2
Coefficient de détermination R ²	0.85	0.90	0.92	0.64	0.82	0.93
Variables indicatrices			1993	1978		1989
Tests de cointégration, Tests de Dickey-Fuller augmenté sur les résidus de l'équation (décalage de 2 périodes)	5 %	5 %	5 %	5 % ¹	5 % ¹	10 %
Partie B : Richesse agrégée						
	États-Unis	Canada	Royaume-Uni	France	Italie	Japon
Richesse totale	0.04 (11.9)	0.10 (10.1)	0.02 (6.7)	-0.04 (-4.1)	0.02 (4.5)	0.03 (8.0)
Prélèvement sur l'actif immobilier	0.003 (1.9)	0.009 (4.2)	0.009 (9.9)	0.017 (7.6)	0.005 (2.4)	-0.006 (-1.4)
Taux d'intérêt réel	-0.003 (-5.2)			0.003 (3.0)		
Taux d'intérêt nominal		-0.002 (-1.8)			-0.005 (-4.4)	
Constante	-0.30 (-16.4)	-0.49 (-11.4)	-0.17 (-11.4)	0.08 (1.4)	-0.27 (-8.3)	-0.32 (-8.3)
Période sous revue	70 :1-99 :2	73 :1-98 :2	79 :1-99 :2	74 :2-98 :2	80 :1-96 :2	77 :1-97 :2
Coefficient de détermination R ²	0.82	0.86	0.83	0.68	0.88	0.78
Variable indicatrice			1993			
Tests de cointégration, Tests de Dickey-Fuller augmenté sur les résidus de l'équation (décalage de 2 périodes)	5 %	10 %	1 %	10 %	10 %	5 %

1. Sans constante.

Source : OCDE.

richesse totale s'inscrivent dans une fourchette de 2 à 4 pour cent pour l'ensemble des pays à l'exception du Canada, où elles sont estimées au niveau quelque peu improbable de 6 pour cent. Dans le cas d'une spécification décomposée de la richesse, les résultats ne sont pas toujours très intuitifs. La propension marginale à long terme à consommer en prélevant sur le patrimoine financier varie entre 4 pour cent pour le Royaume-Uni et les États-Unis et 10 pour cent ou davantage pour le Canada et le Japon. En comparaison, l'estimation de la tendance marginale à long terme à consommer en prélevant sur l'actif immobilier varie entre 3 et 5 pour cent pour la France, le Royaume-Uni et les États-Unis, mais dépasse 10 pour cent pour le Canada et le Japon.

L'importance des effets de richesse s'est accentuée au fil du temps pour certains pays tandis que la déréglementation et l'intensification de la concurrence entre les établissements financiers ont allégé les contraintes de liquidités auxquelles étaient confrontés les ménages. D'ailleurs, des tests sur l'éventualité de mutations structurelles donnent des résultats significatifs pour le Canada, le Royaume-Uni et les États-Unis. Pour les autres pays, les preuves sont en revanche moins solides. Ce résultat pourrait être attribué à l'incertitude autour des estimations statistiques, aux délais nécessaires pour saisir l'impact des changements de régime comme celui de la déréglementation financière sur l'activité réelle ou, surtout, celui d'une déréglementation financière tardive ou pas assez poussée.

NOTES

1. L'Allemagne n'a pas été prise en compte, car les chiffres relatifs au patrimoine immobilier n'étaient pas disponibles sur une période suffisamment longue pour permettre une analyse économétrique.
2. Il est très difficile d'évaluer, de façon satisfaisante et homogène, les actions non cotées détenues par les ménages. En France, par exemple, des travaux récents de la Banque de France et du Commissariat général au Plan indiquent que le montant des actions non cotées détenues directement par les ménages a été considérablement surévalué (CGP, Actionnariat des ménages, 2002).
3. Une spécification similaire établissant une relation entre le logarithme du ratio consommation/revenu et le ratio richesse/revenu sous forme non logarithmique a été utilisée par exemple par Muellbauer (1994). Une analyse algébrique rigoureuse du calcul de la fonction d'équilibre de la consommation sous sa forme appropriée a été effectuée par Rossi et Visco (1995). On notera que $cy - 1$ constitue une approximation de $\ln(cy)$.
4. La spécification de la richesse totale a été testée compte tenu du fait que dans les pays où l'effet de richesse peut être faible, celui-ci peut apparaître plus facilement sous forme agrégée. Cela étant, lorsqu'ils sont décomposés, les effets de richesse sont susceptibles de diverger et leur influence contradictoire peut se solder par un effet non significatif sous forme agrégée.
5. Cette approche nécessite de vérifier au préalable que les variables sont I(1), pour que les déterminants de long terme de la consommation puissent être cointégrés. Les tests d'intégration et de cointégration sont résumés dans l'annexe I de Bonne *et al.* (2001).
6. Les données relatives aux différents types de richesse utilisées pour les estimations sont présentées dans les notes du graphique 3, de même que les sources. D'autres données proviennent de la *Base de données analytique de l'OCDE*. La fréquence est semestrielle. Les échantillons varient selon la disponibilité des données, mais s'étendent généralement de 1975 à 2000.
7. Voir annexe I dans Boone *et al.* (2001) pour les résultats détaillés de ces tests.
8. Aux États-Unis, de récentes études indiquent que la propension marginale à consommer la richesse est comprise entre 3 pour cent et 7 pour cent (Starr-McCluer, 1998, et Brayton et Tinsley, 1996). Pour d'autres pays les résultats sont, au mieux, mitigés. Au Japon, par exemple, les estimations de la propension marginale à consommer la richesse vont de 1 pour cent (Mutoh *et al.*, 1993) à près de 4 pour cent (Horioka, 1996 ; Ogawa *et al.*, 1996), variant considérablement selon la définition de la richesse (patrimoine liquide contre richesse totale) et du revenu (revenu du travail contre revenu disponible). En revanche, en France, de nombreuses études (Bonnet et Dubois, 1995 ; Grunspan et Sicsic, 1997) indiquent l'absence d'un effet de richesse quelconque. Selon Rossi et Visco (1995), en Italie, la propension marginale à consommer serait de l'ordre

de 3 pour cent-3.5 pour cent une fois pris en compte le double comptage du revenu de transfert provenant de la sécurité sociale dans le calcul du revenu disponible et de la richesse provenant des pensions.

9. Il existe des données empiriques plaçant pour l'existence d'effets de richesse désagrégés. Pour des analyses portant sur plusieurs pays, voir Case *et al.* (2001), FMI (2002) et Ludwig et Sløk (2002). Les effets de richesse sont présentés en termes de propension marginale à consommer en cents par dollar dans Case *et al.* (2001) et FMI (2002), tandis qu'ils sont exprimés en termes d'élasticité (augmentation de la richesse en pourcentage) dans le cas de Ludwig et Sløk (2002). En outre, ces auteurs ont utilisé les indices boursiers et les prix des logements comme variables de substitution pour les patrimoines immobiliers et financiers.
10. La vitesse d'ajustement est habituellement mesurée en « demi-vies », correspondant à $\ln(0.5)/\ln(1 + \alpha)$, où α est le coefficient affecté au terme de correction des erreurs.
11. La variable représentative de la richesse « surexplicite », reflétant le fait que la constante et les résidus ne sont pas pris en compte dans la décomposition.
12. Voir Bayoumi (1993) et Caporale et Williams (1997) pour des conclusions allant dans ce sens pour le Royaume-Uni.
13. Cette technique est très proche de l'estimation des paramètres variant en fonction du temps.
14. Quand le taux de croissance était trop instable, les variables indicatrices ont été lissées.
15. Les résultats détaillés pour chaque test sont exposés dans l'annexe 2 de Boone *et al.* (2001).
16. Toutefois, dans le cas du Royaume-Uni et des États-Unis, les variables de patrimoine immobilier deviennent non significatives lorsque les prélèvements sur le patrimoine immobilier sont pris en compte, reflétant que ces variables ont probablement le même contenu informatif.
17. Lorsqu'elle est prise en compte dans les relations dynamiques, la variable du prélèvement sur le patrimoine ne semble que marginalement significative (au seuil de 20 à 30 pour cent), et souvent, avec le mauvais signe alors que les autres coefficients ne sont pas sensiblement modifiés, ce qui est conforme aux tests réalisés sur les régressions dynamiques à partir de sous-échantillons. On peut donner deux interprétations à ce résultat. Soit le comportement à court terme des consommateurs n'a pas (encore) été autant affecté par le changement des marchés des emprunts (peut-être parce que les contraintes à court terme pesant sur les emprunts n'ont pas été atténuées), soit l'effet ne se produit qu'au niveau de la consommation (tel qu'il ressort des relations à long terme).

BIBLIOGRAPHIE

- ANDO, A. et F. MODIGLIANI (1963),
« The Life Cycle Hypothesis of Saving : Aggregate Implications and Tests », *American Economic Review*, vol. 53.
- BAYOUMI, T. (1993),
« Financial Deregulation and Household Saving », *The Economic Journal*, vol. 103.
- BONNET, F. et E. DUBOIS (1995),
« Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990? »
Économie et Prévisions n° 121, ministère de l'Économie, Direction de la Prévision.
- BOONE, L., C. GIORNO et P. RICHARDSON (1998),
« Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour : Some Recent Evidence »,
Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 208,
Paris.
- BOONE, L., N. GIROUARD, et I. WANNER (2001),
« Financial Markets Liberalisation, Wealth and Consumption », Documents de travail du
Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 308, Paris.
- BRAYTON, F. et P. TINSLEY (1996),
« A Guide to FRB/US – A Macroeconomic Model of the US Federal Reserve Board »,
Macroeconomic and Quantitative Studies, Division of Research and Statistics, Federal Reserve
Bank.
- BRECHETTA, P. et S. GERLACH (1997),
« Consumption and Credit Constraints : International Evidence », *Journal of Monetary Economics*,
vol. 40.
- CAPORALE, G. et G. WILLIAMS (1997),
« Monetary Policy and Financial Liberalization : The Case of United Kingdom
Consumption », *Journal of Macroeconomics*, vol. 23.
- CASE, K.E., J.M. QUIGLEY et R.J. SKILLER (2001),
« Comparing Wealth Effects : The Stock Market versus The Housing Market », Document
de travail de la NBER, n° W8606.
- COMMISSARIAT GÉNÉRAL DU PLAN (2002),
« Actionnariat des ménages », mimeo., juillet, Paris.
- FONDS MONÉTAIRE INTERNATIONAL (2002),
Perspectives de l'économie mondiale, printemps 2002, Washington D.C.
- FRIEDMAN, M. (1957),
A Theory of the Consumption Function, Princeton University Press, Princeton.

- GIROUARD, N. et S. BLÖNDAL (2001),
« House Prices and Economic Activity », Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 279, Paris.
- GRUNSPAN, T. et P. SICSIC (1997),
« Les effets de richesse », Conseil National du Crédit et du Titre, Rapport annuel 1997, Paris.
- HENDRY, D.F. et N.L. ERICSSON (1991),
« Modelling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States », *European Economic Review*, 35.
- HORIOKA, C.Y. (1996),
« Capital Gains in Japan : Their Magnitude and Impact on Consumption », *Economic Journal*, vol. 106.
- LUDWIG, A. et T. SLØK (2002),
« The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries », Documents de travail du FMI, n° WP/02/1.
- MILES, D. (1994),
Housing, Financial Markets and the Wider Economy, Series in Financial Economics and Quantitative Analysis, Wiley, New York.
- MUELLBAUER, J. (1994),
« The Assessment : Consumer Expenditure », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 10.
- MUTOH, H., H. KAWAI et M. SANO (1993),
« Consumption and Adverse Wealth Effect », *Nihon Keizei Kenkyu*, n° 26.
- NORMAN, B., M. SEBASTIA-BARRIEL et O. WEEKEN (2002),
« Equity Wealth and Consumption – the Experience of Germany, France and Italy in an International Context », *Bank of England Quarterly Bulletin*, printemps.
- OGAWA, K., S. KITASAKA, H. YAMAOKA et Y. IWATA (1996),
« An Empirical Re-evaluation of Wealth Effect in Japanese Household Behaviour », *Japan and the World Economy*.
- POBERTA, J. (2000),
« Stock Market Wealth and Consumption », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14(2).
- ROSSI, N. et I. VISCO (1995),
« National Saving and Social Security in Italy », *Ricerche Economiche*, vol. 49.
- SEFTON, J. et J.W. IN'T VELD (1998),
« Consumption and Wealth : An International Comparison », Manchester School.
- STARR-McCLUER, M. (1998),
« Stock Market Wealth and Consumer Spending », Federal Reserve Board of Governors, Finance and Economics Discussion Series, 1998/20.
- TURNER, D. et E. SEGHEZZA (1999),
« Testing for a Common OECD Phillips Curve », Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 219, Paris.
- WESTAWAY, P.F. (1993),
« Mortgage Equity Withdrawal : Causes and Consequences », National Institute of Economic and Social Research, Londres, Discussion Paper, n° 59.