

Effets de richesse : le cas français

Valerie Chauvin* et Olivier Damette**

Les évolutions récentes de la richesse dans les principaux pays industrialisés ont été fortement influencées par la crise financière. Afin d'apprécier leur impact sur la consommation, on évalue les effets de richesse en France sur la période 1987-2008 et sur la période récente. On utilise pour cela des techniques de cointégration en séries temporelles. Empruntant les deux principales voies théoriques de la littérature sur les effets de richesse (approche en termes de propension marginale à consommer et approche en termes d'élasticité), nos estimations prennent en considération plusieurs concepts de consommation (consommation totale, de biens non durables ou à l'exclusion des services financiers) et reposent sur trois méthodes d'estimation différentes du vecteur de cointégration (DOLS, VECM-ML et VECM-GLS). Cette démarche comparative aboutit à des estimations stables et convergentes. Elle permet de conclure à l'existence, dans le cas français, d'effets de richesse significatifs, mais modérés : un doublement de la richesse amène une hausse de la consommation de l'ordre de 8 à 10 % pour les effets de richesse agrégée. Il ressort également des estimations réalisées que les effets financiers (de l'ordre de 10 à 12 %) dominent toujours les effets immobiliers (de l'ordre de 6 %), quelles que soient l'approche ou la méthode retenues. Ces estimations semblent se rapprocher des effets identifiés en Italie. Elles s'avèrent plus faibles que dans les pays anglo-saxons ou en Allemagne. Par ailleurs, l'ajustement de court terme est réalisé à travers le revenu disponible, comme en Allemagne, et non pas par les actifs, comme c'est le cas aux États-Unis. Au total, si le phénomène était considéré comme permanent par les ménages, la chute du prix des actifs observée pendant la crise aurait amputé leur consommation de quelques dixièmes de point de pourcentage.

* Banque de France, DGEI-DCPM-SEMAP

** Université Paris12, ERUDITE

JEL classification : E21 E32 C22 G12 G20

Les avis exprimés ici sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement ceux de la Banque de France. Nous remercions tout particulièrement Françoise Charpin, Pierre Morin, John Muellbauer et Thierry Chauvel, les participants de la conférence « 'Macroeconomics of Housing Markets »' de la Banque de France (2009) ainsi que ceux de la conférence de l'AFSE (2009) et les deux discutants d'Economie et statistique pour leurs suggestions et commentaires.

Le prix des différents actifs (financiers ou immobiliers) a beaucoup diminué depuis 2008, en France comme dans de nombreux pays, malgré une légère reprise du cours des actions depuis le début de l'année 2009. L'activité et la confiance des agents se sont également effondrées sur la même période. Ces mouvements ont été simultanés, si bien qu'il est difficile d'en distinguer les causes des effets. Boone et al. (1998) rappelaient en effet que la baisse du prix des actifs pouvait entraîner celle de l'activité économique par le biais de trois canaux :

- la hausse du coût du capital induite par cette baisse, qui déprime l'investissement des entreprises (c'est le canal du coût du capital) ;
- le crédit est limité. D'une part, la valeur des actifs qui pouvaient servir de garantie diminue. D'autre part, même des investissements *a priori* profitables voient leurs risques associés augmenter (c'est le canal du crédit) ;
- la consommation est affaiblie car les consommateurs doivent épargner plus s'ils veulent atteindre leur objectif de richesse (c'est le canal de l'effet de richesse).

Au-delà de ces impacts directs, il est aussi possible qu'activité économique et prix des actifs évoluent de concert sous l'impulsion d'un troisième facteur commun (choc de confiance négatif, ralentissement non anticipé de la productivité, taux d'intérêt élevés...).

Cet article se propose de déterminer l'ampleur de l'effet de richesse en France et en particulier son impact sur la consommation au cours de la crise, sans viser à une comparaison exhaustive avec d'autres déterminants. Notre principal objectif est en effet de tester la robustesse de cet effet, qui reste à démontrer. Avant les années 2000, les travaux de recherche sur ce sujet étaient quasi-unanimes pour affirmer son inexistence en France (voir par exemple Bonnet et Dubois (1995)). Depuis lors, un tel résultat a été remis en cause par un certain nombre de travaux. De nombreux changements institutionnels dans le financement de l'économie, tant du côté des placements que des conditions d'emprunt, peuvent expliquer ce changement. Pour autant, la stabilité de cet effet sur la période récente, marquée notamment par la crise des subprimes, n'a pas été étudiée.

La présence ou non d'effet de richesse a des conséquences importantes en termes d'analyse de la situation actuelle de l'économie française

et donc de décision de politique économique. En effet, la période 2008-2009 a vu la baisse simultanée des pouvoirs d'achat de la richesse financière et de la richesse immobilière. Ce phénomène n'avait jamais été observé en France depuis 1980, date à partir de laquelle nous disposons de telles données (cf. graphique I). Les précédents creux conjoncturels s'étaient caractérisés par une stabilisation des deux grandes composantes de la richesse, de 1980 à 1983 tout d'abord, de 1990 à 1995 ensuite. Au début des années 2000, la baisse du pouvoir d'achat de la richesse financière due à l'éclatement de la bulle internet a été compensée par le dynamisme de celui de la richesse immobilière. La baisse entraînée par la crise financière récente doit cependant être mise en regard de la croissance exceptionnellement forte du pouvoir d'achat des deux composantes de la richesse des ménages de 2003 à la mi-2007, largement due au dynamisme des prix d'actifs.

L'évolution de la consommation depuis 1980 ne présage pas d'un effet de richesse important en France. Elle peut se découper en deux phases (cf. graphique I). Lors de la première phase, achevée en 1987 immédiatement après la dérèglementation, la consommation a crû plus rapidement que le pouvoir d'achat du revenu hors revenus nets de la propriété (1). Cela peut s'expliquer par l'impact de la désinflation et par celui de la dérèglementation financière du début des années 1980 en France. D'une part, le pouvoir d'achat du patrimoine des ménages étant moins érodé par l'inflation, il était moins nécessaire pour eux d'épargner pour atteindre leur objectif de patrimoine (cet effet d'encaisses réelles est particulièrement important lors de la détention de patrimoine à rendement non indexé sur l'inflation, ce qui était le cas en France). D'autre part, l'arrêt de l'encadrement du crédit et la possibilité pour les entreprises de se financer sur les marchés financiers a poussé les banques à augmenter fortement leur offre de crédits aux ménages. Lors de la seconde phase, de 1990 à 2009, la consommation a crû à peu près au même rythme que le pouvoir d'achat du revenu, à l'exception des années 2002 et 2009 au cours desquelles elle a progressé moins vite que le revenu, tandis que le rythme d'augmentation de la richesse diminuait.

En préambule et à titre de données de cadrage, il a semblé nécessaire de rappeler dans ses gran-

1. La mesure du revenu retenue ici est celle du revenu disponible brut hors revenus nets de la propriété pour des raisons présentées ultérieurement.

des lignes l'évolution de la richesse des ménages dans six pays développés sur la période de la fin 1997 à 2010 (cf. encadré 1). Si la crise a vu la chute simultanée des cours boursiers et des prix immobiliers, la période entamée à la fin 1997 se caractérise déjà par une forte volatilité des cours boursiers. Au cours de cette période, les évolutions de la richesse des ménages ont été très divergentes, du fait de la différence de sensibilité de l'actif aux cours boursiers et aux prix immobiliers et de l'importance de l'endettement. Ainsi, la richesse nette des ménages a triplé en Espagne alors qu'elle a doublé en France et presque doublé dans la zone euro et au Royaume-Uni et ce, malgré la baisse entraînée par la crise. La dynamique s'avère moins marquée en Allemagne et en Italie où les gains ne se montent sur cette période qu'à 50 %. Aux États-Unis, où ils se limitent à 25 %, l'évolution de la richesse a été particulièrement erratique.

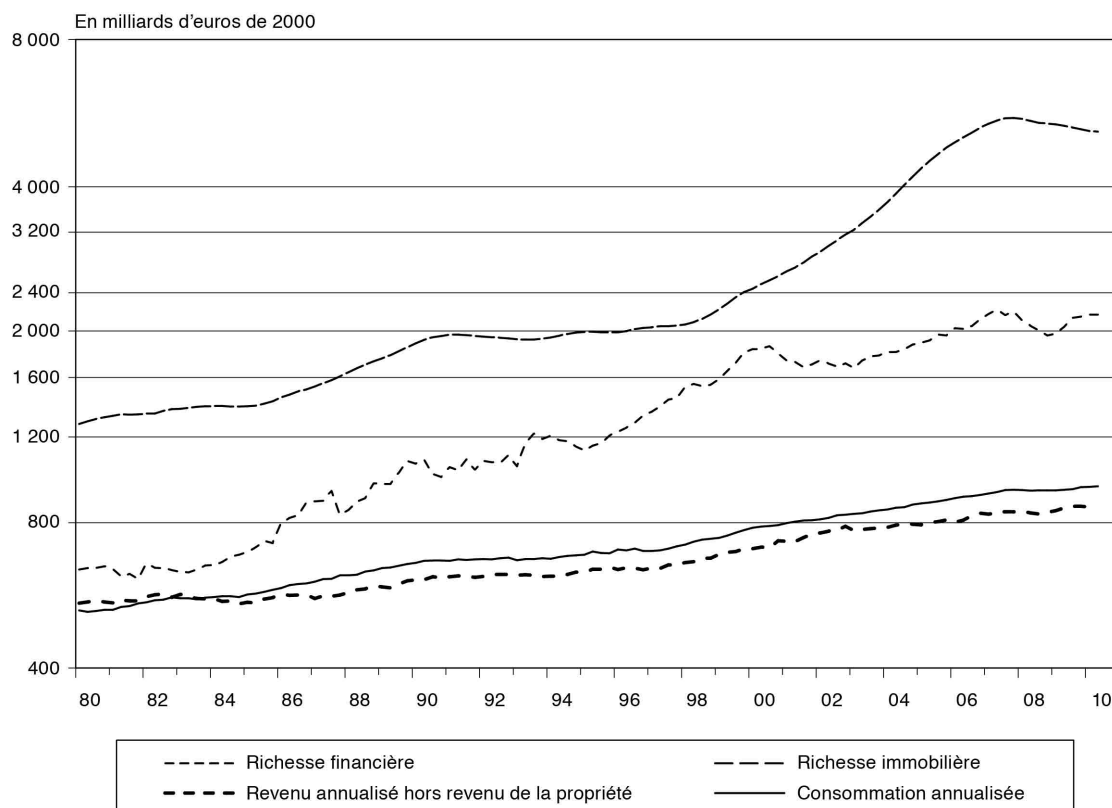
Avant de présenter nos propres estimations de l'effet de richesse en France (réalisées sur la

base des dernières données disponibles), on rappelle les arguments théoriques qui sous-tendent l'existence d'un tel effet de richesse dans notre pays et dans les principaux pays industrialisés. On passe ensuite en revue les travaux empiriques réalisés à ce jour à ce sujet. Ces travaux montrent l'existence en France d'un effet de richesse significativement non nul mais plus faible que dans des pays dont le financement dépend davantage des mécanismes de marché (États-Unis, Royaume-Uni).

Les justifications théoriques de l'effet de richesse reposent sur deux écoles de pensée

Au-delà du fait que le prix des actifs financiers intègre de l'information sur l'activité future, les revenus futurs des ménages et donc leur consommation, la théorie économique justifie que la richesse des ménages détermine directement leur consommation. Ces approches théoriques

Graphique I
Pouvoir d'achat de la richesse, du revenu et de la consommation des ménages en France



Lecture : au premier trimestre 1980, la consommation des ménages hors loyers fictifs en volume annualisée (en euros de 2000) représentait 524 milliards d'euros, le pouvoir d'achat du revenu hors revenus de la propriété annualisé, de la richesse financière nette et la richesse immobilière (en euros de 2000) représentaient respectivement 543 milliards d'euros, 638 milliards d'euros et 1281 milliards d'euros.

Champ : ensemble des ménages français.

Source : comptes trimestriels financiers, Banque de France ; comptes trimestriels et comptes de patrimoine, Insee ; calculs des auteurs.

Encadré 1

ÉVOLUTIONS RÉCENTES DE LA RICHESSE DES MÉNAGES DANS SIX PAYS DÉVELOPPÉS

Cet encadré résume, à titre de données de cadrage, le cas de six pays développés : États-Unis, Royaume-Uni, Allemagne, France, Italie et Espagne. Dans ces pays, la richesse des ménages a connu des dynamiques très différentes avant et pendant la crise. Trois explications principales peuvent en être avancées : les cours boursiers ont été beaucoup plus volatils que les prix immobiliers, la composition de l'actif financier brut des ménages (immobilier, épargne réglementée, actions cotées, non cotées, retraite par capitalisation) varie d'un pays à l'autre et enfin l'endettement des ménages a un poids différent selon les pays et il a connu des évolutions très divergentes.

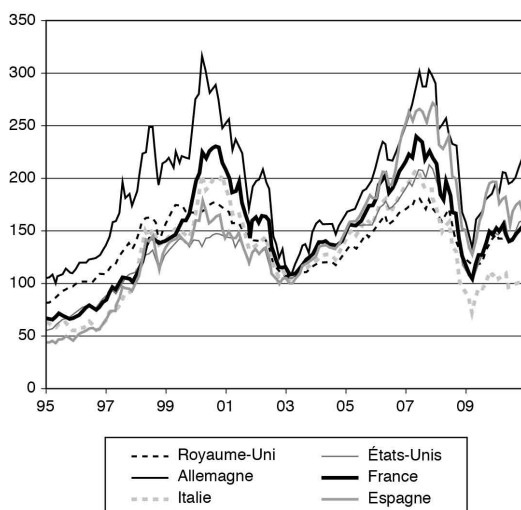
La crise a eu un impact immédiat sur les prix des actifs. Cet impact s'est ensuite diffusé à la sphère réelle de l'économie et la demande globale s'est contractée. Cependant, alors même que la crise de la sphère réelle s'approfondissait, le prix des actifs boursiers a rebondi, corrigeant ainsi ce qui peut être considéré comme une surréaction dans les premiers temps de la crise (cf. graphique A). Depuis 1995, les cours boursiers ont ainsi connu deux cycles (éclatement de la bulle internet en 2000 puis crise des *sub-primes* en 2008), avec des chutes des prix de 30 % à 60 % mais aussi des hausses de grande ampleur, très rapprochées dans le temps. Les points hauts ont été atteints en février 2000 et octobre/novembre 2007 respectivement, les points bas en février/mars 2003 et février/mars 2009.

Depuis 1995, les prix de l'immobilier n'ont connu qu'un seul cycle, avec une phase d'appréciation prolongée suivie d'une baisse d'environ 10 %, à l'exception notable de la France où les prix sont repartis à la fin 2009 (cf. graphique B). Ce constat est tout à fait cohérent avec la grande persistance de ces prix observée sur longue période (voir Slacalek (2009)). La phase de

décroissance est cependant moins marquée et plus tardive en Europe continentale qu'aux États-Unis ou au Royaume-Uni. En particulier, les statistiques ne font pas état de baisse des prix immobiliers en Italie alors que l'Allemagne se distingue par la stabilité de ses prix immobiliers depuis 1995 (pour une analyse de cette spécificité, voir notamment Knetsch (2010)). Ces données (et par conséquent celles sur la richesse immobilière) sont certes fragiles, car elles sont issues d'un petit nombre de transactions en comparaison avec les marchés d'actions. Il est difficile d'en éliminer les effets de qualité (le prix au m² d'un studio est différent dans une grande ville et à la campagne). Cependant, au total, la période se caractérise par une très forte volatilité des marchés boursiers et par une baisse historiquement forte et quasi simultanée des cours boursiers et des prix immobiliers.

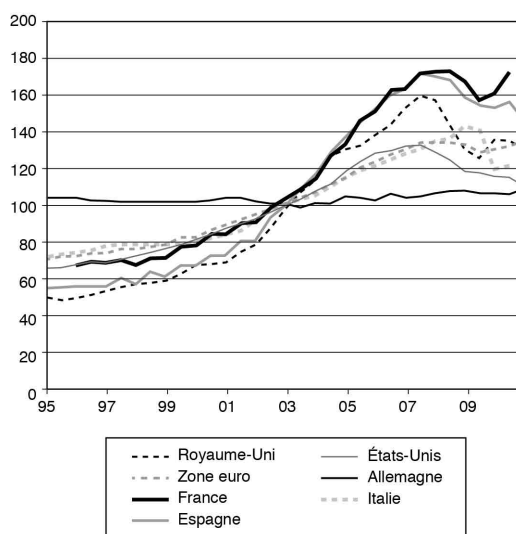
Aussi, dans les pays de la zone euro, la richesse des ménages par tête n'a-t-elle cessé de progresser de la fin 1997 à 2007. La diminution de la richesse consécutive à la crise est en outre peu marquée comparativement aux pays anglo-saxons (Royaume-Uni, États-Unis) et ceci pour trois raisons (cf. graphique C). Premièrement, dans les grands pays européens continentaux et particulièrement en Espagne, le poids de la richesse immobilière dans la richesse totale est plus élevé qu'aux États-Unis (environ 40 %) et supérieur ou comparable à celui du Royaume-Uni (un peu plus de 60 %), et les prix de cette richesse immobilière se sont moins contractés qu'outre-Manche et outre-Atlantique. Deuxièmement, la sensibilité de la richesse financière brute aux évolutions des cours boursiers est moins forte dans les pays d'Europe continentale considérés ici que dans les pays anglo-saxons. En particulier, la détention globale d'actions (directe et

Graphique A
Cours boursiers (base 100 en mars 2003)



Sources : OCDE, calculs des auteurs.

Graphique B
Prix immobiliers base 100 au premier trimestre 2003



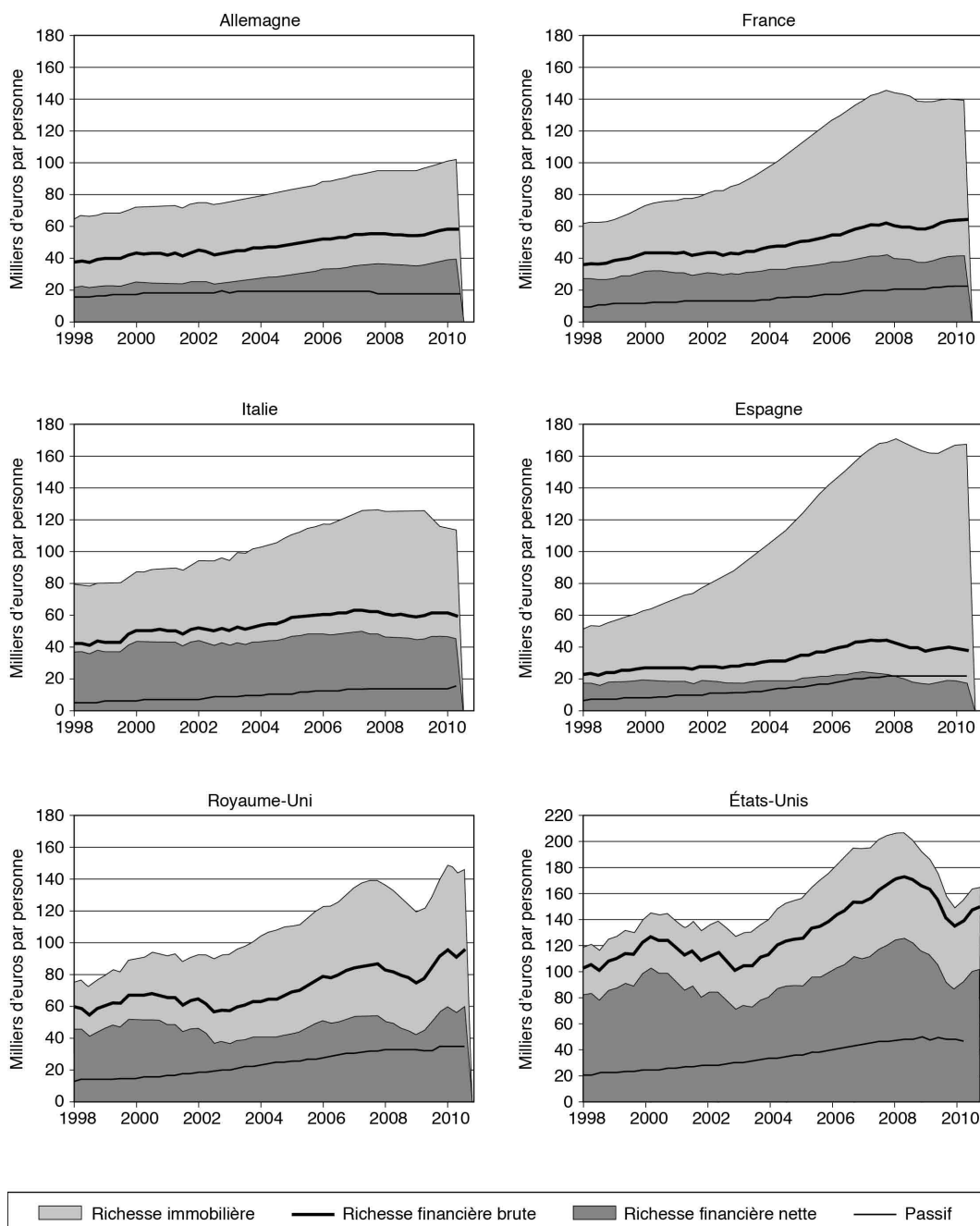
Sources : OCDE, BRI, calculs des auteurs.

Encadré 1 (suite)

indirecte) représentait près de 10 % de la richesse totale et 35 % de la richesse financière nette en 2006 en France (Rincon, 2007) contre respectivement 35 % et 61 % aux États-Unis (*Flow of funds* publiés par la Réserve fédérale). D'une part, l'importance des systèmes de retraite par répartition en France et en Italie diminue la détention indirecte d'actions par le biais des

systèmes de retraite par capitalisation. D'autre part, le système de retraite par capitalisation en Allemagne est basé sur des actions non cotées, moins sensibles aux variations des cours boursiers. Troisièmement, les ménages sont davantage endettés aux États-Unis et au Royaume-Uni. En Espagne, c'est plutôt la dynamique de l'endettement qui est caractéristique.

Graphique C
Composition de la richesse dans différentes économies



Lecture : en Allemagne à la fin du premier trimestre 1998, le patrimoine total net des ménages atteignait 65 800 euros par tête, avec une composante immobilière de 44 200 euros et une richesse financière nette de 21 500 euros. La richesse financière nette s'obtient donc par la différence entre la richesse financière brute (37 500 euros) et le passif de 15 800 euros. Taux de change d'équilibre 1 € = 0,8 £.

Sources : comptes financiers, Eurostat ; statistical supplement on housing wealth, Banca d'Italia ; comptes de patrimoine, Insee ; Hamburg et al. (2008) ; Flow of funds, Federal Reserve ; calculs des auteurs.

peuvent se scinder en deux grands courants. La première approche, la plus ancienne, est déduite de la résolution du programme du consommateur. Du point de vue théorique, elle permet de mettre en évidence les déterminants de l'effet

de richesse, qui peuvent varier au cours du temps et entre pays, ainsi que les variables dont l'omission pourraient biaiser les estimations. Elle met donc en lumière les sources potentielles d'instabilité de cette relation de long terme

Encadré 1 (fin)

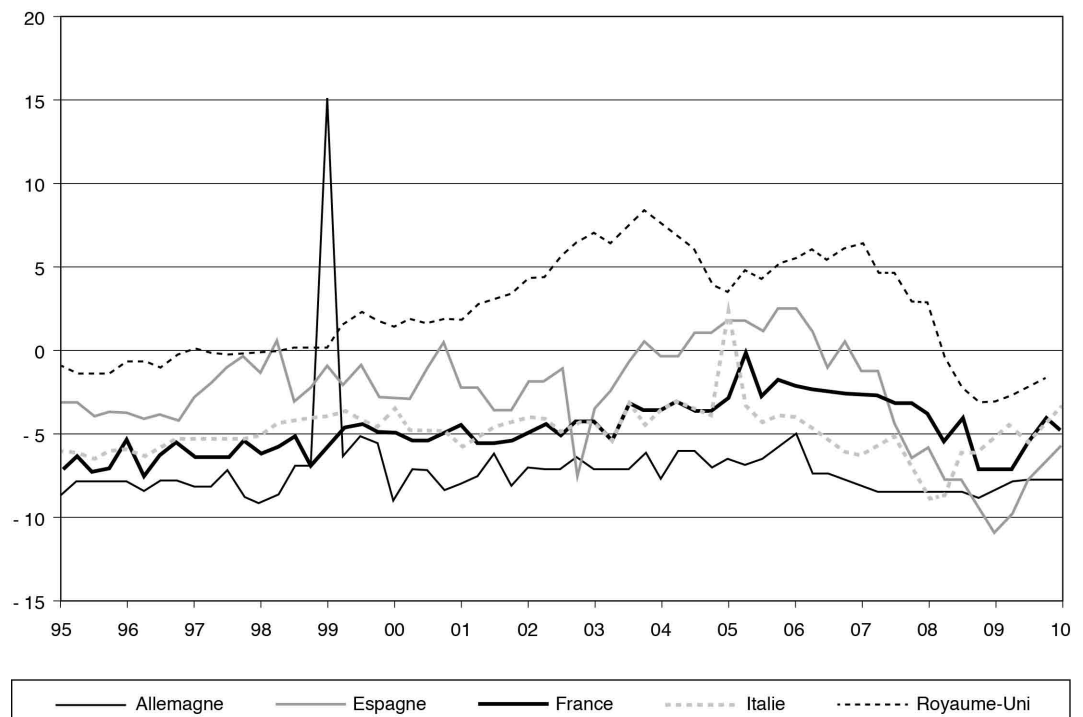
Ce passif, que l'on retranche de l'actif pour obtenir la richesse nette, n'a pas diminué avec la crise car il varie seulement avec la différence entre les nouveaux prêts accordés, qui ont été affectés par la crise, et les montants des anciens prêts arrivés à échéance, qui dépendent de l'historique lointain des crédits du fait de la durée des prêts (jusqu'à 30 ans). L'endettement lié à l'habitat favorise le lien entre richesse immobilière et consommation car il a constitué dans certains pays, comme le Royaume-Uni sur longue période ou l'Espagne entre 2004 et 2007, une occasion de rendre liquide le patrimoine immobilier : la variation d'encours des crédits à l'habitat, permise par la croissance du prix de l'immobilier ancien, a été supérieure à l'investissement en logement des ménages (cf. graphique D). En comptabilité nationale, celui-ci ne recouvre que l'immobilier neuf et les gros travaux car les transactions sur l'immobilier ancien ayant lieu en majorité entre ménages,

elles se soldent par un effet net nul au niveau agrégé. Ainsi Catta *et al.* (2004) montrent une nette corrélation entre la liquidité libérée par les crédits à l'habitat et les effets de richesse immobiliers. En revanche, les ménages allemands, français et italiens retirent peu de liquidité des opérations sur l'immobilier, même si les innovations financières des années 2000 ont eu un léger effet, en particulier en France.

Au total, entre 1997 et 2010, la richesse nette des ménages a triplé en Espagne alors qu'elle a doublé en France et presque doublé dans la zone euro et au Royaume-Uni et ce, malgré la baisse entraînée par la crise. La dynamique s'avère toutefois moins marquée en Allemagne et en Italie où les gains ne se montent sur cette période qu'à 50 %. Aux États-Unis, où ils se limitent à 25 %, l'évolution de la richesse a été particulièrement erratique.

Graphique D

Apport de liquidité consécutif au financement par crédit de l'habitat en pourcentage du revenu disponible (HEW)



Lecture : l'apport de liquidité consécutif au financement par crédit de l'habitat est mesuré par la variation d'encours des crédits à l'habitat, qui est la liquidité apportée aux ménages dans leur ensemble par les crédits octroyés par les banques compte tenu du remboursement du capital, moins la valeur de l'investissement en logements des ménages qui est la somme dépensée par les ménages dans leur ensemble pour leur logement. Il est mesuré ici en % du revenu des ménages. Au début de 2010, les ménages français dépensaient plus pour leur investissement en logements qu'ils ne recevaient de liquidité de la part des banques (5 % de leur revenu en plus).

Champ : Apport de liquidité consécutif au financement par crédit de l'habitat en pourcentage du revenu disponible (HEW)

Source : Banque de France, Bundesbank, Banco d'España, Banco d'Italia, Eurostat, calcul des auteurs.

ainsi que les caractéristiques particulières de la richesse immobilière. Elle conduit à estimer une propension marginale à consommer, qui est la variation en euros de la consommation qui suit une variation d'un euro de la richesse (*marginal propensity to consume* ou *MPC*). Cette MPC permet de dériver analytiquement l'équilibre de long terme de la consommation quand revenu et richesse croissent au même rythme. À l'opposé, l'approche la plus récente ne nécessite pas d'hypothèses *a priori* sur les paramètres de la fonction d'utilité des ménages. Elle a été développée par Lettau et Ludvigson (2001 et 2004), au prix de nombreuses hypothèses, dans le but de savoir quelle(s) variable(s) s'ajustai(en)t, de la consommation, des revenus ou de la richesse (prix des actifs) dans le cas d'un déséquilibre dans la relation de long terme entre ces trois variables. Cette approche permet l'estimation d'une élasticité ε_{CIA} , qui est le taux de croissance de la consommation qui suit une croissance de 100 % de la richesse. Elle est particulièrement appréciée par les économètres et consiste à estimer un équilibre de long terme en logarithmes, la somme des différents coefficients (ou élasticités richesse et revenu) étant égale à un.

Si cette spécification en logarithmes convient pour l'estimation de la relation consommation/richeesse totale, Muellbauer et Lattimore (1995) et Altissimo *et al.* (2005) ont montré qu'elle se prêtait difficilement à l'estimation des effets des différentes sources de richesse.

Formellement, on a donc : $\varepsilon_{CIA} = \frac{\frac{\partial C}{\partial A}}{\frac{C}{A}}$ et $mpc = \frac{\partial C}{\partial A}$, où A est la richesse nette et C la consommation.

Si le ratio du prix des actifs sur le prix à la consommation demeure inchangé, l'élasticité se déduit de la propension marginale à consommer mpc par : $\varepsilon_{CIA} = mpc \cdot \frac{A}{C}$. Les deux approches seraient donc équivalentes si le ratio C/A était fixe. Cependant, ce n'est pas le cas : à titre d'exemple, le ratio de la richesse nette sur la consommation est passé en France de 3,9 en 1980 à 8,2 en 2007. Le choix de la spécification a donc un impact sur les résultats.

Ces deux approches sont présentées en détail dans l'annexe 1.

Les études antérieures suggèrent de très faibles effets de richesse pour la France

Les estimations de l'effet de richesse en France sont issues d'études sur données macroéconomiques, qui s'efforcent en général de comparer les estimations séparées d'une même fonction de consommation sur plusieurs pays. Il n'existe pas à cette date pour la France de base de données microéconomiques intégrant à la fois des données sur le revenu, la consommation et le patrimoine des ménages. Seuls, Arrondel *et al.* (2011) ont exploité les résultats d'une enquête qualitative auprès des ménages visant à estimer la proportion de ceux dont la consommation a diminué à la suite d'une diminution de leur patrimoine lors de la crise.

Avant les années 2000, les travaux de recherche sur le sujet étaient quasi-unanimes pour affirmer l'inexistence d'un effet de richesse en France (voir par exemple Bonnet et Dubois (1995)) (cf. tableau 1). Boone *et al.* (2001) ont été les premiers à présenter une estimation des effets de richesse, à l'aide de données macroéconomiques. Le principal défaut de leur approche est de ne pas avoir pris en compte l'endogénéité potentielle des variables explicatives, ce qui est aussi le cas de Fraisse (2004) : les évolutions de la richesse dépendent en retour de la consommation, ce qui peut biaiser les estimations obtenues par la méthode des moindres carrés ordinaires, notamment sur des petits échantillons. Bertaut (2002), Beffy et Montfort (2003), Catte *et al.* (2004), Aviat *et al.* (2007) et Slacalek (2006) prennent en compte ce problème en estimant les paramètres par la méthode des moindres carrés ordinaires dynamiques (MCOD ou DOLS (*Dynamic Ordinary Lower Squares*) selon la terminologie anglaise). Byrne et Davis (2003) et Barel et Davis (2007) estiment quant à eux des modèles à correction d'erreur par moindres carrés non linéaires, les derniers introduisant par ailleurs des variables dichotomiques prenant en compte l'impact structurel de la libéralisation financière. Slacalek (2009) utilise une méthode originale pour contourner l'absence éventuelle de relation de cointégration entre consommation, revenu et richesse. Il estime des propensions marginales à consommer dans une équation en différence tenant compte de la persistance de la consommation.

Au total, seules les contributions de Beffy et Montfort (2003) et de Aviat *et al.* (2007), toutes deux issues de travaux de l'Insee, sont spécifiquement dédiées à l'effet de richesse en France. Ces deux études se réfèrent à des échantillons

différents (1978-2000 et 1985-2006 respectivement). Elles se limitent à des estimations des élasticités de la richesse agrégée au moyen de la méthode des moindres carrés dynamiques contraints, sans préciser si la contrainte sur la somme des coefficients est vérifiée par les données. Leurs résultats sont fortement contrastés et font état d'effets de richesse faibles (un doublement de la richesse totale conduirait à une augmentation de la consommation de 14 %) à très faibles (2,3 %) pour l'étude la plus récente. Les études de comparaisons internationales précédemment citées font preuve d'une même hétérogénéité de résultats : 12 % à 26 % pour les élasticités estimées d'une part et une hausse de la consommation annuelle de 2,5 à 4,6 centimes d'euro à la suite d'une hausse d'un euro de la richesse pour les approches en propension marginale à consommer (MPC) d'autre part. Ces distorsions peuvent laisser suspecter des problèmes de stabilité ou d'estimation, notamment pour les échantillons dont les données ne vont pas au-delà du milieu des années 1990.

C'est dans les pays anglo-saxons que les effets de richesse sont les plus marqués...

Ce n'est pas seulement dans le cas de la France que les études empiriques ont remis en cause l'existence d'un effet de richesse. Certaines études, à l'instar de celles de Carroll *et al.* (2006) et de Rudd et Whelan (2006), remettent en cause

l'existence d'un seul vecteur de cointégration entre consommation, revenu et richesse, ainsi que la stabilité d'un tel vecteur. Cette remise en cause vaut donc même pour les États-Unis où cet effet est pourtant le plus communément admis. Barrell et Davis (2007) et Muellbauer (2008) insistent quant à eux sur les biais liés aux variables omises telles que le taux d'intérêt, la structure financière ou encore la démographie. Enfin, les évolutions futures de la productivité affectent simultanément la richesse (grâce à la revalorisation des cours boursiers) d'une part et l'activité économique et les revenus des ménages d'autre part. La valeur estimée de l'impact de la richesse peut donc dépendre de la nature des chocs (chocs de productivité ou autres chocs) qui ont affecté l'économie sur la période d'estimation et elle ne pourrait s'appliquer à des périodes exceptionnelles comme la crise actuelle.

Un grand nombre de contributions mettent cependant en évidence un effet de richesse dans les grands pays industrialisés (cf. tableau 2). Les effets de richesse semblent plus importants aux États-Unis, au Royaume-Uni et, à un degré moindre, en Allemagne, qu'en France ou en Italie. Concernant la zone euro, les études sont plus récentes du fait de la difficulté à reconstituer des séries temporelles suffisamment longues. Sousa (2009) et Skudelny (2009) trouvent une propension marginale à consommer

Tableau 1
Impact de long terme de la richesse sur la consommation en France

En %

Études	Période d'estimation	MPC			Élasticité		
		Totale	Financière	Immobilière	Totale	Financière	Immobilière
Aviat <i>et al.</i> (2007)	1985 T1-2006 T1	0,4			2,3		
Barrell et Davis (2007)	1980 T1-2001 T4	3,1			17,8		
Slacalek (2006)	1970 T2-2003 T2	3,2	2,6	2*	18,5	5,5	7,3
Slacalek (2009)	1970 T2-2003 T2	4,6*	2,9	2,3*	26,6	6,1	8,4
Catte <i>et al.</i> (2004)	1979 T2-2002 T1		1,4	0,0		3,0	0,0
FMI (2004)	1982 T1-2003 T4		2,5	0,5		5,3	1,9
Fraisie (2004)	1971 T4-2003 T2	1,6			9,2		
Beffy et Monfort (2003)	1978 T1-2000 T4	2,5			14,0		
Byrne <i>et al.</i> (2003)	1972 T2-1998 T4		3*			16,3	
Bertaut (2002)	1978 T1-1998 T4		4,7			10,0	
Boone <i>et al.</i> (2001)	1970 T1-1996 T2	2,5	6,8	4,2	12,3	12,0	13,1

Lecture : selon Aviat *et al.* (2007) qui estiment une élasticité, une augmentation de 100 % de la richesse implique une augmentation de la consommation de 2,3 %. Compte tenu de la valeur moyenne du ratio de richesse sur consommation sur la période 1995-2005, ceci est équivalent au fait qu'une hausse de 1 euro de la richesse financière induit une hausse de 0,4 centimes de consommation annuelle. Les résultats issus directement des estimations des auteurs sont en gras, les autres valeurs sont calculées selon le principe d'équivalence mentionné dans le texte. * indique que le coefficient est non significativement différent de zéro. MPC désigne les estimations de la propension marginale à consommer.

Champ : valeur des effets richesse estimés selon l'approche en propension marginale à consommer (MPC) ou en élasticité.
Source : auteurs cités.

la richesse financière de respectivement 2,4 à 3,6 centimes et 0,7 à 1,9 centimes, ce qui correspond à une élasticité de la consommation à la richesse financière de 12 à 17 % et 3 à 9 %. Le premier auteur se rapproche donc des estimations effectuées pays par pays, au contraire du second qui se situe plutôt dans la fourchette basse.

La littérature empirique met en lumière le rôle des institutions dans l'ampleur de ces effets. Dans la lignée de Ludwig et Slok (2004) et de Case *et al.* (2005), Slacalek (2009) montre à l'aide d'estimations sur panel qu'il existe une différence de propension marginale à consommer statistiquement significative entre les pays de la zone euro et les pays anglo-saxons. Comprises entre 1 à 3 centimes d'euro en moyenne tous pays confondus, les MPC s'établissent à 6 centimes d'euro dans les pays anglo-saxons, à 4 centimes d'euro dans les pays hors zone euro dont le marché hypothécaire est développé, à 3,7 centimes d'euro dans les pays où le financement repose essentiellement sur les marchés et à moins de 2 centimes d'euro dans les pays de la zone euro, comme dans ceux dont le financement repose sur les banques et, d'une manière générale, comme dans les pays non anglo-saxons. En Allemagne où le financement de l'économie passe par les banques, le système de retraite par capitalisa-

tion favorise l'impact de la richesse financière sur la consommation.

...et l'effet de la richesse financière l'emporte sur celui de la richesse immobilière

Par ailleurs, l'effet de richesse financière domine l'effet immobilier dans la plupart des pays et des estimations. L'élasticité de la consommation à la richesse immobilière, qui prend donc en compte le fait que la richesse immobilière représente la majeure partie de la richesse dans les grands pays de l'Europe continentale, est inférieure à celle à la richesse financière (2). Les estimations de Sousa (2009) et Skudelny (2009) confirment ce résultat dans la zone euro avec un impact non significatif pour le premier auteur. La Commission Européenne (2008) se concentre uniquement sur l'analyse de l'effet de richesse immobilier en zone euro mais cet effet n'est pas significatif. Cela est conforme aux développements théoriques présentés dans l'annexe 1. Slacalek (2009) constate cependant que les effets immobiliers sont plus significatifs depuis les années 1990 ; cela s'explique

2. L'effet de richesse immobilier est parfois même négatif.

Tableau 2
Impact de long terme de la richesse sur la consommation dans différents pays

		En %						
	Richesse	BCN	Barrell <i>et al.</i> (2007)		Slacalek (2006)	Slacalek (2009)	Catte <i>et al.</i> (2004)	Byrne <i>et al.</i> (2003)
Période d'estimation			1980 T1-2001 T4		1970 T2-2003 T2			1972 T2-1998 T4
États-Unis	Totale		20,2	29,4	23,5	26,8		11,3
	Financière Immobilière				9,7* - 8,1*	38,8 86,3*	12,0 6,0	
Royaume-Uni	Totale		10,1	16,6	6,6	8,0		13,3
	Financière Immobilière				21,9 4,1*	11,9 21,1	17,0 13,0	
Allemagne	Totale	31,0	13,8	15,3	5,2*	16,6*		8,9
	Financière Immobilière				113,4 8,6	90,7* 9,4*	3,0 0,0	
France	Totale		17,8	20,8	18,5	26,6		16,3
	Financière Immobilière				5,5 7,3*	6,1 8,4*	3,0 0,0	
Italie	Totale				- 0,2	- 1,4*		9,5
	Financière Immobilière	11,0 7,5			24,8 - 1,3*	32,7 - 2,9*	4,0 9,0	
Espagne	Totale				1,0*	11,3		
	Financière Immobilière				23,9 0,8*	32,2 11,2	7,0 15,0	

Lecture : selon Barrell et Davis (2007), une augmentation de 100 % de la richesse totale implique une augmentation de la consommation de 20,2 si l'on ne tient pas compte de la déréglementation financière ou 29,4 % si l'on en tient compte. Pour des raisons de disponibilité des données, les propensions moyennes à consommer (MPC) calculées par Slacalek (2006 et 2009) ont été transformées en élasticité à l'aide de la valeur moyenne du ratio consommation sur richesse de 1997 à 2005 alors que la période d'estimation est plus ancienne et que les données n'ont pas la même source, ce qui peut conduire à les surestimer. * indique que le coefficient est non significativement différent de zéro. BCN renvoie aux estimations réalisées par les Banques Centrales Nationales.
Source : auteurs cités.

vraisemblablement par le développement des innovations financières, en particulier de la titrisation des créances aux ménages. Skudelny (2009) trouve aussi des résultats qui vont dans ce sens. Ce dernier mentionne les difficultés rencontrées dans les estimations sur panel, soit que le prix de l'immobilier n'ait pas d'impact, soit que des non linéarités brouillent l'estimation réalisée sur des données portant sur une période trop brève.

En dehors du fait qu'elles ne comparent pas simultanément les deux grandes catégories d'approche, toutes ces études, qu'elles portent sur la France ou sur des comparaisons internationales, ont par ailleurs un défaut en commun. Elles estiment en effet uniquement l'impact d'un changement permanent de la richesse sur la consommation et elles dérivent uniquement un équilibre statique de long terme. Or, il est important aussi d'apprécier les ajustements à court terme qui ramènent à cet équilibre, selon qu'ils proviennent de la consommation, du revenu ou du prix des actifs (mis en évidence par Lettau et Ludvigson (2001) et Whelan (2008)).

Une démarche économétrique reposant sur trois notions spécifiques de la consommation des ménages...

La démarche adoptée pour démontrer l'existence d'un effet de richesse en France s'inspire de quatre principes.

Premièrement, les deux approches théoriques explicitées dans l'annexe 1 ne sont pas équivalentes du fait des variations de prix relatifs des actifs. Par conséquent, en dehors du problème des préférences individuelles mentionné plus haut, le choix de l'une ou de l'autre n'est pas neutre. Par ailleurs, leur mise en œuvre simultanée permet d'en mettre en évidence l'éventuelle convergence et d'apprécier la robustesse des résultats.

Deuxièmement, trois concepts de consommation sont employés. On utilise d'ordinaire la notion de dépense totale du ménage. Cependant, les revenus des ménages considérés dans cette étude et la plupart de celles traitant de ce sujet (revenus du travail) n'intègrent pas les revenus de la propriété et en particulier les services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM). Aussi prend-on également en compte une variable de consommation nette des services financiers (3). Enfin, les modèles utilisés jusqu'ici sont relativement simples et reposent

sur l'absence de contrainte de crédit et sur une hypothèse de fonction d'utilité séparable qui ne tient pas compte des éventuelles dépendances intertemporelles des décisions des agents. Or, l'achat d'un bien durable nécessite parfois de s'endetter et diminue fortement à la fois la capacité d'achat et l'intérêt d'un tel achat pour le consommateur dans la période qui suit. Par conséquent, ces modèles reflètent davantage la consommation de services et de biens non durables que la consommation totale. De surcroît, la consommation de biens durables peut être assimilée dans certains cas à de l'épargne et donc à de la richesse. Nous travaillons donc sur un troisième concept de consommation qui se limite à la consommation de services et de biens non durables (4).

Troisièmement, ces différentes estimations seront effectuées au moyen de techniques économétriques de cointégration, de manière à estimer non seulement l'équilibre de long terme, mais aussi les ajustements de court terme par le recours aux modèles vectoriels à correction d'erreur. Compte tenu des limites signalées précédemment, une attention particulière est portée à l'analyse de la stabilité et de la robustesse des résultats par le biais du traitement de l'endogénéité, de l'utilisation de différents estimateurs, de la prise en compte de variables potentiellement omises et de différents tests de spécification.

Quatrièmement, une analyse spécifique de la crise financière est proposée. La relation de cointégration n'est pas modifiée quand on réalise des estimations hors échantillon à partir de données récentes, c'est-à-dire que l'équation testée ne présente pas de résidus aberrants en 2008 et 2009. Cependant, d'autres éléments comme la faiblesse du pouvoir d'achat mais aussi une épargne de précaution liée à la progression du chômage peuvent expliquer le ralentissement de la consommation. Une analyse de contributions sera donc finalement proposée pour éclairer notre propos.

Pour mener ces analyses, nous utilisons essentiellement des données provenant des comptes nationaux trimestriels financiers et non finan-

3. Les SIFIM sont évalués par les comptables nationaux à partir de la différence entre les taux courts et l'inflation et sont particulièrement erratiques depuis 2000, sans que cela paraisse pertinent dans le comportement de consommation. Les services financiers, qui incluent les SIFIM, ne représentent que 5 à 7,5 % de la consommation totale.

4. La richesse que nous considérons ici ne prend pas en compte le stock de biens durables, faute de données suffisamment longues pour reconstituer un tel stock.

ciers (Banque de France, 2009 et Insee, 2009). Bien que les données soient disponibles sur la période 1978-2009, nos estimations sont effectuées sur l'échantillon 1987-2006 et portent sur 80 observations. Cela permet en effet d'une part d'éviter les différents effets de bord dans les données et la rupture marquée par la libéralisation financière (suppression de l'encadrement du crédit) en 1985 (5). D'autre part, cela s'avère utile pour tester la stabilité des résultats en échantillon et hors échantillon. L'analyse de la crise est effectuée sur des données incluant 2009, mais avec des coefficients estimés sur une période n'incluant pas la crise.

...confirme l'existence d'un effet de richesse plus perceptible à court qu'à long terme

La mise en évidence de l'existence d'un effet de richesse en France repose sur l'estimation du modèle log-linéaire suivant, qui permet de déterminer l'élasticité de la consommation à la richesse selon que la richesse est ou non agrégée :

$$c_t = \alpha + \beta_1 a_t + \beta_2 y_t + \varepsilon \text{ ou } c_t = \alpha + \beta_1 f_t + \beta_2 h_t + \beta_3 y_t + \varepsilon \quad (1)$$

où c , a , f , h , y sont respectivement le logarithme du pouvoir d'achat de la consommation, de la richesse agrégée, de la richesse financière, de la richesse immobilière et du revenu disponible. Les variables c , a , f , h et y sont déflatées au moyen d'un déflateur cohérent avec le concept de consommation considéré. À la différence des hypothèses retenues par Lettau et Ludvigson (2001), la somme des élasticités de la consommation à la richesse et au revenu (respectivement β_1 et β_2) n'est pas contrainte à un. Nous vérifions ensuite dans quelle mesure cette contrainte est vérifiée par les données.

On détaille à titre d'exemples le cas de la consommation hors services financiers et celui de la richesse agrégée.

Il convient tout d'abord de s'assurer de l'existence d'une relation d'équilibre dans nos données. Conformément aux tests de racine unitaire usuels (test ADF de Dickey-Fuller (1979) et test DF-GLS de Elliot, Rothenberg et Stock (6) (1996)), les séries en logarithme du volume de la consommation, de la richesse agrégée et du revenu disponible (respectivement $chsf$, $ahsf$ et $yhsf$) sont intégrées d'ordre un (cf. annexe 2, tableau A). Après nous être assurés qu'il existe

au moins une relation de cointégration par le biais des tests de Johansen (1995), nous estimons ensuite la relation de long terme. Bien que l'estimation par les moindres carrés soit super convergente, il est nécessaire de prendre en considération l'éventuel biais d'endogénéité dans les variables explicatives (richesse, revenu), en particulier du fait du petit nombre d'observations. On utilise l'estimateur DOLS préconisé par Stock et Watson (1993) et utilisé dans certaines études précédemment citées. La relation de long terme estimée est la suivante :

$$chsf_t = \alpha + 0,08ahsf_t + 0,92yhsf_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Le résidu de cette relation étant stationnaire, cette relation est bien une relation d'équilibre pour la consommation. Il est alors possible de construire le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\begin{aligned} d(chsf_t) = & -0,353\varepsilon_{t-1} + 0,009 + 0,233d(yhsf_t) \\ & + 0,102d(ahsf_{t-1}) \\ & - 0,012dcho - 0,002dtct_2 - 2 \\ & - 0,793dlog(dhsf) - 0,003dum2001 \end{aligned} \quad (3)$$

où $dtcho$ est la variation du taux de chômage non corrélée à la variation du pouvoir d'achat du revenu disponible (7) et mesure l'épargne de précaution, dtc celle de l'euribor (8) réel, $dhsf$ est le déflateur de la consommation hors services financiers, marquant un effet d'encaisses réelles (9), et $dum2001$ une variable muette qui vaut 0 avant 2001 et 1 ensuite (10). On remarquera que la réaction de la consommation à une hausse de la richesse est plus vive à court terme qu'à long terme : l'impact d'une hausse de 100 % de la richesse sur la consommation correspond à une hausse de 12 % à l'horizon de deux trimestres et à seulement 7 % à long terme.

Les résidus de la relation de cointégration ont des propriétés satisfaisantes de stationnarité, y

5. En particulier, Boone et al. (2001) et Barrel et Davis (2007) ont montré l'impact de la déréglementation financière en France.

6. Le choix du nombre de retards retenu est effectué à partir des critères usuels (AIC, SC, HQ, FPE).

7. Plus précisément, il s'agit du résidu de l'équation suivante : $d(tcho) = \alpha + \beta d(yhsf) + \varepsilon$.

8. L'euribor est, avec l'Eonia, l'un des deux principaux taux de référence du marché monétaire de la zone euro.

9. Cet effet est assez usuel dans les estimations pour la France : les ménages cherchent à maintenir le pouvoir d'achat de leur patrimoine et une hausse de l'inflation les amène à augmenter leur épargne et donc diminuer leur consommation.

10. Cette rupture n'est pas significative dans l'équation de long terme. Une explication possible en sont les innovations financières et en particulier la hausse de l'apport de liquidité consécutif au financement par crédit de l'habitat présentée au graphique D qu'elles ont permis.

compris quand on prolonge le calcul jusqu'en 2010 (cf. graphique II). En revanche, les résidus de l'équation de court terme sont assez fortement négatifs à la fin de 2006 et au début de 2007, ce qui signifie que l'équation a tendance à surestimer la variation de la consommation sur cette période.

Un effet de richesse de long terme robuste

La littérature sur les effets de richesse souligne leur manque de robustesse. Cela incite à tester la robustesse des effets mis en évidence plus haut. Dans un premier temps, nous présentons à cette fin plusieurs estimations des effets de richesse en variant l'approche (élasticité ou MPC) et la définition des variables (richesse agrégée ou non, différents concepts de consommation mentionnés plus haut). Dans un second temps, nous testons d'autres spécifications.

En dehors de l'approche en élasticité décrite par l'équation (1), la littérature propose une estimation des effets de richesse en MPC, conformément à l'équation (6) de l'annexe 1. On estime dans ce cas l'une des deux relations suivantes selon que la forme adoptée pour la richesse dans la spécification est agrégée ou non :

$$\frac{C_t}{Y_t} = \alpha + \beta \frac{A_t}{Y_t} + \varepsilon \quad \text{ou} \quad \frac{C_t}{Y_t} = \alpha + \beta_1 \frac{H_t}{Y_t} + \beta_2 \frac{F_t}{Y_t} + \varepsilon \quad (4)$$

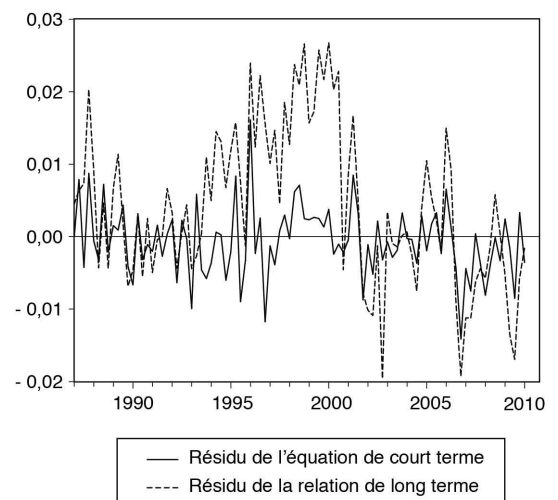
où α est une constante et β , β_1 et β_2 sont les propensions marginales à consommer respectives de l'ensemble des actifs détenus (A), de la richesse immobilière (H) et de la richesse financière (F). On distingue de plus trois sortes de consommation (consommation totale, hors services financiers et hors biens durables).

Pour toutes ces approches, il convient de s'assurer de l'existence d'une relation d'équilibre dans nos données. Tester l'existence d'une ou plusieurs relations de cointégration dans les relations (1) et (4) nécessite au préalable de déterminer l'ordre d'intégration de nos séries. Conformément aux tests de racine unitaire usuels, les séries en logarithme sont pour la plupart intégrées d'ordre un, tout comme les séries de ratios de la consommation sur le revenu ou de la richesse sur le revenu (cf. annexe 2, tableau B). Le ratio de la consommation totale sur le revenu est cependant stationnaire, ce qui

exclut l'existence de toute relation de cointégration. Surtout, le logarithme du pouvoir d'achat de la richesse immobilière et le ratio de la richesse immobilière sur le revenu (en niveau et en différence) semblent faire état d'un ou de plusieurs points de rupture (*structural breaks*). Pour se prémunir contre d'éventuels problèmes de biais de rejet dans les tests de racine unitaire usuels (l'hypothèse nulle de racine unitaire peut alors être acceptée à tort), nous testons l'ordre de ces séries au moyen du test de Lee et Strazicich (2003, 2004), (cf. annexe 2, tableau C). La particularité de ce test fondé sur le maximum de Lagrange est de prendre en compte de manière endogène l'existence de ruptures structurelles éventuelles (une ou deux) à la fois sous l'hypothèse nulle de racine unitaire et sous l'hypothèse alternative. À la mise en œuvre de ce test, il apparaît cette fois que les séries représentant le ratio de la richesse immobilière sur le revenu et le logarithme de la richesse immobilière déflatée par le déflateur de la consommation hors biens durables sont intégrées d'ordre un à 5 %. La richesse immobilière déflatée par le déflateur de la consommation excluant les SIFIM demeure néanmoins toujours intégrée d'ordre deux.

Dans la lignée de Johansen (1995), nous testons ensuite l'existence d'au moins une relation de cointégration dans un modèle vectoriel autorégressif (VECM) en calculant les statistiques de

Graphique II
Résidus à court et à long terme



Lecture : le résidu de l'équation de court terme est celui de l'équation (3), c'est-à-dire l'écart entre la variation du logarithme de la consommation observée et celle modélisée par l'équation. Le résidu de l'équation de long terme est celui de l'équation (2), c'est-à-dire l'écart entre les logarithmes des consommations respectivement observée et modélisée par l'équation. Au quatrième trimestre 2002, le logarithme de la consommation observée a été inférieur de 0,02 à celui de la consommation modélisée. Cela signifie que la consommation a été inférieure d'environ 2 % à la consommation modélisée.

Source : calculs des auteurs.

la valeur propre maximale et de la trace. Quels que soient les concepts de consommation retenus, il existe au moins une relation de cointégration telle que définie par la relation (4). Pour les approches en élasticités, il existe deux relations de cointégration entre la consommation, le revenu disponible, la richesse financière et la richesse immobilière (11).

Enfin, nous estimons les équations à l'aide de différentes méthodes. Outre l'estimateur DOLS, une approche vectorielle à correction d'erreur permet également de prendre en compte l'endogénéité potentielle. L'estimateur du maximum de vraisemblance (ML) dérivé par Johansen (1995) est tout naturellement utilisé à cette fin. De manière moins conventionnelle, nous avons recours également à une estimation d'un VECM par Moindre Carrés Généralisés (*GLS system approach* dans la terminologie anglo-saxonne). En effet, Brüggemann et Lütkepohl (2005) ont montré que cet estimateur possède de meilleures propriétés que l'estimateur du maximum de vraisemblance lorsque l'on utilise de petits échantillons ou dans des situations où l'estimateur ML conduit à des estimations très variables (et à des valeurs extrêmes des coefficients). Ces auteurs ont par ailleurs montré que la comparaison et l'éventuelle convergence des deux estimateurs étaient des indicateurs de robustesse des estimations (cf. tableaux 3 et 4). Le nombre de retards retenus dans les VECM repose sur le calcul des critères de sélection déjà évoqués précédemment. Lorsque les critères divergent, le nombre de retards choisi est celui qui permet d'obtenir l'estimation la plus robuste et la plus réaliste (cf. annexe 2, tableau D).

La robustesse et la stabilité des estimations présentées ci-dessus sont testées. Nous nous assurons de la stabilité des relations de cointégration en procédant à des tests récursifs sur les valeurs propres puis de la stabilité des estimations par le test du CUSUM fondé sur la somme cumulée du carré des résidus récursifs (*CUMulated SUM* en anglais, cf. annexe 2, graphique). Les tests d'autocorrélation des résidus (Portmanteau et LM), d'hétéroscédasticité (ARCH) et de normalité (Jarque Bera) attestent de la robustesse des résultats à toute déviation des hypothèses fondamentales du modèle linéaire (cf. annexe 2, tableau D). Le test LM de Breusch Godfrey n'a des propriétés satisfaisantes qu'en ce qui concerne l'autocorrélation d'ordre faible, particulièrement dans des systèmes de faible dimension. À l'inverse, le test du Portmanteau est approprié dans les cas d'autocorrélation d'ordre élevé. Bien que les estimations soient en règle générale satisfaisantes, les statistiques obtenues montrent cependant une certaine hétérogénéité. Si l'on opère une comparaison sur la base des estimations VECM (ML), la spécification portant sur la consommation hors services financiers présente des résidus légèrement meilleurs, que la richesse soit ou non désagrégée. La qualité des estimations en élasticité de type VECM semble donc particulièrement satisfaisante même si la somme des coefficients (non contrainte) est plutôt de l'ordre de 0,85 que de 1. Les estimations analogues en DOLS ou en VECM (GLS) présentent des résidus normaux

11. Les estimations comportant deux relations de cointégration donnant des résultats économiquement peu réalistes, nous nous limiterons ensuite aux estimations n'en comportant qu'une. Cela revient à supposer que la présence d'une constante ou d'une tendance linéaire suffit à ramener à une spécification en une seule équation.

Tableau 3
Estimations de long terme non contraintes (approche en propension marginale à consommer (MPC))

Méthode d'estimation	OLS	DOLS	ML	GLS
Richesse agrégée				
Richesse 1	1,83 (0,73)	1,73*** (0,69)	1,79*** (0,72)	0,44*** (0,17)
Richesse 2	3,06 (1,22)	2,83*** (1,38)	3,27*** (1,31)	1,33 (0,53)
Richesse décomposée				
Richesse immobilière 1	0,83 (0,33)	4,33*** (1,73)	2,76*** (1,10)	2,73*** (1,09)
Richesse immobilière 2	0,79 (0,32)	1,74*** (0,70)	0,96 (0,38)	0,85 (0,34)
Richesse financière 1	4,55 (1,82)	4,43*** (1,77)	4,40*** (1,76)	4,58*** (1,83)
Richesse financière 2	11,93 (4,77)	9,71*** (3,88)	9,51*** (3,80)	9,8*** (3,92)

Lecture : *, ** et *** indiquent les degrés de significativité à 10 %, 5 % et 1 % respectivement. Les chiffres entre parenthèses donnent l'augmentation de la consommation annuelle en centimes d'euros induite par une augmentation de la richesse de un euro.

1 : ratio de consommation de biens non durables ; 2 : ratio de consommation excluant les services financiers.

OLS renvoie aux estimations par moindres carrés ordinaires, DOLS désigne les estimations par moindre carrés dynamiques, ML désigne les estimations des modèles vectoriels à correction d'erreur par maximum de vraisemblance et GLS renvoie aux estimations des modèles vectoriels à correction d'erreur par moindre carrés généralisés.

Champ : valeurs des estimations de long terme non contraintes des effets richesse calculées selon l'approche en propension marginale à consommer (MPC).

Source : données Insee et Banque de France.

mais soulèvent des problèmes d'autocorrélation d'ordre faible. Pour ce qui est des estimations en MPC, elles présentent dans l'ensemble les mêmes caractéristiques. Dans tous les cas, les estimations des effets de richesse agrégée présentent des résidus de meilleure qualité.

Sur le plan de la stabilité économétrique, les estimations qui portent sur une même approche et qui reposent sur un même concept de consommation semblent relativement similaires quelle que soit la méthode d'estimation retenue. En particulier, les estimations par ML et GLS sont relativement proches, ce qui atteste de leur robustesse si l'on se réfère aux travaux de Bruggemann et Lütkepohl (2005). La volatilité des coefficients selon les approches semble cependant moindre dans le cas des estimations log-linéaires (élasticité) ce qui tend à confirmer que ce type d'approche se prête mieux aux estimations économétriques que celle en MPC. Les estimations par DOLS, notamment, mettent en évidence des résultats tout à fait robustes dans le cas de l'approche en élasticité, puisque la somme des coefficients est très proche de l'unité. On peut penser qu'il s'agit là de la traduction des propriétés de l'estimateur DOLS (faible dispersion et erreur quadratique moyenne plus faible que les estimations ML (Stock et Watson, 1993)) en échantillon fini de taille moyenne à petite.

Tableau 4
Estimations de long terme non contraintes (approche en élasticité)

Méthode d'estimation	DOLS	ML	GLS
Richesse agrégée			
Richesse 1	0,09**	0,08***	0,09
Revenu 1	0,83***	0,58***	0,53***
Richesse 2	0,08**	0,07***	0,08***
Revenu 2	0,92***	0,67***	0,65***
Richesse 3	0,11***	0,1***	0,11***
Revenu 3	0,66***	0,75***	0,75***
Richesse décomposée			
Immobilier 1	0,05***	0,06***	0,06***
Immobilier 2	0,08***	0,06***	0,06***
Immobilier 3	0,08***	0,08***	0,08***
Financière 1	0,11***	0,1***	0,12***
Financière 2	0,11***	0,12***	0,13***
Financière 3	0,08***	0,09***	0,09***
Revenu 1	0,73***	0,63***	0,62***
Revenu 2	0,65***	0,66***	0,64***
Revenu 3	0,63***	0,62***	0,6***

Lecture : *, ** et *** indiquent les degrés de significativité à 10 %, 5 % et 1 % respectivement. 1 : consommation de biens non durables ; 2 : consommation excluant les services financiers ; 3 : consommation totale.

DOLS désigne les estimations par moindres carrés dynamiques, ML désigne les estimations des modèles vectoriels à correction d'erreur par maximum de vraisemblance et GLS renvoie aux estimations des modèles vectoriels à correction d'erreur par moindres carrés généralisés.

Champ : valeurs des estimations de long terme non contraintes des effets richesse calculées selon l'approche en élasticité

Source : données Insee et Banque de France

Concernant l'approche en élasticité, nous avons choisi de ne pas contraindre la somme des élasticités de la consommation à la richesse et au revenu à être égale à un dans les résultats présentés plus haut. En effet, cette contrainte ne se justifie pas quand on considère une partie seulement de la consommation, telle que la consommation hors biens durables ou hors services financiers (12). L'instauration de cette contrainte a un impact différent sur les estimations de l'effet de richesse selon les approches. Dans les cas où elle est vérifiée par les données, les estimations sont peu modifiées. Dans les cas où elle n'est pas acceptée par les données, les estimations de l'effet de richesse sont révisées à la baisse (13). Cela est particulièrement marqué pour les VECM traitant de la consommation hors biens durables lorsque la richesse est agrégée, ainsi que pour les VECM traitant de la consommation hors services financiers, que la richesse soit ou non agrégée (cf. tableau 5).

Par ailleurs, on procède à des tests sur variables omises en ajoutant des variables exogènes

12. À titre d'exemple, le logarithme de la consommation hors biens durables est intégré avec celui de la consommation totale avec une élasticité de 0,9, ce qui explique que la somme des élasticité de la consommation au revenu et à la richesse soit faible.

13. Cet exercice a été réalisé sur les approches en DOLS et en VECM-ML.

Tableau 5
Estimations de long terme (approche en élasticité avec la somme de ces dernières contrainte à un)

Méthode d'estimation	DOLS	ML
Richesse agrégée		
Richesse 1	0,05	0,01
Revenu 1	0,95	0,99
Richesse 2	0,10	0,00
Revenu 2	0,90	1,00
Richesse 3	0,05	0,10
Revenu 3	0,95	0,90
Richesse décomposée		
Immobilier 1	0,04	0,05
Immobilier 2	0,02	0,00
Immobilier 3	0,02	0,06
Financière 1	0,03	0,13
Financière 2	0,08	0,03
Financière 3	0,02	0,11
Revenu 1	0,93	0,82
Revenu 2	0,89	0,97
Revenu 3	0,96	0,84

Lecture : 1 : consommation de biens non durables ; 2 : consommation excluant les services financiers 3 : consommation totale. DOLS désigne les estimations par moindres carrés dynamiques alors que ML désigne les estimations des modèles vectoriels à correction d'erreur par maximum de vraisemblance

Champ : valeurs des estimations de long terme des effets richesse calculées selon l'approche en élasticité, la somme des élasticités étant contrainte à un.

Source : données Insee et Banque de France ; calcul des auteurs.

au vecteur des régresseurs telles que le taux de chômage, sa variation, le taux de défaut des crédits aux ménages ou le taux d'intérêt. L'introduction de ces variables ne modifie pas significativement l'effet de richesse. En outre, l'ajout des années 2007 à 2010 à l'échantillon de départ n'amène aucun changement significatif de la taille des effets de richesse. Au contraire, le test de cointégration de la série de richesse immobilière est plus significatif et par conséquent les relations d'équilibre entre la consommation et la richesse sont plus facilement mises en évidence.

Enfin, nous avons vérifié que les coefficients associés aux effets financiers et immobiliers sont significativement différents au moyen d'un test de restriction sur les paramètres de type Wald (cf. annexe 2, tableau E). Bien que les probabilités de rejet de l'hypothèse d'homogénéité des coefficients soient légèrement plus élevées dans le cas des estimations en élasticités, les résultats confirment que les effets de richesse financiers et immobiliers sont d'ampleur différente ainsi que l'on pouvait s'y attendre.

Nos estimations s'avèrent donc stables, compatibles avec la réalité économique et présentent des signes et des ordres de grandeur relativement conformes à l'intuition.

Sur le court terme, les ajustements entre la consommation, le revenu et la richesse s'opèreraient davantage par le biais du revenu que celui de la richesse

À partir des estimations des VECM, il est possible d'explicitement quelles sont les grandeurs macroéconomiques qui corrigent les désajustements par rapport à la relation de cointégration. Les vecteurs des coefficients d'ajustement

associés à chaque relation de long terme sont présentés dans le tableau 6 (14).

À titre d'exemple, l'écriture du VECM complet dans le cas de l'estimation de l'effet de richesse en MPC (consommation hors biens durables) est la suivante :

$$d\left(\frac{Consol}{RDB}\right) = -0,38\left[\left(\frac{Consol}{RDB}\right)_{t-1} + 1,03 - 1,79\left(\frac{Richesse}{RDB}\right)_{t-1}\right] - 0,53d\left(\frac{Consol}{RDB}\right)_{t-1} - 0,61d\left(\frac{Consol}{RDB}\right)_{t-2} - 0,69\left(\frac{Consol}{RDB}\right)_{t-3} + 4,02d\left(\frac{Richesse}{RDB}\right)_{t-1} + 9,96d\left(\frac{Richesse}{RDB}\right)_{t-2} + 15,07d\left(\frac{Richesse}{RDB}\right)_{t-3}$$

avec d l'opérateur de différence première, $Consol$ la consommation hors biens durables, RDB le revenu disponible hors revenus de la propriété et t l'indice temporel. On retrouve bien le coefficient $-0,38$ associé à la relation de cointégration de long terme, le nombre de retards (3) donné dans le tableau D de l'annexe 2 ainsi que la relation de cointégration de long terme qui indique un effet de richesse agrégé de 1,79 centime.

14. La dynamique de court terme d'un VECM est définie par l'impact de l'écart aux relations de cointégration sur la variation des variables expliquées, mais aussi l'impact des variations des variables expliquées retardées entre elles. Compte tenu du nombre de retards retenu dans les estimations, le nombre de ces coefficients est très grand (12 = 3 variables expliquées, consommation, revenu, richesse * 5-1 dans le cas de 5 retards). Nous ne donnons qu'un seul exemple complet, le tableau 6 ne reprenant que l'impact des résidus de la relation de cointégration.

Tableau 6
Coefficients des résidus de la relation de cointégration dans les relations de court terme

		Consommation	Richesse	Revenu
Approche en MPC				
Consommation	Biens non durables	- 0,19*	0,001	
	Hors services financiers	- 0,38*	- 0,0007	
Approche en élasticité				
Consommation	Biens non durables	- 0,24*	0,56***	0,66***
	Hors services financiers	- 0,24*	0,25	0,66*
	Totale	- 0,07	0,27	0,72*

Lecture : *, ** et *** indiquent le seuil de significativité à 10 %, 5 % et 1 % respectivement. On a fait figurer les coefficients d'ajustement de la relation de cointégration, c'est-à-dire la dynamique d'ajustement de la consommation vers son niveau d'équilibre. Les valeurs associées au revenu sont d'amplitude plus importante que celles associées à la consommation et à la richesse : cela signifie que toute déviation de la cible de long terme est corrigée avant toute chose par un ajustement dans le revenu.

Champ : valeurs des coefficients de court terme associés à la relation de cointégration.

Source : données Insee et Banque de France.

Les modèles spécifiés en élasticité montrent que le coefficient d'ajustement de la richesse est significatif dans seulement un cas (consommation de services et de biens non durables) et est toujours inférieur à celui du revenu qui est pour sa part significatif dans les trois modèles. De plus, dans les modèles spécifiés en MPC, le ratio richesse sur revenu ne s'ajuste pas (cf. tableau 6).

Cette analyse est complétée par une analyse de décomposition de variance dans le sillage des travaux de Lettau et Ludvigson (2004) (cf. encadré 2). L'idée de cette décomposition est de mesurer la volatilité d'une variable selon qu'elle répond à des chocs transitoires ou permanents. Ce sont uniquement ces derniers qui vont entraîner des modifications structurelles des comportements des ménages. Ici, on mesure quelle part de la variance du revenu, de la richesse et de la consommation répond à des chocs permanents. Lettau et Ludvigson ont montré que si les variations de la consommation et de la richesse ne répondent pas à des chocs permanents, l'estimation de long terme n'est plus complètement valide puisqu'elle ne prend pas en compte les chocs transitoires.

Bien que les résultats de cette analyse divergent légèrement selon les concepts de consommation retenus, l'exercice de décomposition de variance permet d'avancer quelques conclusions. Comme Lettau et Ludvigson l'ont montré, la consom-

mation est principalement une fonction des chocs permanents occasionnés par le revenu et la richesse. Après 10 périodes, moins de 1 %, 2 % et 8 % de la variance de la croissance de la consommation totale, hors biens durables ou hors services financiers sont imputables à des chocs transitoires (cf. tableau 7). Ce sont aussi des chocs permanents qui expliquent très majoritairement la variance de la richesse. On peut donc penser que les chocs permanents de la richesse sont reliés aux chocs permanents de la consommation, ce qui va dans le sens d'un effet de richesse robuste. Par ailleurs, contrairement au cas américain, la variance dans la croissance du revenu est imputable aux chocs transitoires.

Les deux analyses précédentes montrent que toute déviation de court terme des différentes variables par rapport à leur tendance commune de long terme est corrigée prioritairement par des ajustements dans le revenu disponible. Cela s'inscrit dans la lignée des travaux menés en Allemagne (voir Hamburg *et al.* (2008) mais s'oppose aux travaux américains menés par Lettau et Ludvigson (2004). Dans ce dernier cas, ce sont des variations du prix des actifs qui corrigent à court terme toute déviation de la relation d'équilibre.

Afin d'éclairer les raisons de ces différences avec les États-Unis, nous avons cherché à évaluer dans quelle mesure l'évolution de court terme des prix d'actifs (cours boursiers, rende-

Encadré 2

ANALYSER L'IMPACT DES CHOCES SUR UN SYSTÈME

Lettau et Ludvigson (2004) ont été les premiers à souligner l'importance d'une analyse de l'impact des chocs (notamment dans leur degré de persistance) dans l'étude de la dynamique des effets de richesse. Bien qu'il soit difficile d'identifier l'origine des chocs d'un système, ainsi que l'a mis en évidence Cochrane (1994), il est possible de différencier les chocs selon leur nature, comme l'ont montré Gonzalo et Ng (2001). Leur méthode permet d'isoler les chocs permanents (\tilde{N}_t^P) et transitoires (\tilde{N}_t^T) en considérant les conditions

$$\text{suivantes : } \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\delta E_t(X_{t+h})}{\delta \tilde{N}_t^P} \neq 0 \text{ et } \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\delta E_t(X_{t+h})}{\delta \tilde{N}_t^T} = 0.$$

Conditionnellement au nombre de relations cointégrantes du système (r), les auteurs proposent une orthogonalisation des résidus en deux étapes. Dans la première, les $n - r$ chocs permanents sont séparés des chocs transitoires. Pour ce faire, il convient tout d'abord de partir de la représentation de Wold de notre système $\Delta Y_t = C(L)e_t$. Ensuite, le vecteur u_t de chocs permanents et transitoires est donné par la transformation des

$$\text{résidus suivante : } u_t = \begin{bmatrix} u_t^P \\ u_t^T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha' \perp e_t \\ \beta' e_t \end{bmatrix} = Ge_t \text{ avec}$$

$$\alpha' \perp \alpha = 0 \text{ et } G = \begin{bmatrix} \alpha' \perp \\ \beta' \end{bmatrix}_{\substack{r \times n \\ (n-r) \times n}}. \text{ Dans la seconde étape,}$$

il faut rendre les chocs permanents et transitoires mutuellement orthogonaux. Bien que plusieurs méthodes alternatives soient exploitables, les auteurs choisissent d'appliquer une décomposition de Choleski à la covariance du vecteur des innovations $u_t : \tilde{\eta}_t^T = H^{-1}u_t$. Il est finalement possible d'exprimer la croissance de chaque variable du système (c'est-à-dire du vecteur Y_t) comme une fonction de chocs permanents et transitoires orthogonaux :

$$\Delta Y_t = C(L)e_t = C(L)G^{-1}HH^{-1}Ge_t = D(L)HH^{-1}u_t = \tilde{D}(L)\tilde{\eta}_t \text{ où } D(L) = C(L)G^{-1}.$$

Pour une présentation plus détaillée de ces démonstrations, on se reportera à Gonzalo et Ng (2001).

ment net des actions, prix immobiliers) est expliquée par le résidu des relations de cointégration que nous avons présentées ci-dessus et éventuellement par d'autres variables caractéristiques des évolutions des prix d'actifs aux États-Unis. Nous suivons en cela la méthodologie initiée par Hamburg *et al.* (2008). Au total, pour chacune des relations de cointégration, six spécifications différentes ont été testées sur sept horizons différents à partir de la régression suivante :

$$\sum_{l=1}^k \Delta x_{t+l} = \alpha_k \text{coint}_t^{\text{fr}} + \beta_k \text{ind}_t^{\text{us}} + \mu_k + v_{kt}$$

Nous présentons dans le tableau 8 les résultats obtenus avec la relation de cointégration (2) (15).

Le prix des actifs français (cours boursiers ou prix de l'immobilier) n'est pas déterminé par le résidu de la relation de cointégration entre la consommation, le revenu et la richesse, ou alors il ne l'est que très faiblement (cf. tableau 8). Pour les prix

15. Les autres résultats sont disponibles sur demande.

Tableau 7
Décomposition de la variance des erreurs selon leur nature

Période	c		y		a	
	P	T	P	T	P	T
Consommation totale						
1	1	0	0,047	0,953	1	0
2	0,972	0,028	0,13	0,87	1	0
3	0,977	0,023	0,195	0,804	0,999	0,001
4	0,978	0,022	0,27	0,73	0,998	0,001
5	0,981	0,019	0,342	0,658	0,998	0,001
6	0,983	0,017	0,41	0,59	0,999	0,001
7	0,985	0,015	0,472	0,528	0,998	0,001
8	0,986	0,013	0,527	0,473	0,999	0,001
9	0,988	0,012	0,576	0,424	0,998	0,001
10	0,989	0,011	0,618	0,382	0,999	0,001
11	0,99	0,01	0,655	0,345	0,999	0,001
Consommation hors biens durables						
1	0,835	0,165	0,499	0,501	1	0
2	0,901	0,098	0,648	0,353	0,964	0,036
3	0,931	0,07	0,701	0,299	0,972	0,028
4	0,948	0,052	0,734	0,265	0,978	0,022
5	0,96	0,04	0,758	0,242	0,983	0,017
6	0,968	0,033	0,777	0,223	0,986	0,014
7	0,973	0,027	0,792	0,208	0,989	0,011
8	0,977	0,023	0,805	0,196	0,991	0,01
9	0,98	0,02	0,815	0,185	0,991	0,008
10	0,982	0,018	0,825	0,175	0,993	0,007
11	0,984	0,016	0,833	0,167	0,994	0,007
Consommation hors services financiers						
1	0,594	0,406	0,501	0,499	1	0
2	0,717	0,283	0,702	0,298	0,997	0,003
3	0,77	0,23	0,763	0,237	0,996	0,004
4	0,81	0,19	0,807	0,193	0,996	0,005
5	0,839	0,161	0,835	0,165	0,995	0,005
6	0,861	0,139	0,855	0,145	0,995	0,004
7	0,879	0,121	0,871	0,129	0,996	0,004
8	0,893	0,107	0,883	0,117	0,996	0,004
9	0,905	0,095	0,893	0,107	0,997	0,003
10	0,915	0,085	0,902	0,099	0,997	0,003
11	0,923	0,077	0,908	0,091	0,997	0,003

Lecture : P représente le choc permanent et T le choc transitoire. c, y et a désignent respectivement la consommation, le revenu et la richesse agrégée. Par exemple, lorsqu'on se base sur la consommation totale, 100 % de la variance de la consommation (c) est expliquée par un choc permanent à la première période.

L'exercice a été réalisé à partir du logiciel Gauss via le code écrit initialement par Serena Ng.

Champ : parts de la variance de la consommation, des actifs, et du revenu expliquée par un choc transitoire ou permanent.

Source : données Insee et Banque de France, code Gauss de Serena Ng.

immobiliers, seule une ou deux des 19 relations de cointégration testées s'avèrent significatives, et cela sur un ou deux horizons. La significativité est plus fréquente pour les cours boursiers. Ceci marque une différence par rapport aux résultats obtenus par Lettau et Ludvigson (2004), où le R² de l'équation équivalente à la première équation dans le tableau est supérieur à 0,5 alors qu'il est inférieur à 0,1 dans le cas français. Cela est en partie expliqué par le caractère international des cours boursiers : la présence d'une variable retraçant le marché actions des États-Unis améliore immédiatement et de façon décisive la qualité de la régression.

Ainsi, le moindre recours des ménages aux marchés financiers, le fait qu'ils ajustent peu leur por-

tefeuille, et l'importance plus grande des cours boursiers mondiaux limitent l'ajustement des prix d'actifs nationaux aux déviations de la relation d'équilibre entre consommation, revenu et richesse.

Lors de la crise financière de 2008, la contribution à court terme de la richesse à la consommation a été négative

L'analyse du système revenu/consommation/richeesse est enfin menée sur la période récente et le court terme. Comme nous l'avons souligné plus haut, le prolongement de l'échantillon au-delà de 2006 ne fait pas apparaître de rupture des comportements. Plus précisément, les

Tableau 8
Dynamique des prix d'actifs en fonction du résidu de la relation de cointégration

Horizon temporel en trimestres, noté k	1	2	4	8	12	16	20
Cours boursiers : $\Delta x_t = \Delta p_t^{actionfr}$							
α_k	0,92	2,02	6,03	10,02	4,55	- 2,04	- 5,03
t-stat	0,98	1,31	2,66	2,99	1,08	- 0,42	- 1,04
R2	0,01	0,02	0,07	0,09	0,01	0	0,01
Rendement net des actions : $\Delta x_t = \Delta r_t^{actionfr}$							
α_k	0,93	2,02	6,32	10,47	4,61	- 0,82	- 1,69
t-stat	0,98	1,3	2,71	3,15	1,1	- 0,17	- 0,35
R2	0,01	0,02	0,08	0,11	0,01	0	0
Prix immobiliers : $\Delta x_t = \Delta p_t^{immofr}$							
α_k	- 0,13	- 0,26	0	1,45	2,72	4,18	8,26
t-stat	- 0,75	- 0,79	0,01	1,32	1,83	2,05	3,64
R2	0,01	0,01	0	0,02	0,04	0,05	0,16
Cours boursiers français et États-Unis : $\Delta x_t = \Delta p_t^{actionfr}$ et $ind_t = p_t^{actionUS}$							
α_k	0,66	1,38	2,92	3,47	3,71	5,48	5,53
t-stat	1,15	1,48	2,07	1,7	1,64	2,06	2,03
β_k	1,05	1,06	1,06	1,12	1,17	1,14	1,07
t-stat	12,46	12,58	12,25	12,74	14,09	13,76	13,32
R2	0,64	0,64	0,66	0,69	0,72	0,71	0,72
Cours boursiers français et cay aux États-Unis : $\Delta x_t = \Delta p_t^{actionfr}$ et $ind_t = cay_t^{US}$							
α_k	1,06	2,01	5,74	8,96	2,45	- 0,61	- 1,29
t-stat	1,1	1,28	2,48	2,67	0,63	- 0,15	- 0,33
β_k	- 0,38	0,01	0,84	3,2	8,09	11,17	13,83
t-stat	- 0,76	0,01	0,7	1,88	4,1	5,36	6,67
R2	0,02	0,02	0,08	0,13	0,19	0,28	0,39

Lecture : estimation de l'équation $\sum_{i=1}^k \Delta x_{t+i} = \alpha_k coint_t^{fr} + \beta_k ind_t^{US} + \mu_k + v_{kt}$ pour différentes valeurs de x et de ind_t^{EU} .

Champ : la relation de cointégration retenue ici est celle obtenue par l'élasticité de la consommation hors services financiers et la richesse totale, estimée par moindres carrés dynamiques. Les coefficients sont estimés sur la période 1987 à 2006 et le résidu est recalculé sur les données des comptes nationaux incluant le premier trimestre 2010.

Source : calculs des auteurs. Les cours boursiers sont issus des principaux indicateurs économiques de l'OCDE, les prix de l'immobilier issus de l'Insee sont rétopolés avec l'indicateur de la FNAIM (cf. graphique B de l'encadré 1). Le rendement net est obtenu par différence avec le taux d'intérêt long. Pour plus de détails sur l'indicateur cay utilisé, se reporter au site http://faculty.haas.berkeley.edu/lettau/data/cay_q_10Q2.txt. Cet indicateur est calculé jusqu'au deuxième trimestre 2010.

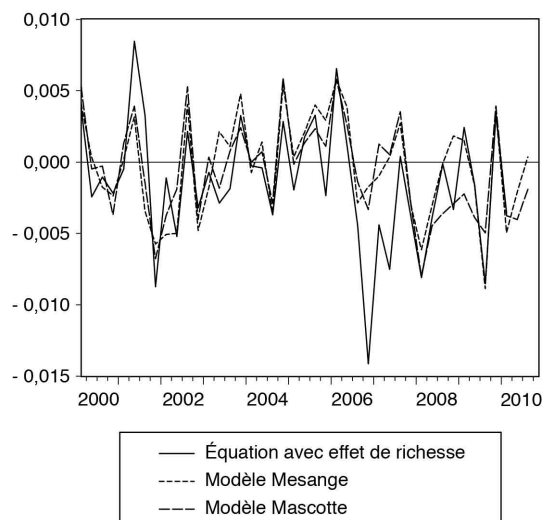
seuls comportements spécifiques concernent non la crise des subprimes, mais la fin de l'année 2006 et le début de l'année 2007. Lors de la crise récente, la relation de long terme de l'approche que nous privilégions (2) est restée compatible avec les données effectivement réalisées, même quand elle est calculée hors échantillon jusqu'au premier trimestre 2010, ainsi que le montre le graphique II (16). Les performances de notre équation de court terme s'avèrent en outre assez proches de celles d'un certain nombre de spécifications usuellement utilisées dans les modèles macroéconométriques de prévision et en particulier des équations de consommation des modèles Mascotte et Mésange (voir respectivement Baghli *et al.* (2004) et Klein et Simon (2010)), même réestimées avec des données plus récentes (cf. graphique III).

La relative stabilité de la relation de cointégration par rapport à son historique est tout d'abord due au fait que la période qui précède la crise (de fin 2006 à début 2007) a été marquée par une consommation des ménages plutôt basse par rapport au niveau de leur richesse et de leur revenu. À l'inverse, en 2008, la consommation est restée élevée. D'une part, elle a été supé-

rieure à ce que les déterminants de l'équation prédisaient. D'autre part, le pouvoir d'achat de la richesse totale des ménages a diminué de 5 % entre son pic et son creux, et celui du revenu hors revenus de la propriété, de 0,2 %. Ces baisses sont relativement faibles au regard de la baisse des cours boursiers, supérieure à 50 %. Cela s'explique par la faible proportion du patrimoine des ménages sensible à la variation du prix des actifs (cf. encadré 1) et même à celle du PIB, qui a décliné d'environ 3 %. En particulier, le pouvoir d'achat des ménages a été soutenu par les baisses d'impôts et la bonne tenue de la masse salariale durant la crise : les rémunérations et le volume d'emplois ont en effet réagi à la baisse avec un délai habituel, mais ils ont été supérieurs à leurs déterminants habituels au moment de la reprise, en particulier en 2009. En outre, le pouvoir d'achat de la richesse financière des ménages et de leur revenu sont repartis à la hausse, soutenus par la reprise des cours boursiers, les baisses d'impôts et la baisse des prix à la consommation induite par le repli du prix du pétrole au début 2009. À la fin de l'année 2009, le pouvoir d'achat de la richesse totale des ménages était à peu près inférieur de 2 % à son niveau de la fin 2007 tandis que celui du revenu avait progressé dans le même temps de plus de 2,5 %. Au total, l'ajustement de long terme de la consommation lié à l'effet de richesse aurait été relativement limité, de l'ordre de quelques dixièmes de pourcentage en niveau.

Cependant, à court terme, la consommation surréagit à un choc de richesse. Aussi la contribution totale de la richesse à la variation de la consommation, telle que mesurée par l'équation (3), est-elle assez fortement négative en 2008 et 2009, l'effet cumulé dépassant légèrement 0,5 point (cf. graphique IV). Cet effet est plus important que lors de la récession du début des années 1990, qui constitue le seul autre épisode de crise identifié sur la période d'analyse où la richesse a contribué négativement à la consommation (17). Elle pourrait y contribuer positivement en 2010, en raison de son rebond mais aussi de la compensation de la surréaction qui a eu lieu dans un premier temps.

Graphique III
Résidus des équations de différentes fonctions de consommation



Lecture : le résidu retenu ici est l'écart entre la variation du logarithme de la consommation en volume observée et celle modélisée par l'équation. L'équation avec effet de richesse est l'équation (3), celles du modèle Mésange et Mascotte sont celles présentées dans les documents de travail de ces modèles, réestimées avec les dernières données disponibles sur une période n'incluant pas la crise. Au troisième trimestre 2002, la variation du logarithme de la consommation observée a été supérieure de 0,005 à celle modélisée par le modèle Mascotte, ce qui revient à un taux de croissance trimestriel de la consommation observé supérieur d'environ 0,5 % à celui modélisé.
Source : calculs des auteurs.

16. Cela est également le cas de toutes les relations de long terme décrites plus haut.

17. La contribution de la richesse à la croissance annuelle moyenne de la consommation sur la période 1987-2009 est positive, de l'ordre de 0,3 point.

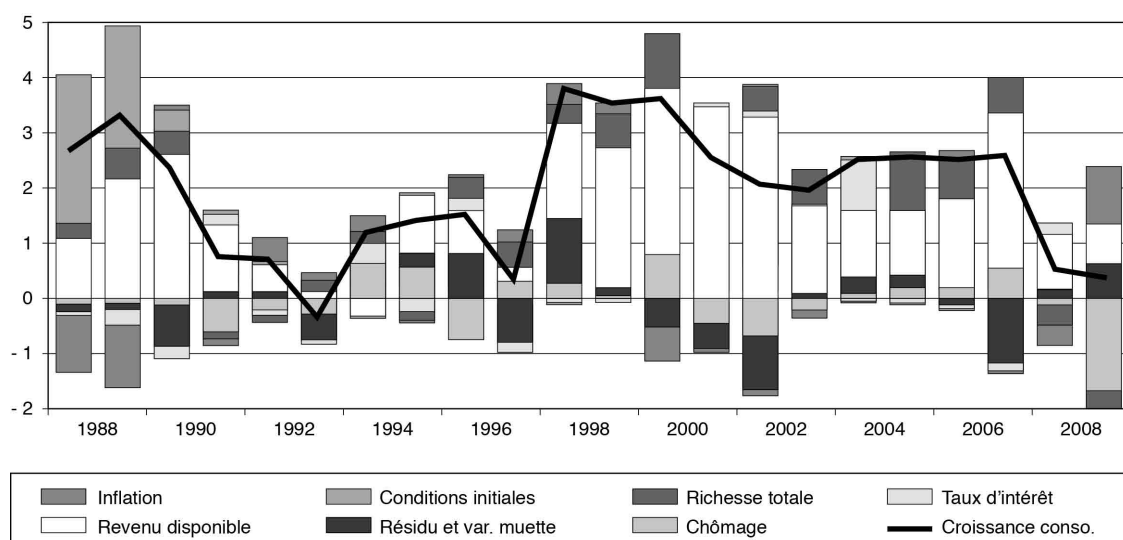
En guise de conclusion : des effets de richesse moins accusés en France et en Italie qu'aux États-Unis ou au Royaume-Uni

Au terme de ces analyses, il est possible de conclure dans le cas français à l'existence d'effets de richesse significatifs mais d'ampleur modérée. Les deux principales voies d'approches utilisées (MPC et élasticités) vont toutes deux dans ce sens. En se basant sur l'approche MPC, une diminution (augmentation) d'un euro de la valeur totale des actifs conduit à une réduction (augmentation) d'un centime en moyenne de la consommation annuelle des agents, celle-ci étant considérée comme permanente. En utilisant le rapport d'équivalence mentionné précédemment (ratio richesse moyenne sur consommation calculé sur la période 1995-2005), cette perte correspond à une élasticité de 5 à 8 % (variation en pourcentage de la consommation à la suite d'un doublement de la richesse). L'élasticité que nous estimons directement à partir du modèle log-linéaire est un peu supérieure, de l'ordre de 8 à 11 % pour la richesse agrégée (équivalente à une MPC d'environ deux centimes). On relève donc une relative convergence des résultats, quelle que soit l'approche théorique sous-jacente. En considérant cette fois les élasticités différenciées, l'effet de richesse immobilier apparaît plus faible (environ 6 % soit 2 centimes) que l'effet financier (environ 10 %, soit 4 centimes). La faible ampleur des effets

de richesse français est conforme aux intuitions théoriques et aux précédents travaux, de même que la supériorité de l'effet financier. Par ailleurs, la moindre importance de l'effet immobilier contribue à réduire l'effet de richesse total car le patrimoine immobilier représente la plus grande part du patrimoine total des Français. Nos résultats révèlent en outre que toute déviation de la cible de long terme est principalement corrigée par des ajustements du revenu disponible des ménages. Les coefficients associés à l'ajustement de la richesse à court terme ne sont en effet significatifs (et ce, faiblement) que dans une seule régression. Ils s'avèrent être de surcroît toujours inférieurs aux coefficients du revenu. Une décomposition de la variance fait apparaître que la consommation réagit pour l'essentiel aux chocs permanents du revenu et de la richesse.

Si l'on se réfère aux études empiriques préexistantes, les effets de richesse que nous avons mis en évidence dans le cas français s'avèrent plus modérés que ceux trouvés aux États-Unis ou au Royaume-Uni. Ils sont en revanche relativement proches de ceux estimés en Italie. Cette faiblesse relative des effets de richesse en France et en Italie n'est pas surprenante : le système financier repose dans les deux pays davantage sur l'intermédiation bancaire que sur les marchés, contrairement à ce qui se passe aux États-Unis et au Royaume-Uni. Concernant l'impact de la richesse immobilière, les analy-

Graphique IV
Contribution à la variation de la consommation hors services financiers – élasticité non contrainte



Lecture : en 2009, la croissance de 0,3 % de la consommation est expliquée par différents facteurs selon l'équation (3). La baisse de l'inflation contribue pour 1,1 %, la croissance du revenu pour 0,7 %, les résidus pour 0,6 %, la hausse du chômage pour -1,6 % et la baisse de la richesse totale pour -0,3 %.

Champ : contribution à la croissance annuelle de la consommation des différentes variables explicatives de l'équation (3).

Source : calcul des auteurs.

ses de la Banque centrale européenne (BCE) (2009) montrent qu'en France, comme dans la zone euro, les conditions des crédits à l'habitat en dehors des taux d'intérêt étaient plus restrictives et les hypothèques rechargeables moins répandues qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni, bien que des innovations financières aient été introduites récemment. Finalement, nos résultats conduisent à estimer que les effets de richesse se situent au milieu de la fourchette donnée par les études récentes sur l'économie française. Ils auraient ainsi un ordre de grandeur non négligeables (supérieurs à 2 %) mais modérés (inférieurs à 15 %). Les divergences de résultats tiennent sûrement à des différences telles que celles ayant trait à la période d'estimation suivant qu'elle recouvre ou non la déréglementation financière. Cette libéralisation a vraisemblablement induit de nombreux changements dans la sphère financière (privatisations qui ont augmenté les possibilités de détention directe et indirecte d'actions, création des organisations de placement collectif en valeurs mobilières (OPCVM)) et est intervenue simultanément à des changements de la politique du logement. De surcroît, le fait que la somme des élasticités n'a pas été contrainte à un dans nos spécifications (cette contrainte n'est pas acceptée par les

données dans de nombreux cas, ce qui est normal quand on analyse une partie seulement de la consommation) ou la date à laquelle nous avons calculé le ratio consommation/richeesse pour la conversion MPC/élasticité, ou encore la prise en compte de plusieurs estimateurs différents expliquent également les divergences entre les estimations des coefficients. Concernant les ajustements de court terme, nos résultats indiquent que les ménages français ont un comportement similaire à celui de leurs homologues allemands (Hamburg *et al.*, 2008). En revanche, ces comportements diffèrent de ceux des ménages américains : pour ces derniers, ce sont les prix d'actifs qui s'ajustent en priorité à un écart des variables à leur relation de long terme (Lettau et Ludvigson, 2004).

Il reste bien des voies à explorer pour améliorer notre connaissance des mécanismes et des comportements en période de crise : notamment chercher à savoir si la crise financière n'a pas généré des comportements non linéaires, en particulier vis-à-vis des prix immobiliers. Une approche complémentaire à partir de données microéconométriques permettrait également de dresser un portrait du type d'agent le plus sensible à l'effet de richesse. □

BIBLIOGRAPHIE

Altissimo F., Georgiou E., Sastre T., Valderrama M.T., Sterne G., Stocker M., Weth M., Whelan K. et Willam A. (2005), « Wealth and asset price effects on economic activity », *ECB occasional paper series*, n° 29.

Arrondel L., Savignac F. et Tracol K. (2011), « Wealth effects : households in the crisis », in *Saving and Portfolio Choice of Households: Macro and Micro Approaches*, Banque de France.

Aviat A., Bricongne J.-C. et Pionnier P.-A. (2007), « Richesse patrimoniale et consommation : un lien tenu en France, fort aux États-Unis », *Note de conjoncture Insee*, n° 208.

Baghli M., Brunhes-Lesage V., de Bandt O., Fraisse H. et Villetelle J.-P. (2004), « Mascotte : Modèle d'Analyse et de prévision de la Conjoncture TrimesTrielle », *Document de travail Banque de France*, n° 106.

Barrell R. et Davis E.P. (2007), « Financial liberalisation, consumption and wealth effects in seven

OECD countries », *Scottish Journal of Political Economy*, n° 54, vol. 2, pp. 254-267.

Bassanetti A. et Zollino F. (2008), « The effects of housing and financial wealth on personal consumption : aggregate evidence for Italian households », in *Household wealth in Italy, Banca d'Italia*.

Beffy P.-O. et Montfort B. (2003), « Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation », *Document de travail Insee*, G2003/08.

Bertaut C. (2002), « Equity prices, household wealth, and consumption growth in foreign industrial countries : wealth effects in the 1990s », *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers*, n° 724.

Blanchard O.J. (1985), « Debt, deficits, and finite horizons », *Journal of Political Economy*, n° 93, pp. 223-247.

- Bonnet X. et Dubois É. (1995)**, « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et Prévision*, n° 121, pp. 39-58.
- Boone L., Giono C. et Richardson P. (1998)**, « Stock market fluctuations and consumption behaviour : some recent evidence », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 208.
- Boone L., Girouard N. et Wanner I. (2001)**, « Financial market liberalisation, wealth and consumption », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 308.
- Boutillier M. et Rousseaux P. (2005)**, « Loan Interest Rates : a Spread Analysis using French data from 1993 to 2004 », *colloque du GdR « Economie Monétaire et Financière »*, Strasbourg, June 2005 ; European Economic Association, Econometric Society European Meetings (EEA-ESEM), Vienna.
- Bruggemann R. et Lutkepohl H. (2005)**, « Practical Problems with Reduced-rank ML Estimators for Cointegration Parameters and a Simple Alternative », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 67, vol. 5, pp. 673- 690.
- Buiter W.H. (2008)**, « Housing wealth isn't wealth », *CEPR Discussion paper*, n° 6920.
- Byrne J.P. et Davis E.P. (2003)**, « Disaggregate wealth and aggregate consumption : an investigation of empirical relationships for the G7 », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 65, vol. 2, pp. 197-220.
- Campbell J.Y. et Mankiw N.G. (1989)**, « Consumption income and interest rates : reinterpreting the time series evidence », *NBER macroeconomics annual*, n° 25, vol. 2, pp. 185-216.
- Carroll C., Otsuka M. et Slacalek J. (2011)**, « How large is the housing wealth effect ? A new approach », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 43, n° 1, pp 55-79.
- Case K.E., Quigley J.M. et Shiller R.J. (2005)**, « Comparing wealth effects : the stock market versus the housing market », *Advances in Macroeconomics*, n° 5, vol. 1, pp. 1-32.
- Catte P., Girouard N., Price R. et Andre C. (2004)**, « Housing markets, wealth and the business cycle », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 394.
- Chauvin V. et Damette O. (2010)**, « Wealth effects : the French case », *Document de travail de la Banque de France*, n° 276.
- Commission Européenne (2008)**, « Wealth Household consumption, what are the risks attached to falling house prices and high debt ? », *European Commission, quarterly report on the euro area*, n° III.
- Cochrane J.H. (1994)**, « Permanent and Transitory Components of GDP and Stock Prices », *Quarterly Journal of Economics*, n° 109, vol. 1, pp. 241-265.
- Demuynck J., Mosquera-Yon T. et Duquerroy A. (2008)**, « Évolutions récentes du crédit aux ménages en France », *Bulletin de la Banque de France*, janvier 2008.
- ECB (2009)**, « Housing finance in the euro area », *ECB occasional paper*, March 2009.
- Fraisse H. (2004)**, « Du nouveau sur le taux d'épargne des ménages français ? », *Bulletin mensuel de la Banque de France*, n° 130, pp. 33-56.
- Gonzalo J. (1994)**, « Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships », *Journal of Econometrics*, n° 60, pp. 203-233.
- Gonzalo J. et Ng S. (2001)**, « A Systematic Framework for Analyzing the Dynamic Effects of Permanent and Transitory Shocks », *Journal of Economic Dynamics and Control*, n° 25, vol. 10, pp. 1527-1546.
- Gregory A. et Hansen B. (1996)**, « Residual-based tests for cointegration in models with regimeshifts », *Journal of Econometrics*, n° 70, pp. 99-126.
- Hamburg B., Hoffmann M. et Keller J. (2008)**, « Consumption, wealth and business cycles in Germany », *Empirical Economics*, n° 34, vol. 3, pp. 451-476.
- IMF (2004)**, « Modelling consumption behavior », *IMF country report, France Selected issues*, 04/346, pp. 6-18.
- Johansen S. (1995)**, Likelihood-based Inference in *Cointegrating Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Kierzenkowski R. et Oung V. (2007)**, « L'évolution des crédits à l'habitat en France : une

grille d'analyse en termes de cycles », *Document de travail Banque de France*, n° 172.

Klein C. et Simon O. (2010), « Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 », *Document de travail Insee*, G2010/03.

Knetsch T. (2010), « Trend and Cycle Features in German Residential Investment Before and After Unification », *Discussion Paper; Deutsche Bundesbank, Research Centre. Discussion Paper Series 1 : Economic Studies*, n° 10.

Lee J. et Strazicich M.C. (2003), « Minimum LM unit root test with two structural breaks », *Review of Economics and Statistics*, n° 85, pp. 1082-1089.

Lee J. et Strazicich M.C. (2004), « Minimum LM unit root test with one structural break », *Working Paper Department of Economics, Appalachian State University*, n° 0417.

Lettau M. et Ludvigson S. (2001), « Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns », *Journal of Finance*, n° 56, pp. 815-849.

Lettau M. et Ludvigson S. (2004), « Understanding trend and cycle in asset values : reevaluating the wealth effect on consumption », *American Economic Review*, vol. 94, n° 1, pp. 276-299.

Lutkepohl H. et Krazig H. (2008), « Vector autoregressive and vector error correction models », in *Applied Time Series Econometrics*, Lutkepohl and Krazig ed., Cambridge University Press, Cambridge, pp. 86-158.

Mishkin F.S. (2007), « Housing and monetary transmission mechanism », in *US Federal reserve board, finance and economics discussion series*, n° 2007- 40.

Muellbauer J. (2008), « Housing, credit and consumption expenditure », *CEPR Discussion paper*, n° 6782.

Muellbauer J. et Lattimore R. (1995), « The consumption function : a theoretical and empirical overview », in *Handbook of applied econometrics : macroeconomics*, Pesaran M. H. and Wickens M. ed., Blackwell, Oxford, pp. 221-311.

Rincon A. (2007), « La destination finale de l'épargne des ménages », *Banque de France, Bulletin mensuel*, n° 167, pp. 43-54.

Rudd J. et Whelan K. (2006), « Empirical proxies for the consumption wealth ratio », *Review of economic dynamics*, n° 9, pp. 34-51.

Sastre T. et Fernández-Sánchez J.L. (2005), « Un modelo empírico de las decisiones de gasto de las familias españolas », *Documento de Trabajo, Banco de España*, n° 0529.

Schmidt P. et Phillips P.C.B. (1992), « LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends », *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, n° 54, pp. 257-287.

Skudelny F. (2009), « Euro area private consumption : is there a role for housing wealth effects ? », *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, n° 54, pp. 257-287.

Slacalek J. (2006), « What drives personal consumption ? The role of housing and financial wealth », *DIW working paper*, n° 647.

Slacalek J. (2009), « What drives personal consumption ? The role of housing and financial wealth », *ECB working paper*, n° 1117.

Sousa R.M. (2009), « Wealth effects on consumption », *ECB working paper*, n° 1050.

Stock J.H. et Watson M.W. (1993), « A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », *Econometrica*, n° 61, pp. 783-820.

Whelan K. (2008), « Consumption and expected asset returns without assumptions about unobservables », *Journal of monetary economics*, n° 55, pp. 1209-1221.

Wilhelm F. (2005), « L'évolution actuelle du crédit à l'habitat en France est-elle soutenable ? », *Bulletin de la Banque de France*, août 2005.

Zivot E. et Andrews D. W.K. (1992), « Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, n° 3, pp. 251-270.

LES BASES THÉORIQUES DE L'EFFET DE RICHESSE

Au-delà du fait que le prix des actifs financiers intègre de l'information sur l'activité future, les revenus futurs des ménages et donc leur consommation, la théorie économique justifie que la richesse des ménages détermine directement leur consommation. Ces approches théoriques peuvent se scinder en deux grands courants. La première approche, la plus ancienne, est déduite de la résolution du programme du consommateur. Elle met en lumière les sources potentielles d'instabilité de cette relation de long terme ainsi que les caractéristiques particulières de la richesse immobilière. À l'opposé, l'approche la plus récente ne nécessite pas d'hypothèses *a priori* sur les paramètres de la fonction d'utilité des ménages. Elle a été développée par Lettau et Ludvigson (2001) et (2004), au prix de nombreuses hypothèses, dans le but de savoir quelle(s) variable(s) s'ajustai(en)t, de la consommation, des revenus ou de la richesse (prix des actifs) dans le cas d'un déséquilibre dans la relation de long terme entre ces trois variables.

Modèles basés sur la fonction de consommation

Dans la théorie du revenu permanent initiée par Friedman (1957) ou du cycle de vie développée par Brumberg et Modigliani (1954), le consommateur est supposé rationnel. Il maximise son utilité compte tenu de sa contrainte budgétaire sans contrainte de liquidité (il peut emprunter à volonté dans la mesure où son patrimoine brut est supérieur à ses crédits à la fin de sa vie). En s'inspirant largement de Bonnet et Dubois (1995) et Muellbauer et Lattimore (1995), cela s'écrit de manière formelle comme :

$$\begin{cases} \text{Max} \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+\delta)^t} U(C_t) \\ P_t C_t + A_t^n = A_{t+1}^n (1+i_t) + P_t Y_t \\ A^T \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

avec C la consommation à la date t en volume, P_t le prix à la consommation à la date t , A_t^n la richesse de la fin de période t en valeur (richesse nominale), i_t le taux d'intérêt nominal de la période t , Y_t le pouvoir d'achat du revenu hors revenu de la propriété perçu au cours de la période t , U la fonction d'utilité et δ le taux d'escompte psychologique.

En l'absence d'incertitude sur la durée de vie et de motif pour laisser un patrimoine après son décès, le consommateur ne laisse aucune richesse à la date T si bien que $A_T^n = 0$. Afin de simplifier les écritures, le taux d'intérêt réel sera supposé constant. Les deux contraintes budgétaires peuvent donc se simplifier en une seule équation :

$$\sum_{t=0}^T \frac{C_t}{(1+r)^{t+1}} = A_{-1} + \sum_{t=0}^T \frac{Y_t}{(1+r)^{t+1}} \quad (2)$$

où A_{-1} désigne le pouvoir d'achat de la richesse à la période $t-1$ et r le taux d'intérêt réel.

La résolution par la méthode du Lagrangien aboutit à une condition de premier ordre (ou équation d'Euler) sur l'évolution de la consommation C :

$$\frac{U'(C_t)}{U'(C_0)} = \frac{(1+\delta)^t}{(1+r)^t} \quad (3)$$

Le système des équations (2) et (3) ne peut se résoudre analytiquement sans hypothèses supplémentaires. Si on suppose que la fonction d'utilité est isoélastique, soit :

$$U(C_t) = B \cdot \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (4)$$

avec $\rho > -1$.

Le programme du consommateur se résout alors et l'on obtient le profil de la consommation suivant :

$$\left(\frac{C_t}{C_0} \right)^{-\rho} = \left(\frac{(1+\delta)^t}{(1+r)^t} \right) \quad (5)$$

L'élasticité intertemporelle de substitution $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$

mesure alors, avec le taux d'escompte, la sensibilité des choix intertemporels à la variation des prix relatifs. Compte tenu de la contrainte budgétaire,

$$C_0 = \frac{1}{k} \left[A_{-1} + \sum_{t=0}^T \frac{Y_t}{(1+r)^{t+1}} \right] \quad (6)$$

avec

$$k = \sum_{t=0}^T \left[\frac{(1+r)^{\left(\frac{t}{\rho}-t-1\right)}}{(1+\delta)^\rho} \right] \quad (7)$$

La consommation est donc proportionnelle à la richesse détenue à la fin de la période précédente (effet de richesse) et à la valeur actualisée de l'ensemble des revenus du travail que l'on qualifie de richesse humaine. L'ampleur de l'effet de richesse diminue quand l'horizon de placement du consommateur T se raccourcit et quand le taux d'intérêt réel r augmente. La propension

à consommer $\frac{1}{k}$ évolue entre 1 et $\frac{1}{\rho} \cdot \delta + \left(\left(1 - \frac{1}{\rho} \right) \cdot r \right)$,

inférieur à 1, quand l'horizon de placement tend vers l'infini. À titre d'illustration, Altissimo *et al.* (2005) situent des valeurs admissibles de propension à consommer entre 3 et 10 centimes par an pour une hausse de la richesse de 1 euro.

Spécificités de la richesse immobilière

Alors que les ménages ne retirent aucune utilité liée à la détention d'un actif non immobilier en dehors de sa valeur, les propriétaires-occupants profitent d'un service de logement issu de leur patrimoine immobilier. Cette spécificité modifie les effets de richesse attendus.

Muellbauer (2009) montre que la hausse du prix de l'immobilier peut même aboutir à une baisse de la consommation totale dans le modèle simple suivant. On note Ch la consommation en service de logement et Cxh la consommation hors service de logement. Si l'on suppose que le prix relatif ph du service de logement par rapport à la consommation hors service de logement

est constant au cours du temps, alors on peut utiliser le théorème d'agrégation de Hicks et considérer la consommation hors logement au cours de la vie dans son ensemble, tout comme celle de service de logement. L'équation (6) devient alors :

$$C = Cxh + ph \cdot Ch = \frac{1}{k} \left[A_{-1} + \sum_{t=0}^T \frac{Y_t}{(1+r)^{t+1}} \right] \quad (8)$$

Dans le cas d'une modification du prix relatif du service du logement, on obtient :

$$dC = dCxh + dph \cdot Ch + ph \cdot dCh = \frac{1}{k} dA_{-1} \quad (9)$$

où $dA_{-1} = dph \times H$, H étant le patrimoine immobilier. Il s'ensuit :

$$\frac{\partial C}{\partial ph} = \left(\frac{1}{k} - 1 \right) H < 0 \quad (10)$$

Dans un modèle plus développé d'équilibre général à générations imbriquées à la Yaari-Blanchard, Buiter (2008) montre que ni la consommation hors service de logement ni celle de service de logement ne dépendent de la valeur fondamentale du prix de l'immobilier. En revanche, elles peuvent être sensibles aux bulles immobilières.

L'intuition est que chacun doit se loger. La consommation des propriétaires peut progresser lors d'une augmentation des prix, mais celle des locataires ou futurs propriétaires, doit alors diminuer. Les prix de l'immobilier jouent donc un rôle sur la distribution de la richesse mais pas nécessairement sur la consommation totale (voir Muellbauer (2008) et Buiter (2008)).

Ces résultats ne prennent pas en compte d'éventuelles imperfections des marchés financiers. Les contraintes de crédit peuvent modifier l'influence des prix immobiliers sur la consommation dans deux directions différentes :

- les contraintes de crédits pour les primo-accédants les amènent à épargner l'apport personnel requis pour acquérir leur premier logement. Cet apport étant proportionnel à la valeur de l'acquisition, une hausse des prix immobiliers entraîne une augmentation de l'apport personnel et une baisse de la consommation. L'Italie était un bon exemple de ce mécanisme. Il est à noter que ces contraintes de crédit n'affectent pas la capacité des ménages à lisser leur consommation au cours du cycle ;
- dans certains pays comme les États-Unis ou le Royaume-Uni, il est possible d'utiliser le logement en garantie de prêt à la consommation. Dans ce cas, une hausse des prix de l'immobilier soutient la consommation.

Enfin, d'autres caractéristiques, qui peuvent concerner tous les actifs, immobiliers ou financiers, ont aussi un impact sur la propension à consommer des ménages. Mishkin (2007) suggère que les mouvements des prix immobiliers sont, plus souvent que le prix des autres actifs, déconnectés des évolutions de la productivité de l'ensemble de l'économie et dépendent souvent des effets de contrainte d'offre, ce qui induirait une propension à consommer plus faible pour la richesse immobilière que pour la richesse financière. La taxation, le caractère plus ou moins liquide des actifs et la volatilité

des prix peuvent aussi modifier le comportement des ménages (1). La présence de coût de transaction (taxation, illiquidité), notamment pour l'immobilier, tendrait à diminuer la réponse des consommateurs aux petits chocs mais à l'amplifier pour des chocs importants (Cocco, 2005). Par ailleurs, le niveau moyen de richesse des détenteurs d'un actif influe sur la propension à consommer cet actif en particulier. Ainsi, les détenteurs d'actions ayant un niveau de revenu supérieur à celui des propriétaires dans l'immobilier, la propension à consommer la richesse en actions pourrait être inférieure à celle à consommer la richesse immobilière. Au total, les modèles théoriques suggèrent un impact positif de la richesse financière sur la consommation mais ne permettent pas de trancher sur l'ampleur relative des effets de richesse financière et immobilière, ni même sur le signe de l'effet de richesse immobilière, qui dépendent fortement des facteurs institutionnels nationaux cités plus haut.

Modèles basés sur la contrainte budgétaire

L'approche précédente est donc soumise à de très nombreuses hypothèses. Lettau et Ludvigson (2001) cherchent à dériver une relation de cointégration entre la consommation, le revenu et les composantes de la richesse à partir de l'expression de la seule contrainte budgétaire (2). Campbell et Mankiw (1989) avaient réarrangé cette dernière sous sa forme log-linéarisée de manière à en extraire l'expression de la richesse totale, établissant la relation suivante :

$$(c_t - w_t) \approx E_t \sum_{k=1}^{\infty} \rho_w^k (r_{t+k}^w - \Delta c_{t+k}) \quad (11)$$

où c_t , w_t et r_t représentent respectivement le logarithme de la consommation, du pouvoir d'achat de la richesse totale et du rendement brut de la richesse totale (actifs financiers, immobiliers et richesse humaine) et $\rho_w = 1 - \exp(\overline{c - w})$. L'interprétation de cette équation est que le comportement des ménages, donné par le ratio de la consommation sur la richesse totale dans le membre de gauche (épargne) donne de l'information sur leurs anticipations de croissance de la consommation et de rendements des actifs situées dans le membre de droite de l'équation. Si les variations de consommation et le rendement de la richesse sont stationnaires, alors il existe une relation de cointégration potentielle entre consommation et richesse. Le problème de l'équation (11) réside dans le fait que la richesse totale n'est pas observable, ce qui rend vaine toute tentative d'investigation économétrique. L'apport de Lettau et Ludvigson (2001), popularisée sous la dénomination d'approche *cay*, est d'avoir modifié la précédente équation en adoptant plusieurs hypothèses sur la richesse humaine et les actifs. En supposant que la richesse totale est une moyenne pondérée des deux sortes de richesse avec une part approximativement constante ω dans la richesse totale et que les revenus du travail courant déterminent la richesse humaine, ce qui est une hypothèse extrêmement forte, l'équation (11) peut être réécrite sous la forme suivante, où z_t est une variable stationnaire de moyenne nulle :

1. En France, les propriétaires-occupants ne paient pas d'impôt sur le revenu sur les services de logement qu'ils se fournissent à eux-mêmes et ont pu même bénéficier de déductions fiscales liées au versement des intérêts d'emprunts immobiliers. A contrario les transactions immobilières sont taxées.

$$\begin{aligned}
 ca y_t &= c_t - \omega a_t - (1 - \omega) y_t \\
 &\approx E_t \sum_{k=1}^{\infty} \rho_{\omega}^k \left[\omega r_{t+k}^a + (1 - \omega) r_{t+k}^h - \Delta c_{t+k} \right] + (1 - \omega) z_t \quad (12)
 \end{aligned}$$

Bien que la part w_t soit non observable, il est néanmoins à présent possible d'estimer économétriquement la relation exprimée (voir Lettau et Ludvigson (2004)). Le principal apport de cette approche est d'es-

timer conjointement les dynamiques de long et court terme de la consommation, du revenu et de la richesse et de mettre en évidence que les déséquilibres de long terme ne sont pas corrigés uniquement par les variations de la consommation. En particulier, elle rationalise les approches empiriques qui estimaient les effets de richesse avec une richesse lissée comme mesure des variations jugées permanentes par les consommateurs.

LES DONNÉES

La plupart des données sont issues des comptes trimestriels (cf. tableau A). Les taux d'intérêt créditeurs immobiliers sont ceux appliqués aux nouveaux crédits, la plupart des taux d'intérêt créditeurs immobiliers étant fixes

en France. Les séries de taux d'intérêt MFI débutant en 2003, elles ont été rétopolées à partir de différentes séries arrêtées, voir notamment Boutillier et Rousseaux (2005).

Tableau A
Source des données

Nom des séries	Dénomination complète	Sources
Consommation	Dépenses de consommation des ménages	Comptes nationaux trimestriels, Insee
Revenu des ménages	revenu disponible (B6) à l'exclusion des revenus de la propriété nets (d40) et loyers imputés (partie de b2)	Comptes nationaux trimestriels, Insee
Déflateur de la consommation	Déflateur de dépenses de consommation des ménages	Comptes nationaux trimestriels, Insee
Richesse financière nette	Actifs financiers des ménages nets de dettes	Comptes nationaux trimestriels financiers, Banque de France
Richesse immobilière	Actifs non financiers : terrains bâtis et logements	Comptes de patrimoine, Insee (*)
Intérêts payés pour les prêts immobiliers	Intérêts payés pour les prêts immobiliers	Données des comptes bancaires annuels converties en données trimestrielles (**)
Taux d'intérêts créditeurs pour les prêts immobiliers	Taux d'intérêts créditeurs pour les prêts immobiliers	Données monétaires de la Banque de France
Taux de défaillance des ménages	Créances douteuses / total des crédits aux ménages	Données monétaires de la Banque de France
Taux de chômage	Taux de chômage au sens du BIT	Insee

Lecture : (*) la conversion en données trimestrielles est réalisée à partir d'un indice de prix immobiliers ; (**) les données sont converties sans utiliser un indice comme guide, voir Demuyneck et al. (2008), Kierzenkowski et Oung (2007), Wilhelm (2005).

TESTS DE RACINE UNITAIRE ET TESTS DE ROBUSTESSE

Tableau B
Tests de racine unitaire usuels

Variables	Dickey- Fuller Augmenté		Dickey Fuller- GLS		Conclusion
	Constante	Constante / tendance	Constante	Constante / tendance	
Log consommation	0,05 (- 9,10)	- 0,98 (- 9,05)	1,18 (- 8,66)	- 1,00 (- 9,06)	I(1)
Log consommation D	- 1,02 (- 5,65)	- 1,84 (- 5,64)	- 1,14 (- 2,94)	2,81 (- 0,88)	I(1)
Log consommation F	- 0,06 (- 9,38)	- 1,07 (- 9,32)	- 1,05 (- 9,29)	5,14 (- 8,87)	I(1)
Log richesse financière réelle	- 1,44 (- 8,23)	- 2,44 (- 8,27)	1,90 (- 8,06)	- 1,85 (- 8,12)	I(1)
Log richesse financière réelle D	- 1,69 (- 8,38)	- 2,58 (- 8,43)	- 1,71 (- 8,50)	1,80 (- 8,22)	I(1)
Log richesse financière réelle F	- 1,47 (- 8,12)	- 2,53 (- 8,16)	- 1,85 (- 8,02)	1,84 (- 7,98)	I(1)
Log richesse immobilière réelle	0,52 (- 1,65)	- 1,57 (- 2,10)	- 2,05 (- 1,79)	0,43 (- 1,63)	I(2) ?
Log richesse immobilière totale D	- 0,23 (- 0,99)	- 0,08 (- 1,50)	- 1,75 (- 1,67)	- 2,13 (- 1,70)	I(2) ?
Log richesse immobilière totale F	1,61 (- 1,44)	- 1,67 (- 1,66)	- 2,09 (- 1,68)	- 0,13 (- 0,96)	I(2) ?
Log richesse totale	0,96 (- 5,83)	- 0,27 (- 5,93)	1,37 (- 5,87)	- 1,43 (- 5,97)	I(1)
Log richesse totale D	2,54 (- 2,43)	0,87 (- 8,19)	6,36 (- 2,45)	- 1,41 (- 2,73)	I(1)
Log richesse totale F	1,96 (- 6,21)	0,45 (- 6,59)	3,32 (- 2,26)	- 0,92 (- 6,44)	I(1)
Log revenu réel	- 1,38 (- 12,39)	- 1,87 (- 12,43)	1,93 (- 10,96)	- 1,34 (- 12,31)	I(1)
Log revenu réel D	0,60 (- 4,11)	- 1,96 (- 4,18)	- 2,02 (- 2,11)	- 2,20 (- 3,00)	I(1)
Log revenu réel F	0,53 (- 11,04)	- 1,22 (- 11,05)	3,37 (- 2,43)	- 1,35 (- 10,33)	I(1)
Log richesse réelle totale	- 1,38 (- 12,40)	- 1,87 (- 12,42)	- 1,33 (- 12,31)	1,93 (- 10,96)	I(1)
Consommation/revenu D	- 2,36 (- 12,25)	- 3,16 (- 12,24)	0,21 (- 4,54)	- 1,72 (- 4,79)	I(1)
Consommation/revenu F	- 2,25 (- 13,37)	- 3,21 (- 13,37)	- 2,43 (- 12,95)	- 0,45 (- 12,22)	I(1)
Richesse totale/revenu	3,74 (- 3,13)	1,49 (- 7,42)	5,77 (- 2,82)	- 1,14 (- 7,51)	I(1)
Richesse immobilière/revenu	- 2,48 (- 2,65)	0,68 (- 2,20)	0,34 (- 2,04)	- 2,12 (- 2,65)	I(2) ?
Richesse financière/revenu	- 1,44 (- 8,17)	2,02 (- 8,16)	0,62 (- 8,20)	- 1,84 (- 8,20)	I(1)

Lecture : les valeurs expriment les statistiques des tests de racine unitaire (Dickey Fuller Augmenté et Dickey-Fuller GLS) et sont à comparer aux valeurs tabulées. Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques obtenues pour les différences premières des variables. Les résultats en gras indiquent des variables I(2) c'est-à-dire intégrées d'ordre deux. D : biens de consommation non durables ; F : consommation à l'exclusion des services financiers.

Source : données Insee et Banque de France

Tableau C

Test de racine unitaire avec deux points de rupture de Lee et Strazicich

Variabes	k	T \hat{B}	Statistique
Richesse immobilière/revenu	0	1997:01, 2004:04	- 9,39
Log richesse immobilière réelle 1	6	1996:01, 2003:02	- 5,76
Log richesse immobilière réelle 2	3	1991:02, 1997:03	- 5,05

Lecture : les statistiques sont calculées pour des variables transformées en différence première. k est le nombre de retards inclus pour corriger l'autocorrélation sérielle et T \hat{B} dénombre les points de rupture estimés selon la méthode de Lee et Strazicich. 1 : biens de consommation non durables 2 : consommation à l'exclusion des services financiers.

Source : données Insee et Banque de France

Tableau D

Tests de spécification

	Élasticité 1			Élasticité 2		
	DOLS	ML	GLS	DOLS	ML	GLS
Richesse décomposée						
Portmanteau	0,00	0,00	0,98	0,00	0,55	0,56
LM(4)	0,00	0,18	0,00	0,03	0,23	0,00
LM(8)	0,01	0,93	0,00	0,05	0,39	0,00
JB	0,68	0,00	0,25	0,32	0,44	0,03
ARCH	0,42	0,45	0,42	0,17	0,62	0,46
Retards	1	6	1	2	2	2
Log vraisemblance	256,70	1163,44	1002,74	298,86	1117,65	1093,54
Richesse agrégée						
Portmanteau	0,00	0,68	0,95	0,00	0,85	0,22
LM(4)	0,00	0,92	0,00	0,00	0,48	0,03
LM(8)	0,00	0,32	0,01	0,00	0,91	0,06
JB	0,99	0,03	0,39	0,36	0,03	0,07
ARCH	0,15	0,92	0,95	0,00	0,90	0,62
Retards	5	5	1	2	2	1
Log vraisemblance	258,09	975,58	807,20	257,67	912,24	806,91
MPC 1						
	DOLS	ML	GLS	MPC 2		
				DOLS	ML	GLS
Richesse décomposée						
Portmanteau	0,00	0,26	0,67	0,15	0,12	0,01
LM(4)	0,01	0,29	0,00	0,05	0,49	0,00
LM(8)	0,02	0,64	0,00	0,09	0,03	0,00
JB	0,66	0,03	0,68	0,32	0,03	0,02
ARCH	0,06	0,29	0,98	0,76	0,36	0,49
Retards	5	5	5	3	3	1
Log vraisemblance	250,87	1473,56	1368,38	279,40	1469,46	1948,53
Richesse agrégée						
Portmanteau	0,00	0,96	0,37	0,00	0,87	0,43
LM(4)	0,00	0,91	0,00	0,00	0,70	0,00
LM(8)	0,00	0,55	0,00	0,00	0,47	0,00
JB	0,08	0,10	0,17	0,26	0,81	0,56
ARCH	0,71	0,37	0,86	0,00	0,51	0,89
Retards	4	3	3	2	2	2
Log vraisemblance	236,44	799,07	768,38	257,67	803,56	784,92

Lecture : MPC : propension marginale à consommer. Portmanteau et LM désignent respectivement les tests de Portmanteau et du multiplicateur de Lagrange de Breush-Godfrey pour tester l'autocorrélation des résidus. Pour ce dernier, la valeur entre parenthèse mentionne le nombre de retards retenus. JB se réfère à la statistique de Jarque-Bera pour contrôler la normalité des résidus et ARCH au test d'hétéroscédasticité. Tous les résultats sont exprimés sous forme de probabilités. Le test LM est plus adapté au test de l'autocorrélation sérielle d'ordre faible, contrairement au test de Portmanteau (voir notamment Lütkepohl, 2008).

Source : données Insee et Banque de France.

Tableau E

Test de Wald d'égalité des effets richesse financiers et immobiliers

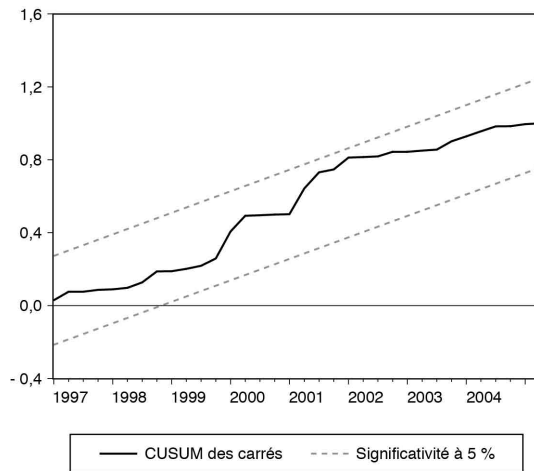
	Élasticité 1	Élasticité 2	MPC1	MPC2
Statistique F	0,11	0,05	0,00	0,00

Lecture : MPC : propension marginale à consommer. Sous l'hypothèse nulle de restriction (le modèle contraint et le modèle non contraint sont identiques), les coefficients associés aux effets financiers et immobiliers sont égaux. Les valeurs du tableau sont les probabilités associées à la statistique F. Ainsi une probabilité inférieure ou égale à 5 % permet de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des effets richesse.

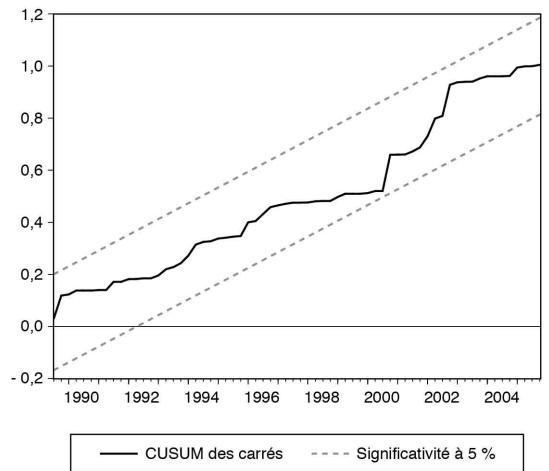
Source : données Insee et Banque de France

TEST DU CUSUM DES CARRÉS

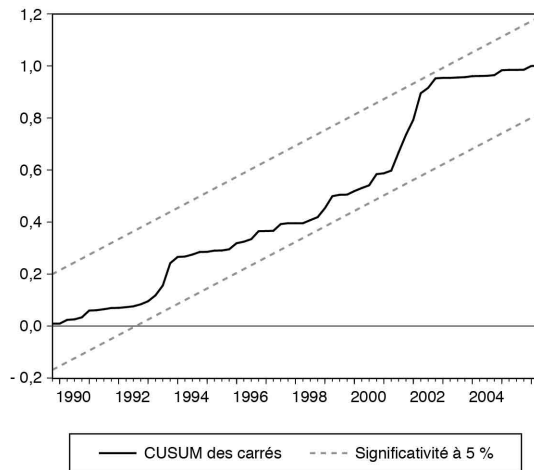
A - DOLS, élasticité, consommation hors biens durables (décomposée)



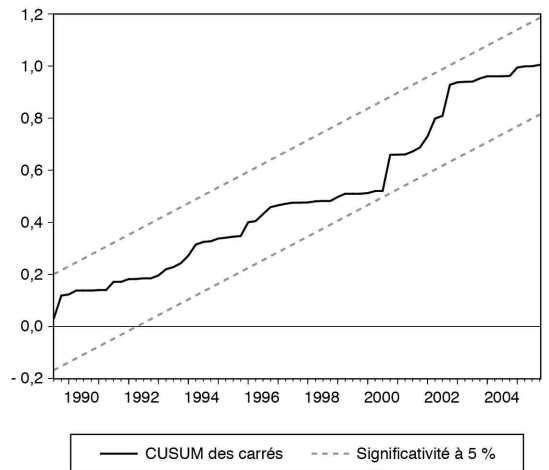
C - DOLS, MPC, consommation hors biens durables (agrégée)



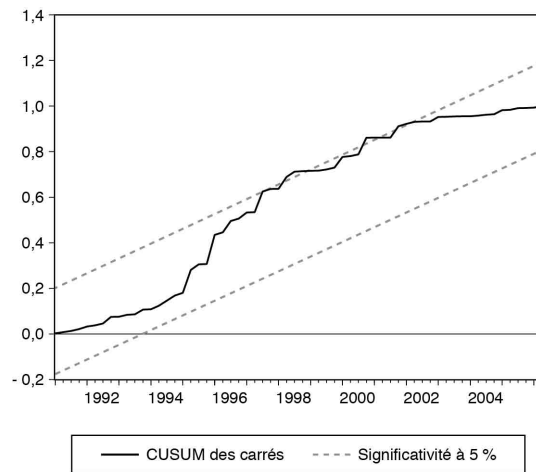
B - DOLS, élasticité, consommation hors biens durables (agrégée)



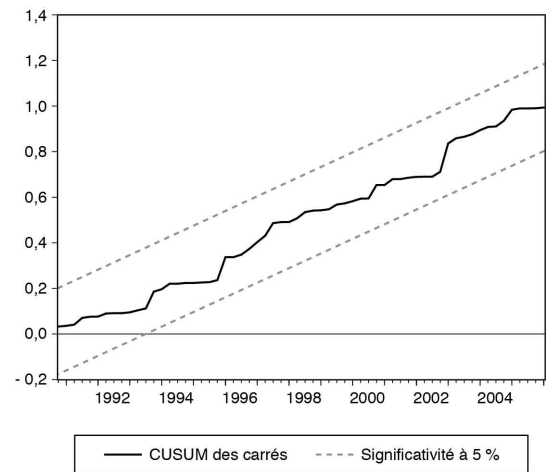
D - DOLS, MPC, consommation hors bien durables (décomposée)



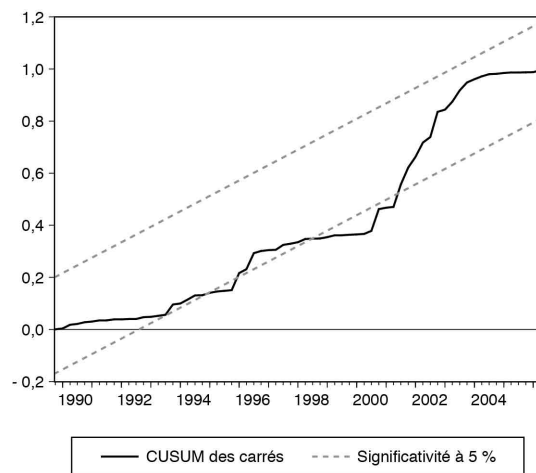
E - DOLS, élasticité, consommation hors services financiers (décomposée)



G - DOLS, MPC, consommation hors services financiers (décomposée)



F - DOLS, élasticité, consommation hors services financiers (agrégée)



H - DOLS, MPC, consommation hors services financiers (agrégée)

