

# Richesse patrimoniale et consommation : un lien ténu en France, fort aux États-Unis

Antonin Aviat  
Jean-Charles Bricongne  
Pierre-Alain Pionnier

## **Divisions :**

- **Comptes trimestriels**
- **Synthèse conjoncturelle**
- **Concepts, méthodes et évaluation des comptes nationaux**

Ces dernières années, le patrimoine des ménages s'est fortement accru dans de nombreux pays, tout d'abord du fait de leur investissement dans des actifs financiers et non financiers, mais aussi et surtout en raison de la valorisation de leur patrimoine initial, notamment immobilier.

Dans ce contexte, la consommation des ménages pourrait être devenue plus sensible aux fluctuations des prix d'actifs. Néanmoins, l'effet sur la consommation d'une hausse ou d'une baisse de la richesse est bien moindre en France qu'au Royaume-Uni et surtout aux États-Unis : pour un dollar de richesse supplémentaire, les Américains dépensent en moyenne 5,8 cents de plus à long terme, les Britanniques 3,6 pence par livre et les Français 0,4 centime par euro. La taille du patrimoine, qui en part de revenu, est du même ordre en France et au Royaume-Uni, et inférieure aux États-Unis, n'explique pas ces écarts : l'aversion au risque et la possibilité de s'endetter davantage en cas d'appréciation de la richesse sont plus à même d'expliquer les différences entre la France, le Royaume-Uni et les États-Unis.

À l'heure où la crise de l'immobilier aux États-Unis et son ralentissement en France affectent le patrimoine des ménages, ces estimations laissent présager qu'une baisse de ce patrimoine aurait un impact sur la consommation nettement plus faible en France qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni. ■

*Aux États-Unis, la crise immobilière pourrait affecter la consommation des ménages*

Le retournement à la baisse du marché immobilier américain depuis maintenant deux ans a entraîné une chute de l'investissement résidentiel qui a amputé la croissance américaine d'un quart de point par trimestre, soit deux points depuis le début de cette crise. Jusqu'à l'été dernier, la croissance américaine n'avait toutefois pas été affectée au-delà de ce seul effet direct sur l'investissement. Les turbulences qui touchent les marchés financiers et les restrictions qu'elles peuvent entraîner sur l'offre de crédit des banques sont un des mécanismes susceptibles de transmettre la chute du marché immobilier à d'autres segments de l'économie américaine. L'impact de cette chute sur la valorisation du patrimoine des ménages et, par voie de conséquence, sur leur consommation en est un autre.

La baisse des prix sur le marché immobilier et l'impact des turbulences financières sur les prix des actifs financiers marquent la fin d'une période de forte hausse du patrimoine des ménages à l'œuvre depuis le milieu des années 1990, en premier lieu aux États-Unis. Mesurer l'impact sur la consommation du patrimoine des ménages, ce qu'on appelle l'« effet de richesse », revêt donc une importance particulière aux États-Unis.

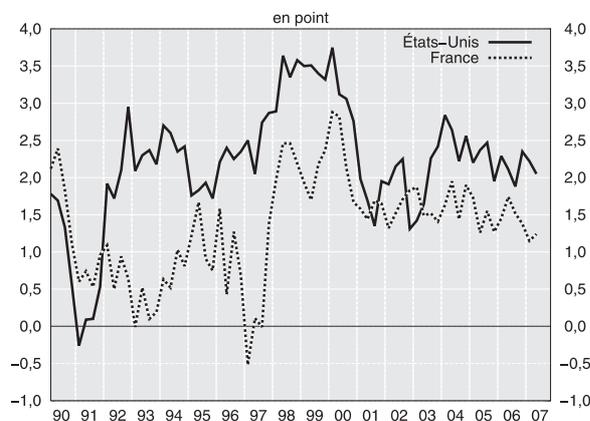
De même en France, même si l'état du marché immobilier est beaucoup moins dégradé qu'aux États-Unis, les prix ont nettement ralenti depuis un an après une dizaine d'années de forte hausse et les turbulences financières ont fait chuter la bourse depuis l'été. Connaître l'ampleur de l'effet de richesse en France est donc également important.

*En France, l'effet de richesse semble d'ampleur nettement moindre*

Ce dossier conclut, pour la France, à un impact de la valorisation du patrimoine sur la consommation des ménages, mais d'ampleur nettement moindre qu'aux États-Unis. Il propose aussi une étude comparative avec le Royaume-Uni dont la structure des marchés immobilier et financier occupe une position médiane entre celle de la France et celle des États-Unis et où l'effet de richesse se révèle d'ampleur intermédiaire.

La première partie détaille les différences de comportement de consommation entre la France, où le taux d'épargne s'est stabilisé depuis le début des années 1990, et les États-Unis, où il baisse continûment. Ces différences s'expliquent notamment par un effet de richesse plus important dans les pays anglo-saxons : celui-ci est quantifié dans la deuxième partie et d'autres facteurs déterminant la consommation à court terme, comme le taux de chômage, l'inflation et les taux d'intérêt, y sont explorés. Enfin, un examen détaillé de la composition du patri-

### 1- Contribution de la consommation effective des ménages à la croissance du PIB



Source : Federal Reserve Economic Data, Insee, calculs des auteurs

moine et des mécanismes institutionnels fournit des pistes d'explication à la hiérarchie des effets entre la France et les États-Unis.

### Le pouvoir d'achat<sup>(1)</sup> n'explique pas à lui seul le moindre dynamisme de la consommation en France

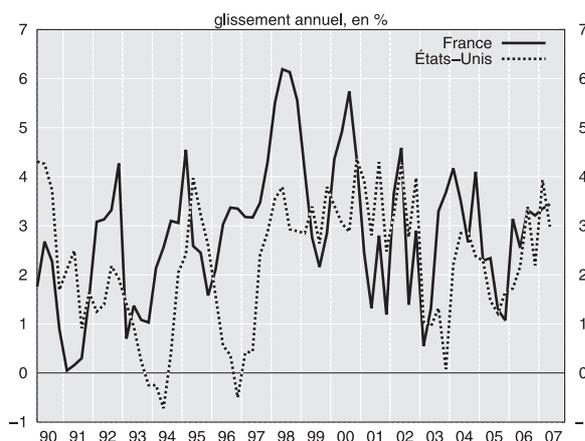
*La consommation est moins dynamique en France qu'aux États-Unis*

Depuis le début des années 1990, la consommation a contribué pour 2,2 points au glissement annuel du PIB aux États-Unis. Bien que la consommation soit la composante la plus dynamique de la croissance française sur cette période, la consommation finale effective<sup>(2)</sup> n'a contribué en moyenne qu'à hauteur de 1,3 point à cette croissance.

*La hausse du pouvoir d'achat américain a été plus rapide*

Le dynamisme de la consommation américaine est souvent justifié par celui du pouvoir d'achat des ménages, bien supérieur aux États-Unis dans les années 1990. Les raisons de ce surcroît de pouvoir d'achat sont relativement bien identifiées : d'une part, les gains de productivité ont été plus forts aux États-Unis grâce au développement plus rapide des nouvelles technologies de l'information et de la communication ; d'autre part, la démographie y a été tendanciellement plus élevée qu'en France<sup>(3)</sup>.

#### 2 - Glissement annuel du revenu disponible brut ajusté en termes réels



Source : Federal Reserve Economic Data, Insee, calculs des auteurs

(1) On entend ici par pouvoir d'achat le revenu disponible brut ajusté en termes réels.

(2) Dans toute cette partie, afin de rendre les données plus comparables, on s'intéresse à la consommation finale effective (P41 du système européen de comptes - SEC 95) et au revenu disponible brut ajusté (B7) des ménages français. En revanche, dans les deux autres parties et pour les estimations économétriques, il s'agira des dépenses de consommation (P31) et du revenu disponible brut (B6).

En France, la consommation finale effective comprend deux grandes composantes : les dépenses de consommation directement financées par les ménages et les dépenses de consommation individualisables des administrations publiques (APU), constituées des prestations en nature financées par les APU mais dont les bénéficiaires sont clairement identifiables (par exemple, les dépenses de santé remboursées). En revanche, le système NIPA (*National Income and Product Account*) utilisé aux États-Unis considère toute prestation sociale comme un élément du revenu des ménages et se limite donc à la mesure des dépenses de consommation totales. En particulier, la distinction entre prestations en espèces et prestations en nature n'est pas naturelle dans le système NIPA. La principale différence entre les deux concepts de consommation réside dans les services gratuits (par exemple les soins de santé pour lesquels aucune somme d'argent n'est avancée) qui ne sont pas inclus dans la consommation aux États-Unis.

(3) Le taux de croissance de la population active dans les années 1990 est, aux États-Unis (12,5 %), le double de celui qu'a connu la France (6,1 %).

Néanmoins, ces dernières années, les évolutions de pouvoir d'achat se sont nettement rapprochées. Entre 2000 et 2007, le pouvoir d'achat n'a été que légèrement plus dynamique aux États-Unis (+3,0 % en moyenne contre +2,7 % en France). Pourtant, la croissance de la consommation des ménages français est restée sensiblement moindre que celle des ménages américains (+2,5 % contre +3,2 %). L'essentiel de cet écart est donc attribuable au comportement d'épargne des ménages.

*Mais surtout la propension à consommer s'est accrue aux États-Unis*

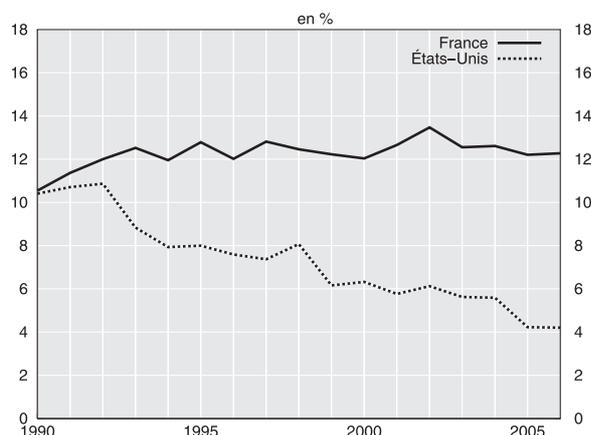
Depuis le début des années 1990, la part consommée du revenu a augmenté outre-Atlantique alors qu'elle est restée globalement stable en France. Symétriquement, alors qu'en France le taux d'épargne ajusté a fluctué autour de 13 % sur la période, le taux d'épargne américain a poursuivi sa baisse graduelle entamée dès le début des années 1980. Cette baisse s'est poursuivie dans les années 2000 et le taux d'épargne des ménages américains se situe aujourd'hui à un niveau historiquement faible (cf. graphique 3)<sup>(4)</sup>.

### Un effet de richesse plus important aux États-Unis et au Royaume-Uni

#### Les effets de richesse pourraient expliquer ces différences d'évolution du taux d'épargne

Les théories du revenu permanent et du cycle de vie proposent une explication au dynamisme de la consommation sur moyenne période : l'augmentation du patrimoine des ménages. En effet, si les ménages font face à une hausse non anticipée de leur richesse et qu'ils ont le sentiment que cette hausse est durable, ils considèrent que leur revenu permanent, c'est-à-dire le revenu moyen calculé sur l'ensemble de leur durée de vie, a augmenté. Ils peuvent alors décider de

### 3 - Taux d'épargne ajustés



Source : Federal Reserve Economic Data, Insee, calculs des auteurs

(4) Bien que les comptabilités nationales diffèrent entre les deux pays, cette comparaison s'appuie sur une définition aussi harmonisée que possible du taux d'épargne. En particulier, le revenu figurant au dénominateur inclut les prestations sociales dans les deux pays. Quoi qu'il en soit, Boissinot et Catte (2007) montrent que le différentiel d'évolution des taux d'épargne français et américain ne peut pas s'expliquer uniquement par des différences de définitions comptables.

En outre, on doit noter que l'épargne américaine est fréquemment calculée comme le solde entre le *disposable personal income* et les *personal outlays*. Nous n'avons considéré ici que les *personal consumption expenditures*, concept de consommation plus restreint que celui des *personal outlays*, ce qui conduit à un taux d'épargne légèrement plus élevé sur l'ensemble de la période.

consommer davantage dès maintenant et de manière permanente. Ce mécanisme est connu sous le nom d'« effet de richesse ». Ainsi, les différences d'évolution du taux d'épargne entre les ménages français et américains pourraient en partie s'expliquer par des effets de richesse d'ampleur différente dans ces deux pays.

*Les patrimoines financiers et immobiliers ont des caractéristiques très différentes*

De nombreuses études se sont attachées à essayer de distinguer les effets de la richesse immobilière de ceux de la richesse financière. En effet, la richesse immobilière présente trois grandes spécificités par rapport à la richesse financière :

- Tout d'abord, la richesse immobilière rend un service de logement à ceux qui la possèdent. Ainsi, certains ménages propriétaires de leur logement peuvent envisager d'y vivre toute leur vie. L'augmentation de la valeur de leur logement ne leur procure aucun flux de revenu supplémentaire, donc aucune augmentation de leur revenu permanent. Par ailleurs, l'effet d'une hausse du patrimoine immobilier sur les perspectives de plus-value des ménages, bien que réel, est amorti pour ceux qui envisagent de vendre leur logement pour ensuite en acheter un plus petit. L'effet sur la consommation est plus important pour les ménages qui ont la possibilité de souscrire de nouveaux emprunts en utilisant leur logement comme collatéral auprès des banques. Plus qu'à un effet de richesse à proprement parler, cet effet s'apparente plutôt à une levée des « contraintes de liquidité » qui empêchent les ménages d'emprunter autant qu'ils le souhaiteraient.
- Ensuite, l'achat d'un logement suppose généralement la constitution préalable d'un apport financier (même si au cours de la période récente cette contrainte s'est relâchée aux États-Unis et au Royaume-Uni). Pour les ménages locataires qui ont un projet d'achat de logement, une hausse des prix de l'immobilier augmente la taille de l'apport nécessaire et peut donc les pousser à diminuer, et non à augmenter, leur consommation.
- À l'inverse, dans les pays où le taux de possession d'un logement est élevé (il dépasse 50 % dans les trois pays considérés), les effets de valorisation immobilière sont moins concentrés au sein de la population que les effets de valorisation de certains actifs comme les actions et peuvent donc avoir des effets macroéconomiques plus élevés, la propension à consommer diminuant avec le revenu.

*Mais leurs effets de richesse ne se distinguent pas aisément*

Les études empiriques conduisent à des résultats contrastés quant à la hiérarchie respective des effets de richesse immobilière et financière. Par exemple, Case, Quigley et Shiller (2001) obtiennent des effets plus importants de la richesse immobilière que de la richesse financière sur un panel de pays de l'OCDE, alors que Ludwig et Slok (2002) obtiennent le résultat inverse. Compte tenu de cette difficulté empirique à dissocier les deux effets à un niveau macroéconomique, les estimations présentées dans ce dossier ne les distinguent pas. Des données individuelles pourraient être utilement mobilisées afin d'aller plus loin.

*Les effets de richesse agrégés sont plus forts dans les pays anglo-saxons*

L'approche quantitative permet d'estimer un effet de richesse important aux États-Unis et légèrement moindre au Royaume-Uni, celui-ci constituant une référence intermédiaire entre la France et les États-Unis (cf. encadré 3 pour une description succincte des mécanismes théoriques qui sont à l'œuvre et encadrés 4 à 6 pour les résultats empiriques).

Aux États-Unis, un dollar de richesse supplémentaire se traduit par une augmentation à long terme de la consommation de près de 6 cents en termes annualisés (moyenne depuis 2000). Depuis 1995, l'augmentation du patrimoine net des ménages américains aurait contribué pour environ douze points à la baisse de leur taux d'épargne.

L'effet estimé est un peu plus faible au Royaume-Uni, où une livre de richesse supplémentaire correspond à un surcroît annuel de consommation d'environ 3,6

pençe (moyenne depuis 2000). Mais il reste nettement supérieur à celui qui est mesuré en France. En effet, selon nos résultats, les ménages français n'augmenteraient leur consommation que de 0,4 centime lorsque leur patrimoine s'accroît d'un euro (moyenne depuis 2000).

### Malgré la hausse plus forte de la richesse rapportée au revenu en France, la consommation a été ainsi moins dynamique

*La richesse des ménages, rapportée à leur revenu, a plus augmenté en France*

Le patrimoine *total* (financier<sup>(5)</sup> et immobilier) rapporté au revenu disponible brut (RDB) augmente assez fortement en France, aux États-Unis et au Royaume-Uni entre 1978 et 2006<sup>(6)</sup>. Au cours des cinq dernières années, la hausse du ratio devient plus marquée en France (cf. graphique 4a) : malgré une moindre progression du RDB en fin de période, la richesse totale n'a pas été moins dynamique en France que dans les deux autres pays. Entre fin 2002 et fin 2006, le taux de croissance annuel moyen du RDB réel est légèrement supérieur aux États-Unis (+2,4 % contre +2,1 % en France et au Royaume-Uni), alors qu'entre fin 1998 à fin 2006 il est très comparable entre les trois pays (+2,7 % en France contre +2,8 % aux États-Unis et au Royaume-Uni).

*Un phénomène encore plus marqué pour le patrimoine net*

Si l'on considère maintenant le patrimoine *net* des emprunts accordés aux ménages pour chacun des pays (cf. graphique 4b), les évolutions du ratio « patrimoine net / RDB » ont le même profil que celui du patrimoine total. Mais l'endettement est plus faible en France qu'au Royaume-Uni et aux États-Unis, ce qui conduit à des résultats légèrement différents :

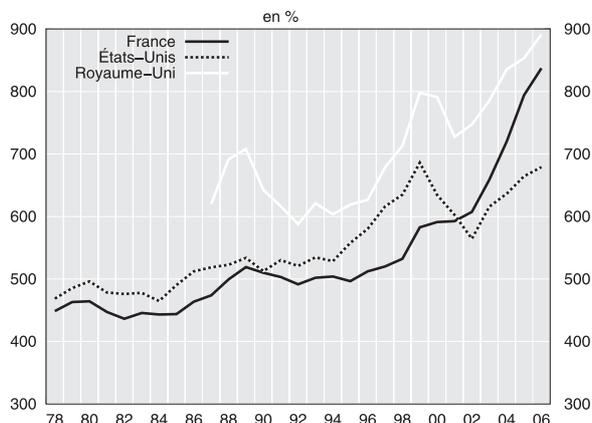
- les États-Unis ne retrouvent plus le niveau d'avant l'éclatement de la bulle Internet ;
- au Royaume-Uni, la hausse est nettement atténuée du fait d'un recours important à l'emprunt ;
- la France dépasse le Royaume-Uni en 2006.

En 2006, les ménages français détiennent un patrimoine net de leurs emprunts équivalent à 7,6 années de revenu, à peu près comme les Britanniques (7,4) et bien plus que les Américains (5,4).

(5) Les méthodes adoptées pour le calcul des séries sont globalement comparables entre pays, mais il reste certaines différences non négligeables (cf. encadrés 1 et 2).

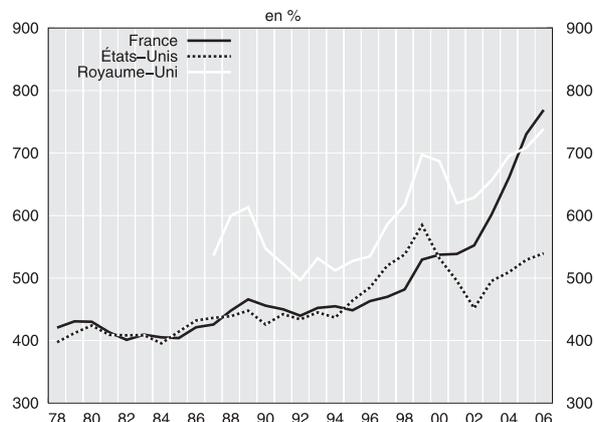
(6) Le point de départ est 1987 pour le Royaume-Uni.

**4 (a) - Ratio « patrimoine total des ménages / revenu disponible brut »**



Sources : comptes nationaux financiers et non financiers, Data Insight

**4 (b) - Ratio « patrimoine total des ménages net des emprunts / revenu disponible brut »**



Sources : comptes nationaux financiers et non financiers, Data Insight

Qu'il soit total ou net des emprunts, le patrimoine a donc fortement augmenté en France dans les années 2000, et même davantage qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni. Néanmoins, l'augmentation de la richesse nette des ménages en France n'aurait contribué, depuis 1995, qu'à environ un point de baisse de leur taux d'épargne (cf. tableau 1). Au final, l'impact sur la consommation d'un retournement du marché immobilier ou d'une baisse des marchés financiers serait ainsi nettement plus faible en France qu'aux États-Unis.

### Des effets de court terme

*À court terme, chômage, inflation et taux d'intérêt affectent aussi la consommation*

À court terme, la consommation et l'épargne des ménages peuvent dépendre d'autres facteurs que le revenu et la richesse. Ainsi, une hausse du taux de chômage entraîne un risque accru de perdre son emploi, pouvant justifier la constitution d'une épargne de précaution. Une hausse de l'inflation, outre son effet mécanique sur leur pouvoir d'achat, tend à déprécier la valeur des encaisses des ménages, qui peuvent être incités à épargner davantage pour les reconstituer. A *contrario*, les ménages peuvent également anticiper leurs dépenses de consommation pour se prémunir contre les hausses ultérieures de prix. La même ambivalence caractérise l'influence des taux d'intérêt : lorsqu'ils s'élèvent, ils rendent plus chère la souscription de crédits et incitent à différer la consommation pour profiter d'un taux de rémunération de l'épargne plus élevé, mais ils contribuent aussi à l'augmentation contemporaine des revenus du patrimoine.

Les aléas climatiques ont également des effets visibles sur la consommation agrégée. Un hiver exceptionnellement doux peut ainsi conduire les ménages à réduire leur consommation d'énergie ou à différer leurs achats vestimentaires <sup>(7)</sup>.

Sur ces déterminants de court terme aussi, France et États-Unis divergent.

*Une influence déterminante du taux de chômage en France*

En France, depuis 2000, l'évolution de la consommation des ménages est essentiellement liée à celles de leur pouvoir d'achat et du chômage. Les températures exceptionnellement douces des fins d'années 2000, 2002 et 2006 ont aussi ponctuellement freiné la consommation, en particulier celle de produits énergétiques. L'appréciation du patrimoine ne participe, selon nos estimations, qu'à hau-

(7) Cf. encadré 3.

**Tableau 1**  
**Évolution du taux d'épargne et de ses déterminants de long terme entre 1995 et 2006**

	France	États-Unis	Royaume-Uni
Évolution du revenu disponible brut (RDB)	+53 %	+81 %	+68 %
Évolution de la richesse nette	+162 %	+121 %	+133 %
Contribution du ratio richesse/RDB à l'évolution de long terme du taux d'épargne <sup>(1)</sup>	-1,2 point	-5,1 points	-7,0 points
Évolution observée du taux d'épargne	+0,2 point	-5,4 points	-5,6 points

(1) Compte tenu de la spécification économétrique adoptée pour la France (cf. encadré 4), l'évolution de long terme du taux d'épargne pour ce pays ne dépend pas seulement de l'évolution du ratio richesse nette / RDB.

Elle dépend également de celle du ratio : RDB hors revenus de la propriété (noté  $RDB_{hnp}$ ) / RDB. En effet, en notant S l'épargne, C la consommation, P les prix,  $\alpha$  l'élasticité de la consommation par rapport au revenu et W la richesse :

$$\log(C/P) = \alpha \cdot \log(RDB_{hnp}/P) + (1 - \alpha) \cdot \log(W/P)$$

$$\Rightarrow \Delta S = -\Delta \log(C/RDB) = -(1 - \alpha) \cdot \Delta \log(W/RDB) + \alpha \cdot \Delta \log(RDB/RDB_{hnp})$$

La hausse relative des revenus de la propriété dans le revenu des ménages contribue à une augmentation de 2,4 points du taux d'épargne : elle n'est pas présentée dans le tableau 1. Au final, les déterminants de long terme de la consommation en France contribueraient, dans leur ensemble, à une hausse de +1,2 point du taux d'épargne.

Note de lecture : Aux États-Unis, l'augmentation du revenu (+81%) et de la richesse nette des emprunts (+121%) entre 1995 et 2006 a contribué à une évolution de long terme du taux d'épargne de  $0,26 \cdot \ln(1,81/2,21) = -5,1$  points de pourcentage.

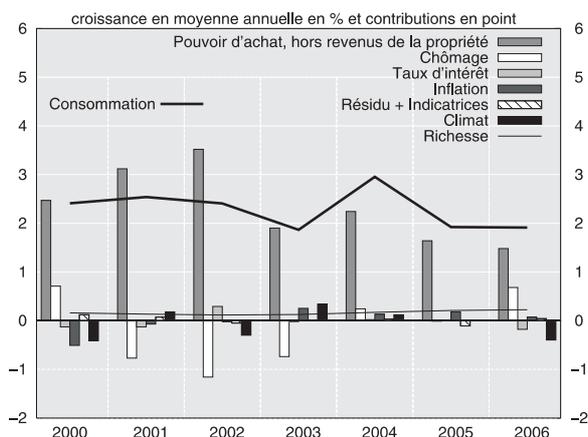
Source : BEA, ONS, Banque de France, Insee, calculs des auteurs

teur de +0,2 point par an à la consommation. Enfin, l'influence de l'inflation, au-delà de son impact comptable sur le pouvoir d'achat, et des taux d'intérêt semble très limitée en France, contrairement aux États-Unis. Ce n'est qu'à la fin de l'année 2000, où les prix ont assez fortement augmenté, que l'inflation aurait freiné la consommation des ménages, en France, de manière significative.

## *Inflation et taux d'intérêt influencent la consommation américaine*

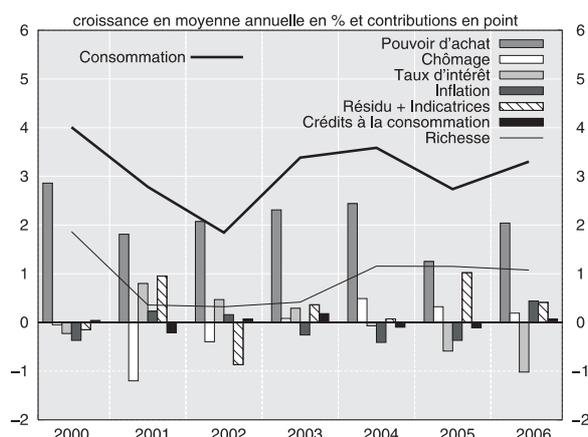
Aux États-Unis, une fois passées les conséquences de l'éclatement de la bulle des valeurs technologiques à partir de 2003, l'appréciation des cours sur les marchés boursier et immobilier a fortement contribué à l'évolution de la consommation. Ces contributions sont relativement stables, de l'ordre de +0,3 point par trimestre. La croissance de la consommation des ménages n'est pas stable pour autant sur cette période. Ses fluctuations trouvent leur origine d'abord dans l'évolution du pouvoir d'achat et ensuite, de manière non négligeable, dans celle de l'inflation et des taux d'intérêt.

### 5 - Contributions à la croissance de la consommation en France



Source : Data Insight, Insee, calculs des auteurs

### 6 - Contributions à la croissance de la consommation aux États-Unis



Source : Federal Reserve Economic Data, calculs des auteurs

### Tableau 2 Parts respectives des principales composantes du patrimoine en France, au Royaume-Uni (R.-U.) et aux États-Unis (É.-U.)

	Décembre 1978			Décembre 1987			Décembre 1996			Décembre 2006		
	France	R.-U.	É.-U.									
Numéraire et dépôts	18,7	-	16,7	17,3	15,8	14,9	17,3	15,3	9,1	10,0	13,6	8,4
Titres	5,1	-	36,8	11,1	10,0	34,1	12,9	14,0	41,2	10,6	7,9	35,0
Assurance-vie/fonds de pension	3,2	-	11,9	4,2	24,5	15,9	11,3	33,1	21,5	12,5	28,7	20,9
Immobilier	72,9	-	34,6	67,4	49,7	35,1	58,5	37,5	28,2	66,8	49,8	35,7

Source : comptes nationaux financiers et non financiers, Data Insight, calculs des auteurs

### Des liens plus forts entre richesse et consommation des ménages aux États-Unis

*Deux facteurs peuvent expliquer la moindre ampleur de l'effet de richesse en France*

Les différences très importantes dans l'ampleur des effets de richesse estimés aux États-Unis et en France peuvent trouver leur origine d'une part dans l'aversion au risque des ménages et, d'autre part, dans les mécanismes institutionnels facilitant la transformation de leur richesse en revenu consommable.

#### Une aversion au risque apparemment plus forte en France

Les actifs qui contribuent le plus à faire varier la valeur de la richesse des ménages sont aussi naturellement ceux dont les prix fluctuent le plus, donc les plus risqués. Des ménages plus averses au risque auront ainsi tendance à détenir une part moins importante de leur patrimoine sous forme d'actifs risqués et à consommer avec plus de parcimonie les gains tirés de ces actifs. La composition du patrimoine des ménages peut ainsi fournir quelques indications quant à leur aversion au risque. En dehors de l'immobilier, les principaux actifs <sup>(8)</sup> des ménages peuvent se regrouper de la façon suivante :

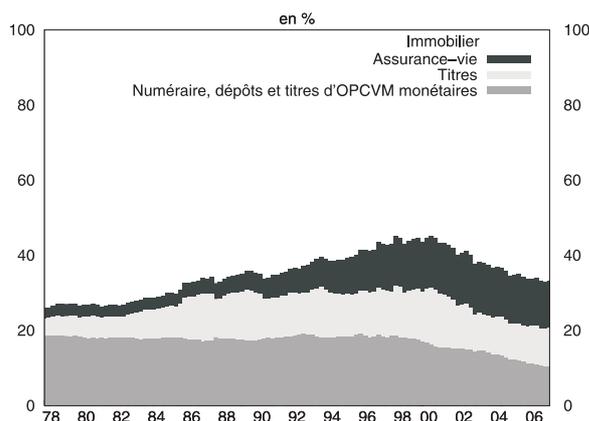
- monnaie fiduciaire et dépôts ;
- titres ;
- assurance-vie et fonds de pension.

*L'aversion au risque des ménages français serait plus forte*

Dans les trois pays étudiés, la part des actifs de type « numéraire et dépôts » est à la baisse, celle de l'assurance-vie et des parts de fonds de pension à la hausse.

Néanmoins, ces tendances communes portent sur des niveaux très différents : la part des titres directement détenus par les ménages (actions, obligations, titres d'OPCVM monétaires ou non monétaires, notamment) est nettement plus importante aux États-Unis qu'en France ou au Royaume-Uni<sup>(9)</sup>. La part des actions cotées directement détenues au sein du patrimoine des ménages est aussi plus

#### 7 - France : parts respectives des principales composantes du patrimoine



Source : Data Insight, Comptes nationaux financiers trimestriels, Insee, calculs des auteurs

(8) On met à part certains actifs dont les montants sont relativement faibles, tels que les prêts entre agents et les décalages comptables, qui s'opèrent en partie entre les ménages et que leur nature distingue des actifs plus « traditionnels »

(9) La diminution aux États-Unis en fin de période, du fait de l'explosion de la bulle Internet, et le doublement de cette part en France entre 1978 et 2006 ne remettent pas en cause cette hiérarchie.

importante aux États-Unis (20,7 % des familles en détenaient en 2004<sup>(10)</sup>) qu'en France (13,7 % de la population de plus de 15 ans en 2006<sup>(11)</sup>). Enfin, les actifs financiers moins risqués sont plus répandus en France : les dépôts sont plus largement diffusés (on compte presque un livret A par Français, par exemple) tout comme les actifs de type « OPCVM obligations » ou « OPCVM monétaires ».

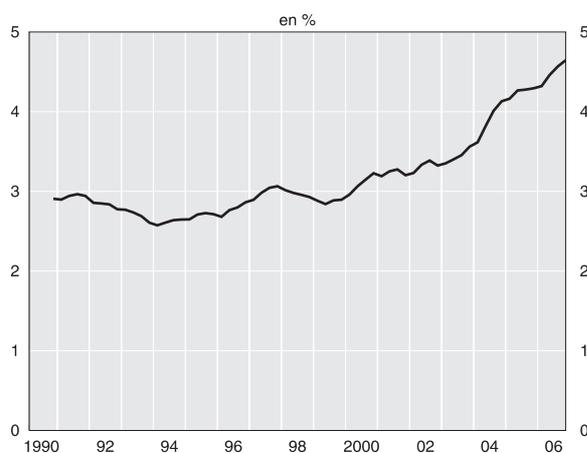
Ces données semblent témoigner d'une moindre aversion au risque des ménages américains par rapport aux ménages français et pourraient donc en partie expliquer que l'effet de richesse soit supérieur outre-Atlantique. Néanmoins, la composition du patrimoine ne révèle le comportement face au risque que dans un cadre institutionnel donné. Si les marchés financiers sont moins profonds et moins liquides en France qu'aux États-Unis, les possibilités de diversifier le risque y sont par conséquent probablement moins importantes. Par conséquent on ne peut exclure que la moindre part d'actifs risqués dans le patrimoine des ménages traduise également une moindre capacité à diversifier le risque.

### Une richesse immobilière moins facilement mobilisable en France

*Aux États-Unis, de nouveaux emprunts peuvent être contractés lorsque la valeur du logement s'accroît*

Depuis 1978, les ménages français détiennent entre la moitié et les trois quarts de leur patrimoine total sous forme de biens immobiliers. Aux États-Unis, cette part est nettement plus faible : elle oscille entre 25 % et 36 %. Le Royaume-Uni se situe entre la France et les États-Unis. Néanmoins, en France, une hausse de la valeur des actifs immobiliers ne peut être utilisée directement pour financer une hausse de la consommation, contrairement aux États-Unis. Sans qu'il y ait de revente du bien, il existe aux États-Unis un mécanisme permettant de souscrire de nouveaux emprunts, du fait d'un surcroît de valeur de l'actif immobilier, et qui peut servir à la consommation (*Home Equity Loans*). Ce mécanisme permet aux ménages de financer une hausse de leur consommation grâce à la croissance de la valeur de leur patrimoine immobilier sans avoir à réaliser la plus-value correspondante. Ce mécanisme est même en forte augmentation depuis la fin des années 1990 aux États-Unis (*cf. graphique 8*), si bien que l'effet de richesse immobilière pourrait s'être accru depuis le début des années 2000 et être devenu supérieur aux effets moyens estimés ici sur l'ensemble de la période 1954-2006. Ce dispositif est en revanche inexistant en France : les effets de richesse liés à l'immobilier y sont donc là encore probablement plus faibles qu'aux États-Unis. ■

### 8 - États-Unis : part des *Home Equity Loans* dans le patrimoine immobilier



Source : Flows of Funds

(10) Ce chiffre monte à 48,6 % lorsque l'on considère toutes les actions, qu'elles soient détenues en direct ou non, selon le *Survey of Consumer Finance* du *Federal Reserve Board*.  
 (11) 14,5 % en incluant l'actionnariat salarié, selon l'enquête TNS-Sofres, porteurs de valeurs mobilières 2006 / Euronext.

### Encadré 1 - Construction et reconstruction des séries de patrimoine

Les séries utilisées sont celles publiées par les banques centrales et les instituts statistiques des pays étudiés (comptes financiers trimestriels pour la France<sup>(1)</sup>, *Flows of Funds*<sup>(2)</sup> pour les États-Unis, *United Kingdom Economic Accounts* pour le Royaume-Uni<sup>(3)</sup> ...).

Les données comprennent des statistiques :

- de flux : flux d'achats nets des ventes pour les actifs financiers et immobiliers, ou de souscriptions nettes des remboursements pour les passifs financiers ; flux réels pour le revenu, la consommation... ;
- de valorisation, qui concernent certains actifs dont la valeur peut évoluer en fonction des variations de cours sur les marchés ;
- d'encours/de stocks, qui correspondent à des cumuls de flux et de valorisation sur une période donnée (ces données d'encours concernent essentiellement les séries de patrimoine) ;
- de taux : de chômage, d'intérêt à court ou long terme...

Certaines séries n'étant pas disponibles à une fréquence trimestrielle, il a été nécessaire de les reconstruire à partir des séries annuelles.

S'agissant notamment des séries de patrimoine immobilier, elles ont été reconstruites dans le cas de la France et du Royaume-Uni en utilisant des séries de flux (formation brute de capital fixe, correspondant à l'immobilier neuf) et des séries d'indices de valorisation

immobilière. Les séries trimestrielles de flux et de valorisation obtenues ont été mises en cohérence avec les séries annuelles publiées grâce à un recalage consistant à minimiser, sur l'ensemble de la période, la somme des carrés des variations des écarts entre les valeurs estimées spontanément à partir d'un indice de valorisation et les valeurs annuelles<sup>(4)</sup>. Enfin, pour les États-Unis, les séries trimestrielles d'encours de patrimoine immobilier étaient directement disponibles dans les *Flows of Funds*.

Concernant les séries financières, afin de disposer de séries trimestrielles depuis 1978 pour la France, une estimation a été effectuée en mobilisant des séries dans une base antérieure à la base 2000 et en effectuant des cumuls arrières à partir de l'encours 1994 exprimé en base 2000. La valorisation des actions non cotées a été calquée sur celle des actions cotées.

Les passifs financiers sont en général directement disponibles. Lorsque l'actif immobilier a été considéré *net des emprunts*, seuls les crédits immobiliers ont été retirés de l'actif. ■

(1) Ils sont disponibles à l'adresse : [http://www.banque-france.fr/fr/stat\\_conjoncture/series/cptsnafintrim/html/cptsnafintrim.htm](http://www.banque-france.fr/fr/stat_conjoncture/series/cptsnafintrim/html/cptsnafintrim.htm)

(2) Ils sont disponibles à l'adresse : <http://www.federalreserve.gov/releases/z1/>

(3) Ils sont disponibles à l'adresse : <http://www.statistics.gov.uk/statbase/TSDtables1.asp>

(4) Méthode analogue à celle utilisée par les comptes trimestriels français (cf. Fabre et Prost 2005).

### Encadré 2 - Des séries de patrimoine globalement comparables

Les périmètres retenus pour les séries sont globalement comparables mais il demeure quelques différences. Ainsi, pour le patrimoine non financier du Royaume-Uni, seul l'immobilier résidentiel a été considéré (les actifs agricoles ou bâtiments commerciaux ne sont donc pas inclus dans le patrimoine des ménages, alors qu'il le sont dans les séries disponibles en France et, dans une certaine mesure, aux États-Unis). Il est de toute façon largement prépondérant puisqu'il représente environ 94 % des actifs tangibles non financiers des ménages.

S'agissant de la valorisation, des séries d'indices immobiliers ont été utilisées pour le Royaume-Uni et la France afin de reconstituer les encours trimestriels, alors que ces derniers étaient directement disponibles pour les États-Unis.

La valorisation de certains actifs financiers comme les actions non cotées peut conserver des spécificités fortes selon les pays. Ainsi, les comptes nationaux américains exploitent des informations contenues dans les déclarations d'impôts sur le revenu (dividendes versés sur les actions non cotées), et multiplient les dividendes correspondants par le ratio « capitalisation boursière/dividendes » des actions cotées. En France, conformément aux recommandations du SEC 95, on estime une valeur de marché des actions non cotées en référence à la valorisation boursière des actions cotées : on multiplie la valeur des fonds propres des entreprises non cotées par le ratio capitalisation boursière sur fonds propres des sociétés cotées (*Price-to-Book*). Le Royaume-Uni applique quant à lui partiellement les recommandations du SEC 95 concernant la valorisation des actions non cotées. ■

## Encadré 3 - Les déterminants théoriques de la consommation de long et court terme

### Revenu permanent et cycle de vie à long terme

De manière traditionnelle, les modèles théoriques servant de référence pour l'évolution de la consommation à long terme sont ceux du revenu permanent et du cycle de vie. L'apport principal de ces théories est de considérer que les consommateurs maximisent leur utilité en tenant compte de leurs revenus présents et futurs. Ces revenus sont non seulement des revenus du travail, mais aussi les revenus (y compris effets de valorisation) du patrimoine.

Soient  $A_t$  le stock d'actifs détenus par les ménages à la fin de la période  $t$ ,  $Y_t$  les revenus autres que ceux du patrimoine perçus au cours de cette période et  $C_t$  la consommation d'un bien unique, pris comme numéraire. L'évolution de la richesse entre  $t$  et  $(t+1)$  s'écrit :  $A_t = Y_t - C_t + (1 + r_t)A_{t-1}$ .

Sous l'hypothèse d'absence d'incertitude sur la durée de vie (notée  $T$ ), les revenus futurs et le rendement moyen de l'actif (notés  $r$ ) et sans motif de transmission de richesse entre deux générations, le stock d'actif à la date  $T$  doit être nul. Les équations de transmission de la richesse entre deux périodes consécutives peuvent donc se sommer sous la forme :

$$\sum_{k=0}^{T-t} \frac{C_{t+k}}{\prod_{j=0}^k (1 + r_{t+j})} = A_{t-1} + \sum_{k=0}^{T-t} \frac{Y_{t+k}}{\prod_{j=0}^k (1 + r_{t+j})}.$$

Sous cette contrainte, en notant  $\delta$  le taux d'escompte psychologique des ménages, le programme de maximisation de l'utilité intertemporelle des consommateurs conduit à une équation décrivant l'évolution optimale de la consommation, dite équation d'Euler :

$$\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} = \frac{1 + \delta}{1 + r_t}$$

En supposant que l'utilité des consommateurs est de forme quadratique, la consommation à chaque date peut s'écrire en fonction de la richesse initiale et du flux actualisé des revenus futurs.

$$C_t = R \cdot \left[ A_{t-1} + \sum_{k=0}^{T-t} \frac{Y_{t+k}}{\prod_{j=0}^k (1 + r_{t+j})} \right]$$

$$\text{avec } R = \left[ \sum_{k=0}^{T-t} \frac{(1 + \delta)^k}{(1 + r_{t+k}) \left( \prod_{j=0}^{k-1} (1 + r_{t+j}) \right)^2} \right]^{-1}$$

L'arbitrage entre la consommation et l'épargne dépend donc non seulement des revenus contemporains, comme dans un modèle keynésien traditionnel, mais aussi des revenus futurs actualisés et de la richesse à la fin de la période précédente.

### Inflation, taux de chômage, crédits à la consommation : des déterminants de court terme

Néanmoins, il s'agit là d'un lien théorique de long terme entre la consommation, la richesse et le revenu. Plusieurs facteurs peuvent expliquer des déviations à ce modèle théorique. Nous les avons pris en compte dans la dynamique de court terme de la consommation.

- L'inflation et les taux d'intérêt, en modifiant la valeur réelle des actifs détenus par les ménages, peuvent avoir un effet ambigu sur leur consommation car, dans les deux cas, l'effet de revenu est en concurrence avec l'effet de substitution.
- Le taux de chômage peut influencer la consommation de plusieurs manières. Il peut tout d'abord intervenir dans la formation des anticipations des ménages. Ainsi, le taux de chômage en niveau peut être relié à l'espérance des revenus futurs anticipés : plus il est élevé, plus la probabilité d'être au chômage s'accroît et plus l'espérance de revenu diminue. Toutes choses égales par ailleurs, cela doit se traduire par une consommation plus basse en niveau. Par ailleurs, le taux de chômage en variation est un indicateur de l'incertitude qui pèse sur l'avenir et peut être relié à la variance des revenus futurs. Si les ménages sont enclins à constituer une épargne de précaution (c'est le cas avec des fonctions d'utilité de forme plus générale que quadratique - cf. Leland, 1968), leur consommation doit donc être d'autant plus basse en niveau que la variation du taux de chômage est forte.
- L'existence de contraintes de liquidité peut expliquer que le revenu courant, même lorsque ses variations peuvent être anticipées, joue un rôle important pour la consommation, contrairement à ce que prévoient les modèles du revenu permanent et du cycle de vie. C'est ce que nous essayons de capter grâce à l'influence du revenu disponible brut (RDB) et, éventuellement, des crédits à la consommation à court terme.
- D'autres facteurs plus ponctuels, tels que des aléas climatiques ou des primes accordées par l'État pour soutenir la consommation de certains produits, peuvent également conduire les ménages à avancer ou à retarder certains achats, donc modifier la dynamique de court terme de leur consommation. ■

## Encadré 4 - Les déterminants de la consommation des ménages en France

La consommation, le revenu et la richesse étant des séries non stationnaires pour l'ensemble des pays étudiés, nous avons modélisé leur interdépendance au moyen d'un modèle à correction d'erreur. Une méthode en deux étapes a été appliquée : dans un premier temps, l'existence d'une relation de long terme a été testée par la méthode de Stock-Watson (1993), puis la relation de long terme ainsi estimée a été injectée dans une équation de court terme écrite en différence première.

La relation de long terme estimée pour la France prend la forme suivante<sup>(1)</sup> :  $\log(C_t) = 0,977 \cdot \log(Y_t) + 0,023 \cdot \log(A_{t-1})$

$C_t$  correspond aux dépenses de consommation en volume des ménages<sup>(2)</sup>, aux prix de l'année précédente chaînés.  $Y_t$  est le revenu disponible brut, déflaté par l'indice de prix de la consommation des ménages<sup>(3)</sup>, auquel on a retranché les revenus de la propriété (D4) et les loyers immobiliers, repérés par l'excédent brut d'exploitation (EBE) des ménages purs. Ces séries proviennent de la comptabilité nationale trimestrielle.

$A_{t-1}$  représente le patrimoine des ménages à la fin du trimestre précédent, déflaté par l'indice de prix de la consommation des ménages, auquel on a retranché l'ensemble des dettes des ménages (cf. encadré).

L'équation est estimée sur la période 1985 T1-2006 T1<sup>(4)</sup>, c'est-à-dire à partir de la libéralisation des marchés financiers en France<sup>(5)</sup>. Cette période est suffisante pour capter plusieurs cycles d'évolution des richesses financières et immobilières. La somme des coefficients sur le revenu et la richesse est contrainte à un afin d'assurer la stabilité du taux d'épargne sur longue période. Un test de Shin (1994) permet de vérifier qu'il s'agit bien d'une relation de cointégration<sup>(6)</sup>.

Le coefficient obtenu devant la richesse est de bien plus faible ampleur qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni. La réduction d'un euro de la richesse nette des ménages français s'accompagne d'un recul de la consommation de 0,4 centime depuis le début des années 2000.

La dynamique de court terme est caractérisée par l'équation suivante<sup>(7)</sup> :

$$\begin{aligned} \Delta \log(C_t) &= 0,006 - 0,24 \cdot \Delta \log(C_{t-1}) + 0,07 \cdot \Delta \log(Y_{t-2}) \\ &\quad (9,97) \quad (2,81) \quad (1,56) \\ &+ 0,19 \cdot \Delta \log(Y_{t-3}) - 0,14 \cdot CE_{t-1} - 0,0016 \cdot \Delta(R_{t-4}^{3m}) \\ &\quad (4,78) \quad (4,29) \quad (2,06) \\ &- 0,0016 \cdot \Delta(R_{t-1}^{10a}) - 0,0035 \cdot \Delta(Infl^2) - 0,016 \cdot \Delta(u_t) \\ &\quad (1,67) \quad (4,09) \quad (6,24) \\ &- 0,31\% \cdot C_{limat\_T4} + 1,23\% \cdot I87T4 + 1,09\% \cdot I89T4 \\ &\quad (4,64) \quad (10,40) \quad (10,26) \\ &- 1,17\% \cdot I93T1 + 0,85\% \cdot I95T3\_96T1 - 1,23\% \cdot I96T4\_97T1 \\ &\quad (11,29) \quad (10,60) \quad (11,36) \end{aligned}$$

Période d'estimation : 1985T2-2006T4

$\overline{R^2} = 0,66$  SER = 0,33% DW = 1,99

AR-LM (4) = 0,23 (P-Value = 93 %)

Jarque-Bera = 0,20 (P-Value = 90 %)

La stabilité des coefficients sur les dix dernières années est acceptée au seuil de 5 % par un test du CUSUM sur le carré des résidus.

Outre des variables retardées de consommation et de revenu et la force de rappel  $CE_{t-1}$ , les déterminants de court terme retenus sont le taux d'intérêt nominal à trois mois  $R^{3m}$ , le taux d'intérêt nominal des obligations d'État à dix ans  $R^{10a}$ , le carré de l'inflation  $Infl^2$  permettant de prendre en compte des réactions spécifiques en période de forte inflation, et le taux de chômage  $u_t$ .

Une variable climatique figure également dans l'équation. Elle permet de repérer l'écart de température au quatrième trimestre par rapport à la moyenne des cinq dernières années. Un écart positif d'un degré réduit la consommation des ménages de 0,3 point de pourcentage<sup>(8)</sup>.

Enfin, diverses indicatrices temporelles figurent dans l'équation. 195T3-96T1 est une indicatrice valant -1 aux troisième et quatrième trimestre de 1995 et 1 au premier trimestre de 1996. Comme dans le modèle macroéconomique de la DGPE (Bourquard et al. - 2005), elle prend en compte l'effet des grèves de 1995 sur le profil de la consommation. 196T4-97T1 est une indicatrice valant -1 au quatrième trimestre de 1996 et 1 au premier trimestre de 1997. Elle prend en compte l'effet de la suppression de la prime à la casse pour les voitures anciennes.

Ce modèle a été obtenu à partir d'une spécification initiale beaucoup plus large, incluant quatre retards dans le court terme pour la consommation, le revenu, les taux d'intérêt, l'inflation, le carré de l'inflation, le taux de chômage et le rapport entre le flux de crédits à

(1) Notons que l'on parvient aux mêmes élasticités en ayant recours à une estimation en une étape.

(2) Le fait d'estimer une relation entre la consommation en volume et le revenu et la richesse, tous deux déflatés par l'indice de prix de la consommation des ménages, permet d'exclure que le lien entre la richesse et la consommation ne passe par les prix de l'immobilier. En effet, ceux-ci affectent simultanément la valeur des loyers consommés et la valeur du patrimoine immobilier.

(3) Il s'agit, en l'occurrence, du déflateur de la consommation issu de la comptabilité nationale, et non de l'indice des prix à la consommation.

(4) L'échantillon disponible s'étend jusqu'en 2006T4 mais l'inclusion d'avances et de retards des variables explicatives par la méthode de Stock-Watson le réduit en pratique.

(5) L'État a fortement contribué au décloisonnement des marchés de capitaux français entre 1982 et 1985, permettant notamment aux ménages d'acquérir des titres, via des OPCVM, sur le marché monétaire. Par ailleurs, l'encadrement du crédit a été définitivement levé au profit d'une régulation par les taux d'intérêt directeurs de la banque centrale à partir de 1987.

(6) Le test de Shin (1994) est fondé sur une hypothèse nulle de cointégration. Les valeurs critiques aux seuils de 10 et de 5 % valent respectivement 0,16 et 0,22. La statistique de test pour notre équation vaut 0,14, ce qui permet d'accepter l'hypothèse de cointégration aux seuils habituels. La variance de long terme des résidus a été estimée selon la méthode préconisée par Andrews (1991).

(7) Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses. Les variances des paramètres de l'équation ont été calculées à l'aide de la méthode de Newey-West (1987).

(8) Les variables similaires pour les trois autres trimestres de l'année ne sont pas significatives. Dans un précédent dossier de la Note de conjoncture (*Aléas climatiques, aléas économiques : les effets du climat sur l'activité économique en France* - juin 2007), les principaux effets du climat étaient également observés pour les mois d'octobre à décembre. Les estimations présentées faisaient apparaître qu'un degré supplémentaire tendait à abaisser la consommation des ménages en « eau, gaz, électricité (FG1) » de 3 %, en « combustibles et carburant (FG2) » de 1,5 % et en « habillement-cuir (FC1) » de 1 %. Sachant que le premier poste représente 3,4 %, le second 4,3 % et le troisième 4,9 % des dépenses de consommation des ménages sur la période 1985-2006, cela correspond à un effet agrégé supérieur à 0,2 point sur la consommation des ménages, du même ordre de grandeur que celui estimé grâce à notre équation.

la consommation et le revenu. Contrairement aux États-Unis, l'inclusion d'une variable de richesse ou du rapport entre le flux de crédit de trésorerie et le revenu dans le court terme de l'équation donne de moins bons résultats en simulation dynamique sur la fin de période. Nous avons donc choisi de ne pas les inclure dans cette spécification.

Enfin, bien que la méthode de Stock-Watson conduise à estimer une influence significative de la richesse à long terme et bien que la force de rappel soit significative dans la dynamique de court terme, la faiblesse de l'effet obtenu n'invalide pas d'autres spécifications économétriques où la consommation ne dépendrait que du revenu à long terme. Plusieurs autres études parviennent à des modélisations satisfaisantes de la consommation française en négligeant totalement l'effet de richesse (cf. Bourquard *et al.* - 2005). ■

### Encadré 5 - Les déterminants de la consommation des ménages aux États-Unis

La relation de long terme estimée pour les États-Unis grâce à la méthode de Stock-Watson (1993) prend la forme suivante :

$$\log(C_t) = -0,84 + 0,74 \cdot \log(Y_t) + 0,26 \cdot \log(A_{t-1})$$

(10,01)      (c)      (8,78)

Période d'estimation : 1954T4-2006T1

$C_t$  correspond aux dépenses de consommation en volume des ménages, aux prix de l'année précédente chaînés.  $Y_t$  est le revenu disponible brut, déflaté par l'indice de prix de la consommation des ménages.

$A_{t-1}$  est le patrimoine des ménages à la fin du trimestre précédent, déflaté par l'indice de prix de la consommation des ménages, auquel on a retranché l'ensemble des dettes des ménages, comme dans le cas français.

L'élasticité de long terme de la consommation à la richesse s'élève à 26 %. Ce résultat est tout à fait conforme à celui d'études antérieures<sup>(1)</sup> et correspond à une propension marginale à consommer la richesse de 5,8 cents par dollar de richesse supplémentaire en moyenne depuis le début des années 2000.

La dynamique de court terme est caractérisée par l'équation suivante <sup>(2)</sup> :

$$\begin{aligned} \Delta \log(C_t) = & 0,0055 - 0,22 \cdot \Delta \log(C_{t-1}) + 0,11 \cdot \Delta \log(C_{t-3}) + 0,25 \cdot \Delta \log(Y_t) \\ & + 0,12 \cdot \Delta \log(Y_{t-1}) - 0,049 \cdot C_{t-1} \\ & - 0,0085 \cdot \Delta(u_t) - 0,0049 \Delta^2(u_t) + 0,032 \cdot \Delta \log(A_{t-1}) + 0,033 \cdot \Delta \log(A_{t-4}) \\ & + 0,042 \cdot \Delta \left( \frac{FCred_{t-2}}{Y_{t-2}} \right) + 0,054 \cdot \Delta \left( \frac{FCred_{t-3}}{Y_{t-3}} \right) - 0,0049 \cdot \Delta (P_{réel,t-1}^3) \\ & - 0,0059 \cdot \Delta (Inf_{t-1}) - 0,00013 \cdot \Delta (Inf_t^2) + 1,09\% \cdot I65T4 + 1,03\% \cdot I68T268T3 \\ & + 1,25\% \cdot I78T2 - 1,72\% \cdot I81T4 - 1,20\% \cdot I87T1 + 1,07\% \cdot I01T3T4 \end{aligned}$$

(6,34)    (3,87)      (2,16)      (5,80)  
(2,49)      (2,89)  
(4,35)      (2,39)      (2,07)      (1,92)  
(1,78)      (1,96)      (5,84)  
(5,21)      (1,69)      (8,90)      (10,80)  
(13,57)      (9,82)      15,36      (6,41)

Période d'estimation : 1954T4-2007T1       $\overline{R^2} = 0,62$        $SER = 0,43\%$        $DW = 1,99$

AR-LM (4)=0,93 (P-Value=45 %)

Jarque-Bera=0,20 (P-Value=90 %)

Cette équation fait apparaître des déterminants assez semblables, avec les mêmes notations, à ceux de l'équation estimée pour la France. Quelques différences doivent être mentionnées :

- La richesse, avec deux retards différents, a été introduite dans le court terme. Une spécification alternative sans ces termes a pu être estimée mais elle présente de moins bonnes performances en simulation dynamique sur la période récente.
- L'influence des flux de crédits de trésorerie  $FCred_t$  <sup>(3)</sup> a été explicitement modélisée dans le court terme sous la forme du ratio entre le flux de crédits accordés et le revenu courant. Cette variable vise à capter l'influence de la politique d'offre de crédit des banques. Dans la mesure où elle peut également capter des effets de demande de crédit, elle a été introduite retardée pour limiter le risque de causalité inverse, de la consommation vers les crédits<sup>(4)</sup>.

(1) Cf. par exemple Ludvigson et Steindel (1999) qui trouvent une élasticité de 29 % sur la période 1953-1997 ou bien Beffy et Monfort (2003) qui l'estiment à 26 % sur la période 1960-2001.

(2) Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses. Les variances des paramètres de l'équation ont été calculées à l'aide de la méthode de Newey-West (1987).

(3) Les crédits de type « home equity loans », dont les montants ne sont publiés que sur la période récente, ne sont pas pris en compte.

(4) Ce risque n'est toutefois pas totalement écarté si ce sont les mêmes causes qui poussent les ménages à consommer plus et à recourir plus au crédit à la consommation et que ces causes sont persistantes.

- Le taux de chômage apparaît en différence première et en différence seconde dans le court terme. Ce choix correspond aux deux canaux par lequel le chômage peut influencer la consommation (cf. encadré 3).
- Comme pour la France, l'influence du climat sur la consommation des ménages a été estimée. Une variable prenant en compte l'écart de température sur l'ensemble du territoire américain au premier trimestre par rapport à la moyenne des cinq dernières années peut ressortir de manière significative. Néanmoins, sa présence tend à dégrader les performances prédictives de l'équation sur la période récente. Nous l'avons donc omise. ■

### Encadré 6 - Quelle est l'importance de l'effet de richesse au Royaume-Uni ?

La relation de long terme estimée pour le Royaume-Uni grâce à la méthode de Stock-Watson (1993) prend la forme suivante :

$$\log(C_t) = -0,76 + 0,78 \cdot \log(Y_t) + 0,22 \cdot \log(A_{t-1})$$

(16,56)      (c)      (13,95)

Période d'estimation : 1991 T1-2006 T2

Les variables  $C_t$ ,  $Y_t$  et  $A_{t-1}$  sont définies comme pour les États-Unis.

L'élasticité de long terme de la consommation à la richesse s'élève à 22 %. Elle est donc intermédiaire entre le cas français et le cas américain, tout en étant plus proche du cas américain. Elle correspond à une propension marginale à consommer la richesse de 3,6 pence par livre de richesse supplémentaire depuis le début des années 2000 <sup>(1)</sup> ■

(1) À nouveau, ces résultats sont compatibles avec ceux d'études antérieures. Ainsi, Boone, Giorno et Richardson (1998) estiment cette propension marginale de long terme à 4,0 pence et Beffy et Monfort (2003) à 1,8 penny dans les années 1990.

## Bibliographie

- Andrews D. (1991)**, "Heteroskedastic and autocorrelation consistent covariance matrix estimation" - *Econometrica* vol. 59, pp. 817-858.
- Beffy P-O. et Monfort B. (2003)**, "Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation" - *Document de travail de la Dese (Insee)*.
- Boissinot J. et Catte P. (2007)**, "Comparaison des taux d'épargne des ménages dans les pays de l'OCDE" - *Document de travail de la Dese (Insee)*, à paraître.
- Boone L., Giorno C. et Richardson P. (1998)**, "Stock market fluctuations and consumption behaviour: some recent evidence" - *OECD Economics department working paper n° 208*.
- Bourquard V., Carnot N., Deruennes A. et Pamies-Sumner S. (2005)**, "Une maquette de prévision à court terme pour la France" - *Document de travail de la DGTPE (ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie)*.
- Campbell J. et Cocco J. (2007)**, "How do house prices affect consumption? Evidence from micro data" - *Journal of Monetary Economics* vol. 54, pp. 591-621.
- Case K.E., Quigley J.M. et Shiller R.J. (2001)** : « Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus The Housing Market », UV Berkeley, Department of Economics, *Working Paper No. E01-308*.
- Fabre J. et Prost C. (2005)**, "Méthodologie des comptes trimestriels", *Insee méthodes* n° 108.
- Federal Reserve Board (2004)**, "Survey of Consumer Finance".
- Kennickell A.B. (2006)**, "Currents and Undercurrents: Changes in the Distribution of Wealth 1989-2004" - *Federal Reserve Board*, janvier.

**Leland H. E. (1968)**, "Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving" - *Quarterly Journal of Economics* vol. 82, pp. 465-473.

**Ludwig A. et Slok T. (2002)**, «The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries », *IMF Working Paper*, n° 02/1.

**Ludvigson S. et Steindel C. (1999)**, "How important is the stock market effect on consumption ?" - *Economic Policy Review*.

**Muñoz S. (2006)**, "Wealth Effects in Europe: A Tale of Two Countries (Italy and United Kingdom)" - *IMF Working Paper*, WP/06/30.

**Newey W. et West K. (1987)**, "A simple, positive definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix" - *Econometrica* vol. 55, pp. 703-708.

**Shin Y. (1994)**, "A residual based test of the null of cointegration against the alternative of noncointegration" - *Econometric Theory* vol. 10, pp. 91-115.

**Stock J. et Watson M. (1993)**, "A simple estimator of cointegrated vectors in higher order integrated systems" - *Econometrica* vol. 61, pp. 783-820.

**TNS-Sofres / Euronext (2006)**, "Rapport public sur les porteurs de valeurs mobilières".

---