

# L'EFFET D'UN CHOC BOURSIER SUR LES DÉPENSES DES MÉNAGES AMÉRICAINS

**John Baude**

**La Doc. française** | *Economie internationale*

**2001/2 - no 86**  
**pages 99 à 124**

**ISSN 1240-8093**

Article disponible en ligne à l'adresse:

-----  
<http://www.cairn.info/revue-economie-internationale-2001-2-page-99.htm>  
-----

Pour citer cet article :

-----  
Baude John, « L'effet d'un choc boursier sur les dépenses des ménages américains »,  
*Economie internationale*, 2001/2 no 86, p. 99-124.  
-----

Distribution électronique Cairn.info pour La Doc. française.

© La Doc. française. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

JOHN BAUDE<sup>1</sup>

# L'EFFET D'UN CHOC BOURSIER SUR LES DÉPENSES DES MÉNAGES AMÉRICAINS

**RÉSUMÉ.** Cette étude tente d'évaluer l'impact d'un choc boursier sur les dépenses des ménages américains (consommation et investissement logement). Elle suppose que ce sont les variations plutôt que le niveau de leur patrimoine boursier qui influencent leurs dépenses. Celles-ci fléchiraient de 0,4 % en moyenne la première année, après une chute des cours boursiers de 10 %, qui, transitoire, serait effacée au bout d'un an.

L'« effet de taille » de leur patrimoine en actions qui s'est fortement accru au cours de la seconde moitié des années quatre-vingt-dix, accentuerait nettement l'impact d'un choc boursier, en comparaison du krach de 1987. Pour un même repli de la Bourse de 10 %, le recul des dépenses n'aurait été alors que de 0,15 % en moyenne la première année.

Classification *JEL* : E21 ; E44.

Mots-clefs : consommation ; plus-values ; prix d'actifs.

**ABSTRACT.** This study measures the effect of a share price fall on the American household expenditure (consumption and residential investment). Expenditure is supposed to be dependent on the change of households' stock market wealth, and not on its level. After a temporary 10% share price fall, offset one year later, spending would on average fall by 0.4% during the first year. The big increase in the stock market wealth during the second half of the 1990s in the US should make the effect of a price fall stronger than after the stock market crash in 1987. The same 10% drop of share prices is estimated then to have led to a fall in expenditure of only 0.15%, on average during the following year.

*JEL* Classification: E21; E44.

Keywords: Consumption; Gains on Shares; Stock Price.

1. JOHN BAUDE, économiste (john.baudef@wanadoo.fr).

Après les envolées de la Bourse américaine durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix, la baisse tendancielle des cours depuis le quatrième trimestre de l'année 2000 suscite désormais des interrogations quant à son impact sur l'économie des États-Unis. Cette étude tente de l'évaluer en se concentrant sur les dépenses des ménages (consommation et investissement logement).

## Les liens entre les dépenses des ménages et un choc boursier

Les variations du prix des actions sont susceptibles d'influer sur la consommation des ménages de trois façons différentes, que rappelle une récente étude du FMI (2000) :

- un premier effet possible d'une baisse des cours boursiers est la diminution de la richesse, donc des ressources sur lesquelles compter une vie durant, si bien que les ménages anticipent un moindre revenu permanent ; ceux-ci, désireux de reconstituer leur richesse, sont alors conduits à moins consommer et à épargner davantage ; mais, selon la théorie du cycle de vie, ils s'efforcent de lisser dans le temps les effets sur leur consommation, donc sur leur niveau de vie ;
- une baisse du prix des actions a pour autre effet d'offrir une moins bonne garantie aux banques pour l'obtention d'un prêt, lesquelles majorent leur taux en contrepartie pour se prémunir contre le risque d'insolvabilité ; cet enchérissement du crédit conduit les ménages à réviser leurs dépenses à la baisse ou à les différer ;
- enfin, une chute des cours boursiers peut augurer de perspectives d'activité et de profit défavorables ; susceptibles d'anticiper un ralentissement de leurs revenus salariaux ; dans un tel contexte, les ménages sont, là encore, tentés de freiner leurs dépenses.

Différents travaux, se plaçant pour la plupart dans le cadre de la théorie du cycle de vie, situent l'ampleur de cet effet aux États-Unis entre 3 et 7 % : la baisse d'un dollar de la richesse des ménages réduirait leur consommation de 3 à 7 cents au bout d'un an. Cette fourchette est celle mentionnée par Starr-McCluer (1998) et reprise par le FMI. Selon l'étude de Ludvigson et Steindel (1999), environ 4 % d'une hausse des cours boursiers aux États-Unis seraient dépensés en biens de consommation dans l'année qui suit. Parker (1999) obtient des résultats comparables. Par ailleurs, Poterba et Samwick (1995) décèlent un effet de richesse de 3,1 % au bout d'un trimestre et de 6,4 % au terme d'une année. Enfin, Boone & alii (1998) en proposent une évaluation comprise entre 4 et 7 %. Toutefois, ces évaluations demeurent sujettes à caution. Ainsi par exemple, Poterba et Samwick ne parviennent pas à déceler un effet de richesse sur l'achat de voitures de luxe, supposé l'apanage des Américains les plus fortunés et principaux détenteurs d'actions<sup>2</sup>. Ils ne le mettent en évidence que pour l'ensemble de la consommation

2. En 1992, 0,5 % de la population américaine possédait 58,6 % des actions négociées sur le marché boursier. Une fraction de la population « élargie » à 5 % en détenait jusqu'à 94,5 % (*Survey of Consumer Finances*, enquête du Federal Reserve Board citée par Poterba et Samwick).

mais leur évaluation procède alors d'une simple relation avec la seule croissance d'un indice boursier. Le risque est alors qu'en l'absence d'autres effets, l'indice boursier les capte tous. En outre celui-ci, sensible aux anticipations sur les débouchés des entreprises, peut aussi constituer un indicateur avancé de la conjoncture, et notamment de la consommation des ménages<sup>3</sup>. De ce fait, les auteurs demeurent circonspects sur le sens de la causalité et l'interprétation des résultats.

Cette étude tente elle aussi d'évaluer l'impact d'un choc boursier sur les dépenses des ménages. Elle ne se limitera pas à la consommation et prendra en compte l'investissement des ménages en logements<sup>4</sup>, omis dans les travaux cités. En effet, non seulement ces deux catégories de dépenses peuvent être interdépendantes mais elles peuvent aussi toutes deux être sensibles aux plus-values boursières. En contrepartie, ne seront retenus que les facteurs explicatifs communs aux deux composantes des dépenses.

Par ailleurs, pour mesurer un tel impact, l'étude envisagera plusieurs indicateurs relatifs à l'évolution du prix des actions : la simple croissance d'un indice boursier ainsi que deux ratios, l'un rapportant la richesse boursière globale des ménages à leur revenu disponible, l'autre comparant les plus-values à ce même revenu (GRAPHIQUE 1). Dans ce dernier cas, sera testée l'hypothèse selon laquelle les ménages sont plus sensibles, pour leurs dépenses, aux variations de leur richesse qu'à son niveau. Quoi qu'il en soit, ces deux ratios présentent l'avantage de traduire, outre les fluctuations de l'indice, un effet de taille lié au montant de l'encours des actions<sup>5</sup>. Un tel effet peut se révéler d'autant plus important qu'une hausse durable des cours gonfle le montant de l'encours valorisé au prix de marché<sup>6</sup>.

Dans un premier temps, la sensibilité des dépenses à l'évolution des cours boursiers est évaluée dans le cadre d'une relation de long terme (ENCADRÉ 1 & TABLEAU 1). À cet horizon, l'élasticité consommation/revenu disponible est supposée unitaire si bien que la relation estimée porte sur le ratio consommation (ou dépenses globales)/revenu disponible<sup>7</sup>, c'est-à-dire sur le complément à l'unité du taux d'épargne (ou taux d'épargne financière).

D'autres effets sont également pris en compte afin de pallier les difficultés d'interprétation mentionnées précédemment. Ainsi, ce ratio est également supposé dépendre de l'inflation car, selon la théorie du revenu de Hicks, celle-ci grève les ressources des ménages d'une moins-value sur leurs actifs monétaires. Les ménages cherchent alors à recouvrer leur niveau de richesse, conformément à la théorie du cycle de vie, et privilégient l'épargne à la consommation. Cet effet, dit d'encaisses réelles, est un effet de richesse sur les liquidités.

3. Il s'agit là d'un signe statistique avant-coureur qui ne peut être confondu avec l'un des effets de comportement mentionnés précédemment, reposant lui aussi sur des anticipations.

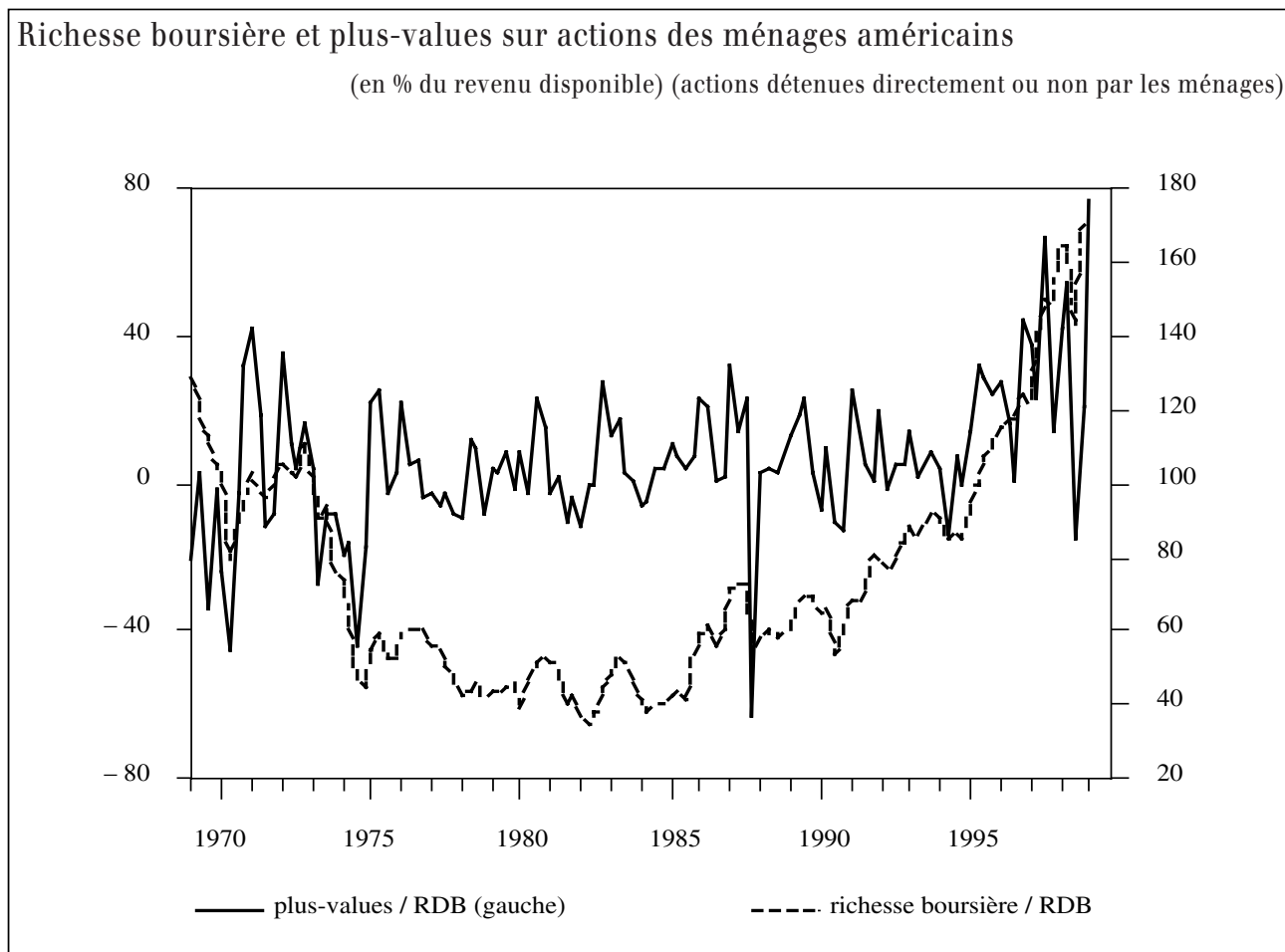
4. L'investissement logement figurant en comptabilité nationale ne concerne pas les seuls ménages mais tous les agents. Aussi la statistique retenue dans l'étude est-elle la variable des *Flow of Funds* appelée *residential construction expenditures* pour les ménages et administrations privées. Cette grandeur nominale est ensuite déflatée par le prix de l'investissement logement calculé à partir des statistiques de comptabilité nationale.

5. Avec toutes les réserves mentionnées précédemment, Poterba et Samwick (1995) décèlent que l'impact des plus-values sur la croissance de la consommation semble plus significatif du point de vue statistique que celui des variations boursières.

6. La croissance de l'indice boursier pondérée par l'encours d'actions ne résout l'effet de taille que de manière très partielle : alors qu'un choc boursier devrait modifier un tel poids, toute simulation le laisserait inchangé.

7. Dans la comptabilité nationale américaine, les plus-values, réalisées ou potentielles, ne sont pas prises en compte dans le revenu disponible. Il est donc possible de dissocier l'effet des plus-values de celui du revenu disponible sur la consommation (ou les dépenses globales) ou l'épargne (ou l'épargne financière).

## GRAPHIQUE 1



Toutefois, le taux d'intérêt nominal peut sembler une variable explicative plus pertinente que l'inflation (*cf.* l'article de Bonnet et Dubois, 1995). La détention par les ménages de liquidités nécessaires à leurs achats, qu'ils ne peuvent donc placer, les prive de revenus du capital. Il s'ensuit une moins-value qui tient au coût d'opportunité de la monnaie, c'est-à-dire au rendement moyen de l'ensemble des actifs. De ce fait, le taux d'intérêt nominal peut être préféré à l'inflation. Les deux variables seront simultanément testées dans les régressions économétriques (ENCADRÉ 1).

Telles qu'elles sont calculées dans cette étude (ANNEXE A1), les plus-values prennent en compte la valorisation observée uniquement durant un trimestre et non celle cumulée au terme de la durée de détention des actions. Ne pouvant déterminer cette durée, faute de statistiques de flux bruts, on la suppose de trois trimestres car cet horizon assure les estimations les plus satisfaisantes du point de vue statistique ( $R^2$  et  $T$  de Student les plus élevés).

De ces estimations, il ressort que le ratio des plus-values<sup>8</sup> présente un effet négatif à long terme sur la consommation et sur les dépenses globales, que n'ont ni le ratio de la richesse boursière, ni la croissance trimestrielle de l'indice

8. Le ratio des plus-values possède des propriétés statistiques (stationnarité autour d'une tendance déterministe, *cf.* ANNEXE A2.1.) comparables à celles du taux d'épargne ou du taux d'épargne financière.

ENCADRÉ 1  
Relations de long terme

Relations :

$L$  pour la consommation,

$L'$  pour les dépenses globales comprenant l'investissement logement.

$D$ : dépenses des ménages en volume (consommation ou dépenses globales).

$L1$  (ou  $L'1$ ):

$Log\left(\frac{D}{R}\right)=\alpha_1\dot{p}_c+\alpha_2\frac{pvc}{R}+\alpha_3r+\alpha_4$

$L2$  (ou  $L'2$ ):

$Log\left(\frac{D}{R}\right)=\alpha_1\dot{p}_c+\alpha_2\frac{E}{R}+\alpha_3r+\alpha_4$

$L3$  (ou  $L'3$ ):

$Log\left(\frac{D}{R}\right)=\alpha_1\dot{p}_c+\alpha_2\dot{p}_m++\alpha_3r+\alpha_4$

TABLEAU 1

Estimation de la relation de long terme

| Coefficient<br>( $T$ Student) | $\alpha 1$                              | $\alpha 2$     | $\alpha 3$         | $\alpha 4$          |
|-------------------------------|---|----------------|--------------------|---------------------|
|                               | Consommation                            |                |                    |                     |
| $L1$                          | - 0,5722<br>- 7,79                      | 0,0122<br>3,47 | 0<br>(*)           | - 0,0475<br>- 11,30 |
| $L2$                          | - 0,5784<br>- 6,69                      | 0,0139<br>1,90 | 0<br>(*)           | - 0,0437<br>- 10,97 |
| $L3$                          | - 0,6549<br>- 9,16                      | 0,0384<br>1,42 | 0<br>(*)           | - 0,0419<br>- 10,52 |
|                               | Consommation et investissement-logement |                |                    |                     |
| $L'1$                         | - 0,4833<br>- 6,17                      | 0,0126<br>3,52 | - 0,0027<br>- 3,26 | 0,0202<br>2,90      |
| $L'2$                         | - 0,5762<br>- 6,32                      | 0,0037<br>0,36 | - 0,0022<br>- 1,93 | 0,0210<br>1,18      |
| $L'3$                         | - 0,5764<br>- 7,50                      | 0,0309<br>1,12 | - 0,0026<br>- 3,00 | 0,0258<br>3,62      |

\* Le taux d'intérêt à long terme n'est pas significatif.

*Standard and Poor's 500*. Seules les relations de long terme  $L1$  et  $L'1$  vérifient les tests de co-intégration (ANNEXE A2). Les régressions économétriques ne retiendront donc par la suite que le ratio des plus-values.

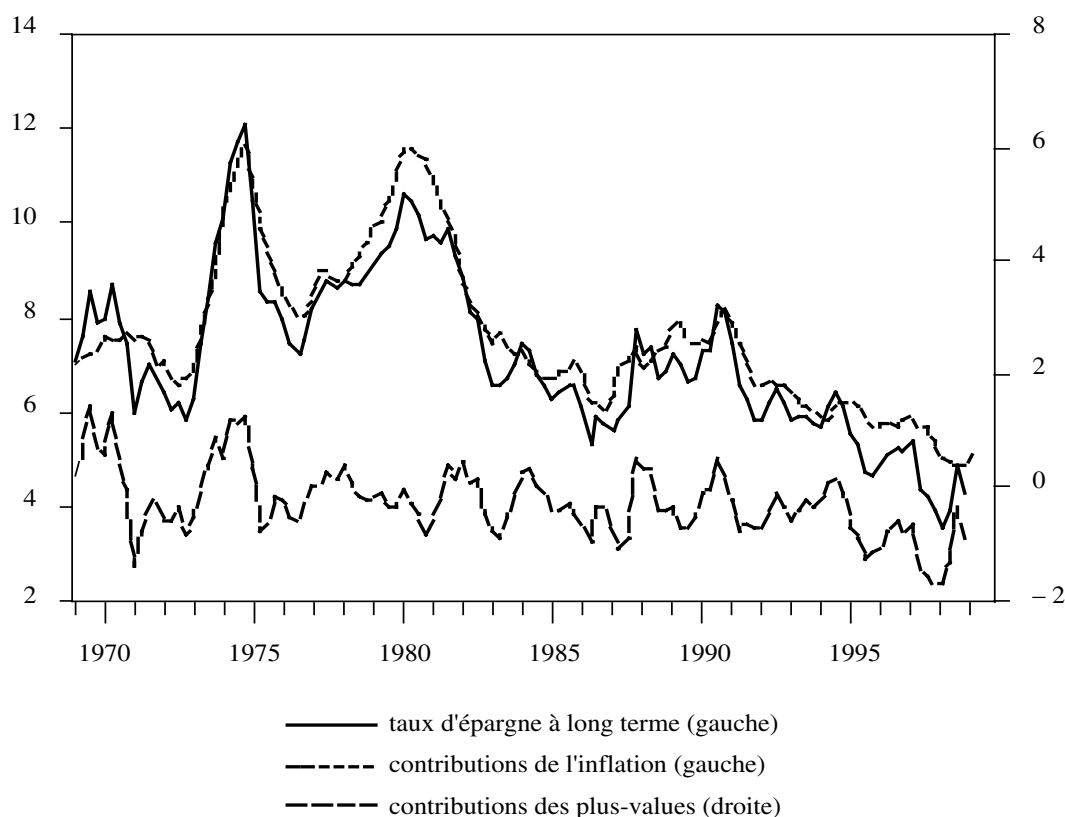
Le taux d'épargne tendanciel ainsi que les contributions à ce dernier de l'inflation et du ratio de plus-values résultent de la relation de long terme  $L1$  :

$$Tlt \approx -Log(1 - Tlt) = -Log\left(\frac{C}{R}\right) = -\alpha_1 \dot{p}_c - \alpha_2 \frac{pvc}{R} - \alpha_4$$

Indifférent au niveau des taux longs, sensible au ratio des plus-values cumulées, le taux d'épargne<sup>9</sup> de long terme des ménages américains est surtout sous l'influence de l'inflation dont il épouse très largement les évolutions (GRAPHIQUE 2). Ainsi, durant la première moitié des années quatre-vingt-dix, sa tendance à la baisse tient à la décélération des prix. Mais, depuis 1995, elle résulte de la forte progression des plus-values, qui n'incite pas les ménages à épargner.

GRAPHIQUE 2

Taux d'épargne de long terme des ménages américains et contributions de l'inflation et du ratio plus-values / revenu disponible



Dans un second temps, la dynamique des équations estimées avec le ratio des plus-values ( $L1$  et  $L'1$ ) est étendue aux effets de court terme. La croissance de la consommation dépend alors de celle du revenu disponible brut, des variations de taux d'intérêt à court terme qui modifient temporairement l'arbitrage entre consommation et épargne, des variations du taux de chômage qui influent sur l'épargne de précaution, et des fluctuations du crédit à la consommation (ENCADRÉ 2).

Certes, l'ajout de l'investissement logement des ménages qui ne pèse en moyenne que 5 % de leurs dépenses globales en volume ne modifie guère les résultats obtenus (ENCADRÉ 2). Toutefois, il rend ces dernières sensibles à l'évolution des taux longs. Par ailleurs, il altère très légèrement la contribution des diffé-

9. Le taux d'épargne calculé ici n'est pas directement comparable à celui de la comptabilité nationale américaine. Celle-ci ne lui retranche pas les intérêts versés du revenu disponible. En outre, elle déduit de l'épargne les transferts unilatéraux des ménages américains en faveur des non-résidents.



rents modes de financement : il atténue le rôle des crédits mais il accentue celui du revenu disponible et des plus-values, lesquelles ont un effet de court terme plus nettement significatif. Dans la suite de l'étude, ne sera conservée que l'équation A' concernant l'ensemble des dépenses.

## ENCADRÉ 2

## Équations de dépenses des ménages américains

**Équation A (consommation) ou A' (consommation + investissement logement)**

$$\Delta \text{Log} \left( \frac{D}{Pop} \right) = a_1 \Delta \text{Log} \left( \frac{R}{Pop} \right) + a_2 \Delta i_{-1} + a_3 \Delta Tcho + a_4 \Delta \left( \frac{Cr}{R} \right) + a_5 \Delta \left( \frac{pvc}{R} \right) + a_6 \text{Log} \left( \frac{D}{R} \right)_{-1} + a_7 r_{-1} + a_8 \dot{p}_c_{-1} + a_9 \left( \frac{pvc}{R} \right)_{-1} + a_{10}$$

$D$ : consommation des ménages en volume (éq. A) ;

consommation + investissement logement en volume (éq. A').

$Pop$ : population.

$R$ : revenu disponible brut réel (net des intérêts versés).

$Cr$ : flux de crédit à la consommation en termes réels ; s'y ajoutent les flux réels de crédits à l'habitat pour l'équation portant sur les dépenses globales des ménages.

$pvc$ : plus-values réelles (déflatées par le prix à la consommation) et cumulées sur trois trimestres.

$\dot{p}_c$ : croissance en glissement annuel du déflateur de la consommation.

$Tcho$ : taux de chômage en %.

$r$ : taux d'intérêt nominal à long terme (taux des obligations publiques à échéance de 10 ans en %).

$i$ : taux d'intérêt nominal à court terme (taux des Fed Funds en %).

Équation à correction d'erreur (le coefficient  $a_6$  traduit la vitesse d'ajustement de l'équation vers la relation de long terme).

Période : 1969 T1 – 1997 T4, avec une variable indicatrice en 1975 T1.

Méthode des moindres carrés ordinaires.

TABLEAU 2

## Estimation de l'équation sur les dépenses des ménages américains

|  | $a_1$ | $a_2$  | $a_3$  | $a_4$ | $a_5$ | $a_6$  | $a_7$ (*) | $a_8$  | $a_9$ | $a_{10}$ | $R^2$ | $\sigma$ | DW   |
|--|-------|--------|--------|-------|-------|--------|-----------|--------|-------|----------|-------|----------|------|
| <b>Équation A : consommation</b>                             |       |        |        |       |       |        |           |        |       |          |       |          |      |
| A  | 0,261 | -0,001 | -0,007 | 0,181 | 0,002 | -0,131 |           | -0,099 | 0,004 | -0,002   | 0,64  | 0,45     | 2,29 |
|  | 5,82  | -2,62  | -4,56  | 2,75  | 1,70  | -4,97  |           | -3,77  | 3,16  | -0,99    |       | (%)      |      |
| <b>Équation A' : consommation et investissement logement</b> |       |        |        |       |       |        |           |        |       |          |       |          |      |
| A'   | 0,303 | -0,001 | -0,011 | 0,120 | 0,003 | -0,166 | -0,001    | -0,093 | 0,005 | 0,008    | 0,72  | 0,48     | 2,08 |
|  | 6,31  | -3,09  | -6,60  | 3,21  | 2,29  | -5,68  | -2,31     | -3,41  | 3,77  | 3,81     |       | (%)      |      |

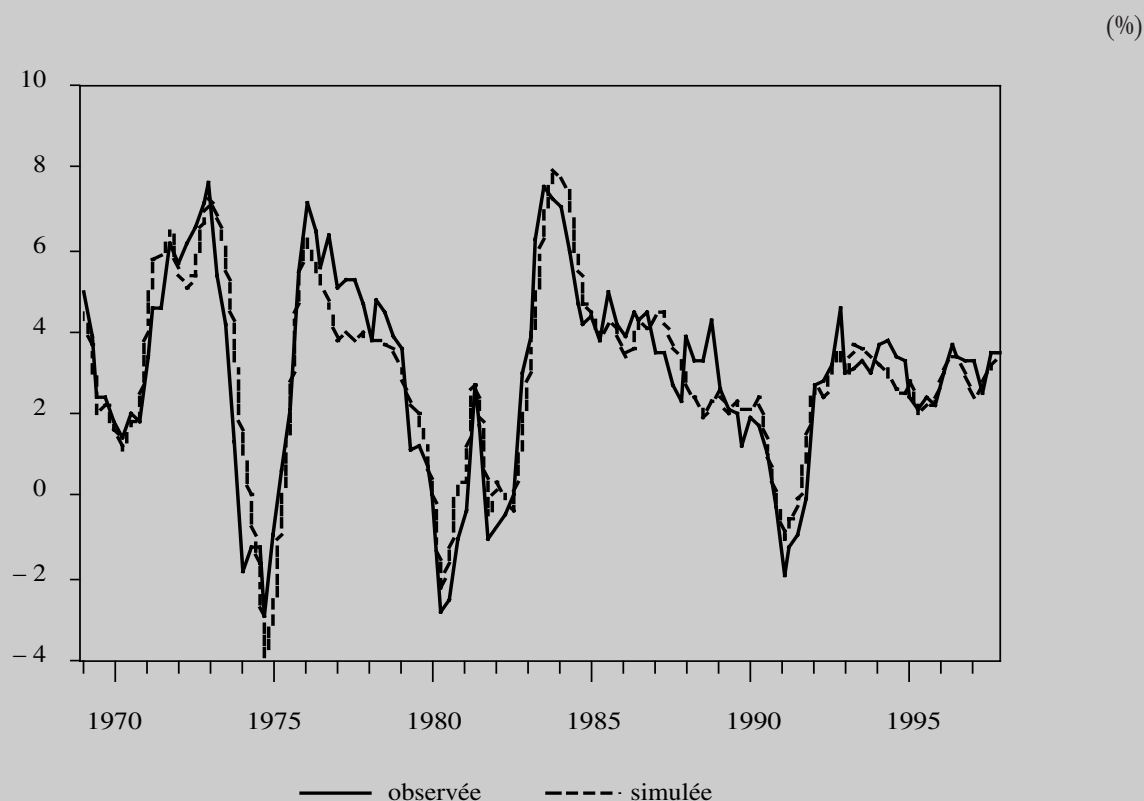
\* Plus précisément, le coefficient  $a_7$  dans A' vaut -0,00057.



Les évolutions observées et simulées de manière dynamique convergent sur toute la période d'estimation (GRAPHIQUE 3).

GRAPHIQUE 3

Simulation dynamique des dépenses globales des ménages américains à partir de l'équation A' et depuis 1969 croissance en glissement annuel



Les tests de Chow (TABLEAU 3), des résidus récursifs (GRAPHIQUE 4) et du Cusum (GRAPHIQUE 5) et confirment la stabilité de l'équation A'. Le test des résidus récursifs (appliqué sans variable indicatrice en 1975 T1) décèle un point de rupture éventuel en 1981 T1. Mais il ne s'ensuit pas d'instabilité chronique, ce que confirme le test Cusum au seuil de 5 %. Par ailleurs, une variable indicatrice à cette date n'est pas significative dans l'équation. Enfin, le test de Chow effectué à différentes dates depuis le milieu des années quatre-vingt valide la stabilité de l'équation.

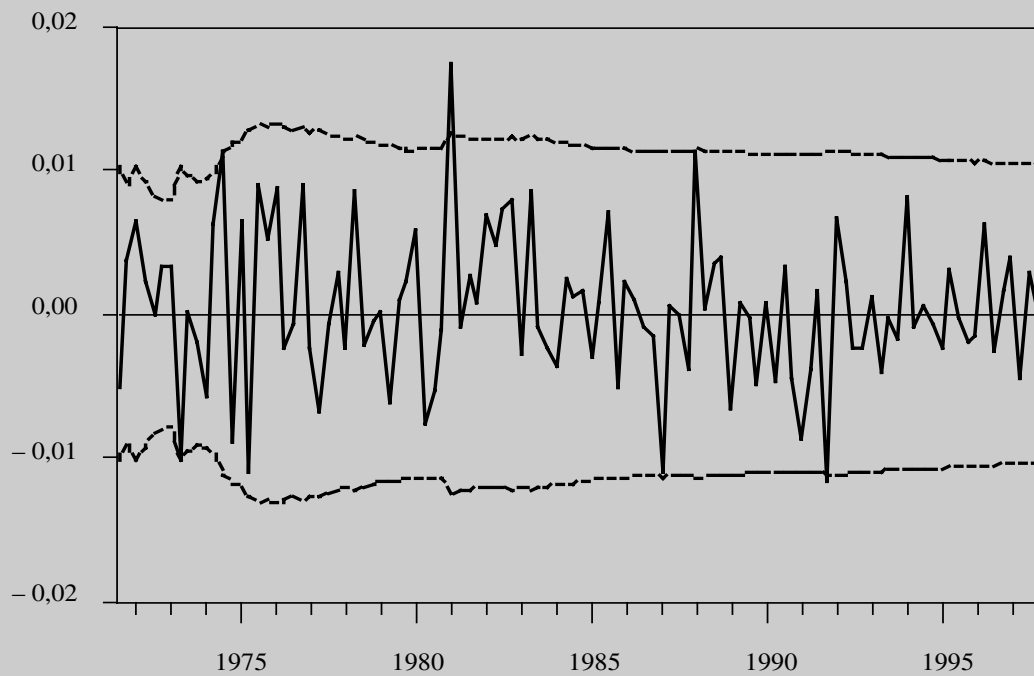
TABLEAU 3

## Test de Chow

| Statistiques   | 1985<br>T1     | 1988<br>T1     | 1990<br>T1      | 1993<br>T1     | 1995<br>T1     |
|--|----------------|----------------|-----------------|----------------|----------------|
| Fisher<br>(proba. stabilité acceptée)                  | 0,72<br>(70 %) | 0,79<br>(64 %) | 1,05<br>(41 %)  | 0,54<br>(85 %) | 0,29<br>(98 %) |
| Ratio Log-vraisemblance<br>(proba. stabilité acceptée) | 8,43<br>(59 %) | 9,20<br>(51 %) | 12,02<br>(28 %) | 6,39<br>(78 %) | 3,48<br>(97 %) |

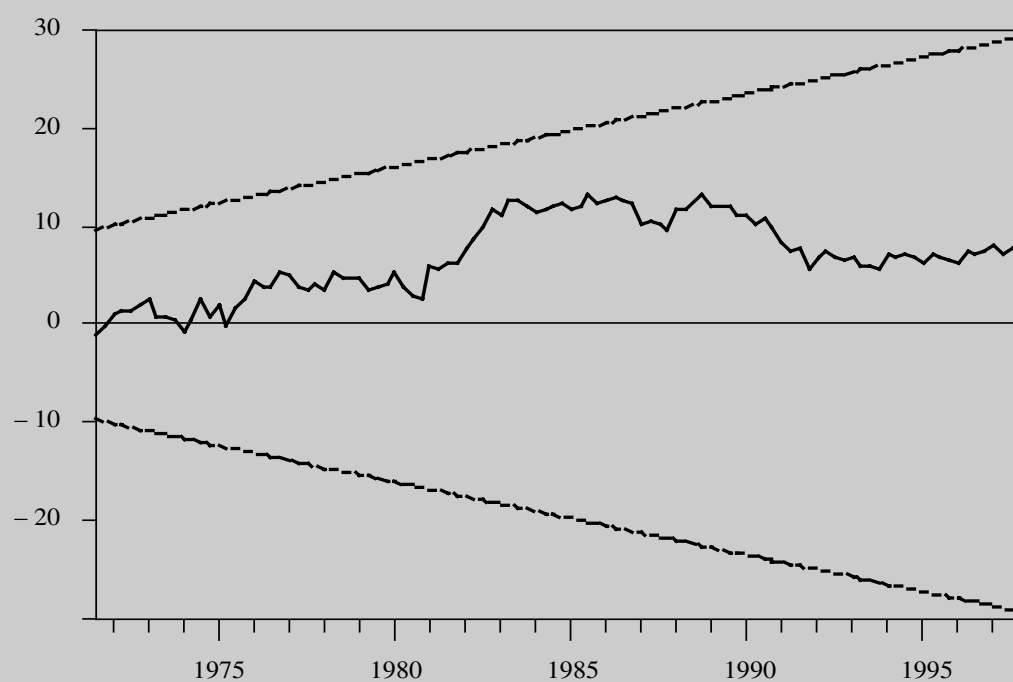
GRAPHIQUE 4

Test de stabilité des résidus récurrents



GRAPHIQUE 5

Test de stabilité Cusum au seuil de 5 %



Les résultats associés à l'équation A' sont proches de ceux obtenus par Baudchon & *alii* (2000). Leurs récents travaux sur la consommation aux États-Unis mettent en évidence un effet immédiat du revenu compris entre 0,33 et 0,41 selon la spécification retenue tandis qu'un point supplémentaire d'inflation diminuerait la consommation de 0,3 point au bout d'un an (TABLEAU 4).

TABLEAU 4

| Effet sur les dépenses globales de chocs durables affectant les variables explicatives (à partir de l'équation A') |                             |         |         |        |        |        |               |
|--|-----------------------------|---------|---------|--------|--------|--------|---------------|
|  | Effet en %<br>au bout de... | 1 trim. | 2 trim. | 1 an   | 2 ans  | 3 ans  | Long<br>terme |
| Choc de 1 %<br>ou 1 point sur...   |                             |         |         |        |        |        |               |
| Revenu disponible réel   |                             | 0,30    | 0,41    | 0,60   | 0,81   | 0,90   | 1,00          |
| Inflation  |                             | 0,00    | - 0,09  | - 0,24 | - 0,41 | - 0,49 | - 0,56        |
| Taux de chômage  |                             | - 1,13  | - 0,94  | - 0,66 | - 0,32 | - 0,15 | 0,00          |
| Taux d'intérêt à court terme   |                             | 0,00    | - 0,14  | - 0,10 | - 0,05 | - 0,02 | 0,00          |
| Taux d'intérêt à long terme  |                             | 0,00    | - 0,06  | - 0,14 | - 0,25 | - 0,30 | - 0,34        |
| Ratio du crédit  |                             | 0,12    | 0,10    | 0,07   | 0,03   | 0,02   | 0,00          |
| Ratio des plus-values cumulées   |                             | 0,00    | 0,01    | 0,01   | 0,02   | 0,02   | 0,03          |

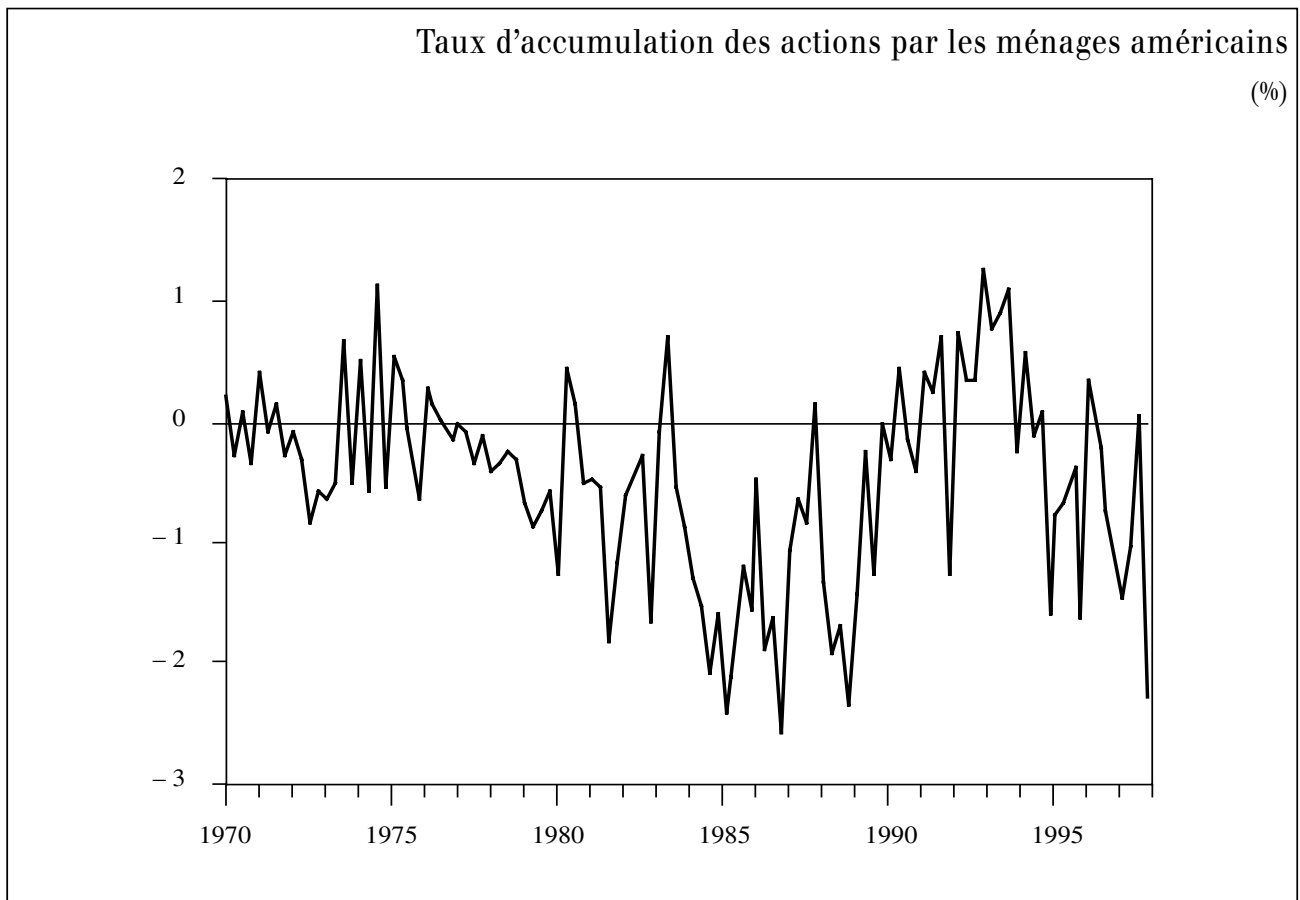
Reste à déterminer l'impact d'un choc boursier. L'effet du ratio des plus-values cumulées ne peut aisément en rendre compte. Tout d'abord, il est difficile d'évaluer à quelle hausse de la Bourse peut correspondre l'augmentation d'un point de ce ratio. En outre, un choc boursier, modifiant les plus-values, altère aussi l'encours des actions que les ménages détiennent si bien que l'équation de dépenses ne saurait suffire. Les équations ci-après la complètent, notamment par la dynamique de la richesse.

## Un modèle pour mesurer l'impact d'un choc boursier

L'équation sur les dépenses est tout d'abord complétée par une régression sur le taux d'accumulation des actions, variable qui rapporte les flux d'achats, nets des ventes, à l'encours total d'actions détenues par les ménages américains (GRAPHIQUE 6). Il fluctue autour d'une constante, sans dérive temporelle (*cf.* analyse de la stationnarité, ANNEXE A3).

La régression le concernant ne traduit qu'un processus statistique endogène (autorégressif d'ordre 2, ANNEXE A3), faute de pouvoir mettre en évidence des variables susceptibles d'expliquer ses évolutions. Il s'ensuit que, dans une simulation, le taux recouvre progressivement son niveau moyen. De ce fait, ne peut être étudié tout choc boursier permanent car il affecterait durablement et de manière significative le taux d'accumulation.

GRAPHIQUE 6



Le modèle contient également une équation sur les crédits à l'habitat et à la consommation<sup>10</sup> car, s'ils influent sur les dépenses des ménages à travers la politique d'offre des banques, la réciproque n'en est pas moins vraie. Le recours au crédit, dont les flux sont rapportés au revenu disponible brut, fluctue à court terme selon les variations des dépenses, du taux d'intérêt à long terme et du taux de chômage (TABLEAU 5). Ce faisant, il oscille autour d'une valeur de long terme (*cf.* analyse de la stationnarité, ANNEXE A3) de l'ordre de 5,7 % (GRAPHIQUE 7).

Le crédit ne peut être déterminant à long terme au niveau macroéconomique que si les classes d'âges les plus dépensières des ménages américains sont en proportion croissante sur la période étudiée, à savoir les années 1969-1997, et induisent de ce fait un endettement durable de l'ensemble. Un tel effet n'est pas retenu par la suite car il réduit la précision des simulations dynamiques.

$$\Delta \frac{Cr}{R} = b_1 \Delta \left( \frac{Cr}{R} \right)_{-1} + b_2 \Delta \left( \frac{Cr}{R} \right)_{-2} + b_3 \left( \frac{Cr}{R} \right)_{-3} + b_4 \dot{D} + b_5 \Delta r_{-1} + b_6 \Delta Tcho + b_7$$

Enfin, les plus-values étant absentes du revenu disponible, le modèle laisse ce dernier exogène.

10. Les équations de dépenses et de crédit ne sont pas estimées simultanément. Il n'en résulte un biais significatif que si l'apport des dépenses à l'équation de crédit se révèle déterminant. La convergence du modèle en simulation dynamique depuis 1969 atteste du contraire.

TABLEAU 5

## Estimation de l'équation de crédits à la consommation et au logement

Période d'estimation 1969 T1-1997 T4 – Méthode des moindres carrés ordinaires

| Équation (*) | b1     | b2     | b3     | b4   | b5       | b6       | b7     |
|--------------|--------|--------|--------|------|----------|----------|--------|
| Coefficients | - 0,61 | - 0,36 | - 0,19 | 0,62 | - 0,0059 | - 0,0120 | 0,0065 |
| T Student    | - 8,58 | - 4,72 | - 4,33 | 5,21 | - 3,25   | - 4,06   | 2,23   |

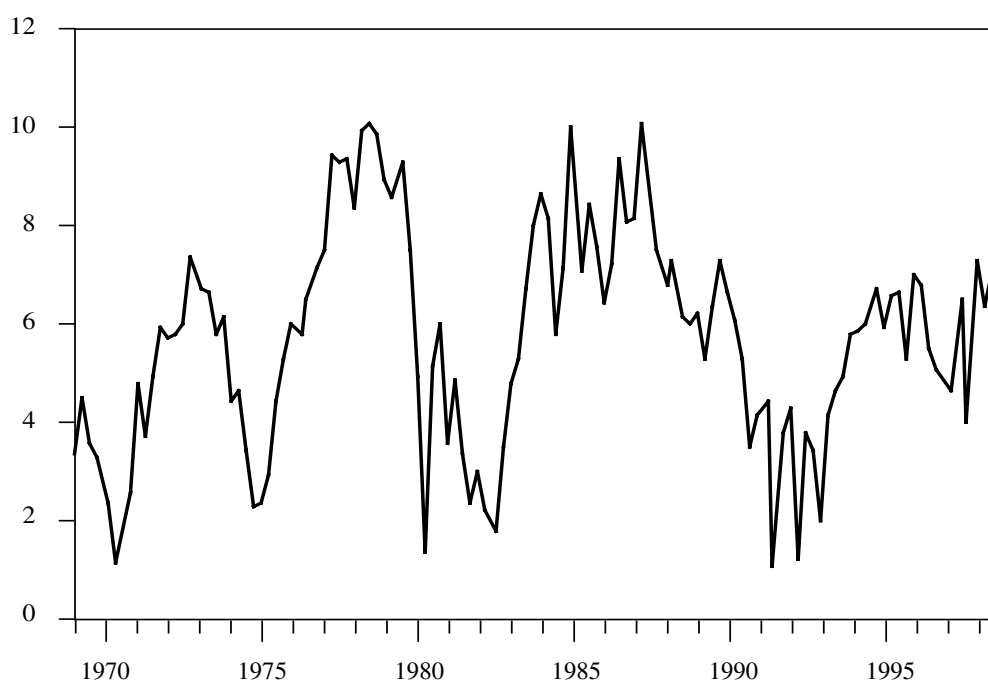
\* Avec des variables indicatrices en 1985 T1, 1991 T3 et 1992 T2.

 $R^2 = 0,66$ .

Écart-type des résidus SER = 0,008.

DW = 1,69.

GRAPHIQUE 7

Ratio des flux de crédits à la consommation et à l'habitat/  
revenu disponible brut des ménages

## ENCADRÉ 3

## Présentation du modèle et simulation « historique »

Le modèle, constitué des équations économétriques estimées précédemment et des égalités comptables déterminées en annexe (ANNEXE A1.2), est récapitulé ci-dessous :

$$\Delta \text{Log} \left( \frac{D}{Pop} \right) = a_1 \Delta \text{Log} \left( \frac{R}{Pop} \right) + a_2 \Delta i_{-1} + a_3 \Delta Tcho + a_4 \Delta \left( \frac{Cr}{R} \right) + a_5 \Delta \left( \frac{pvc}{R} \right) + a_6 \text{Log} \left( \frac{D}{R} \right)_{-1} + a_7 r_{-1} + a_8 \dot{p}_c_{-1} + a_9 \left( \frac{pvc}{R} \right)_{-1} + a_{10}$$

$$\frac{f}{E_{-1}} = c_1 AR(1) + c_2 AR(2) + c_3$$

$$\Delta \frac{Cr}{R} = b_1 \Delta \left( \frac{Cr}{R} \right)_{-1} + b_2 \Delta \left( \frac{Cr}{R} \right)_{-2} + b_3 \left( \frac{Cr}{R} \right)_{-3} + b_4 \dot{D} + b_5 \Delta r_{-1} + b_6 \Delta Tcho + b_7$$

$$v = \dot{p} \left( E_{-1} + \frac{f}{2 + \dot{p}} \right)$$

$$pvc = \sum_{i=0}^2 \frac{v_{t-i}}{p_{c_{t-i}}}$$

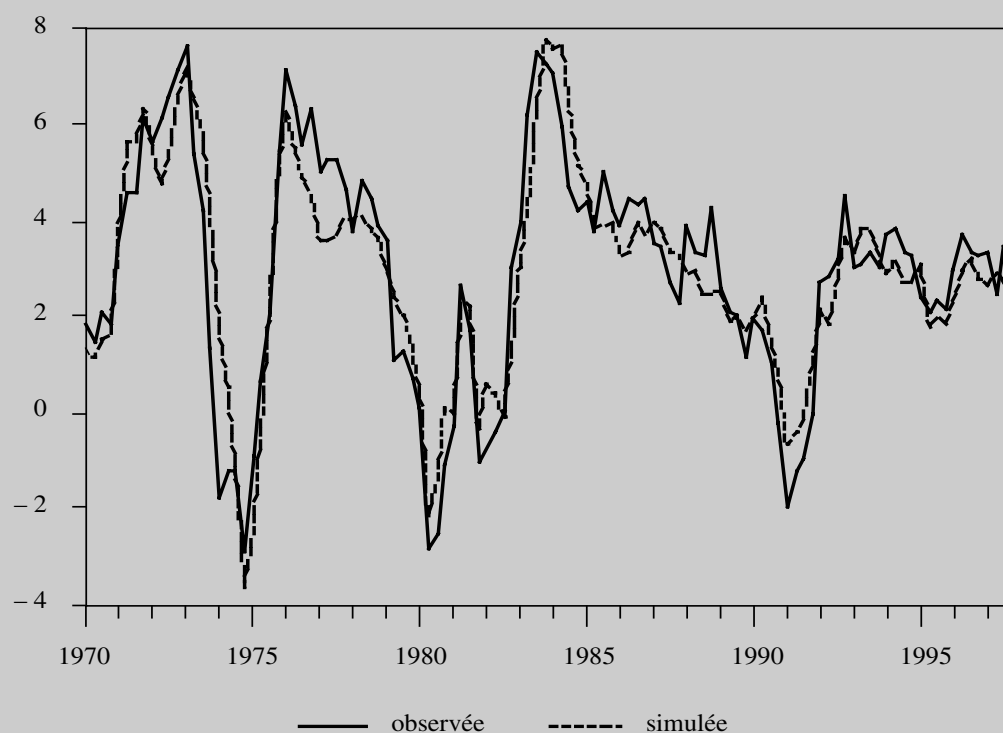
$$E = E_{-1} + f + p_c v$$

La simulation dynamique d'un modèle agrège les erreurs liées aux interactions de toutes les équations et les cumule au fil du temps. Les évolutions constatées et simulées convergent sur l'ensemble de la période (GRAPHIQUE 8). Le modèle est donc stable.

GRAPHIQUE 8

Simulation dynamique du modèle depuis 1970 croissance  
en glissement de la consommation

(%)

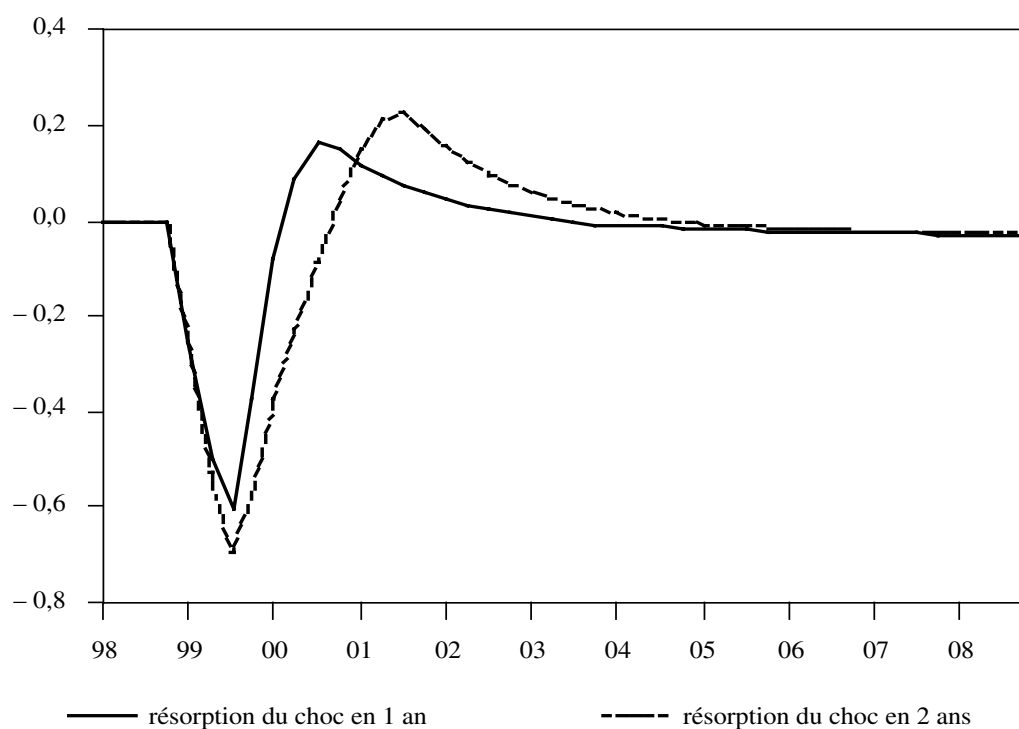


# Simulations de chocs boursiers

À partir de ce modèle, est simulée dès le 1<sup>er</sup> trimestre de 1999 une baisse des cours boursiers de 10 % par rapport au niveau constaté. Ce choc est transitoire, par hypothèse résorbé au bout d'un an. Il aurait eu pour conséquence immédiate de moindres plus-values qui auraient conduit les ménages américains à moins dépenser. Le recul de la consommation et de l'investissement logement aurait atteint jusqu'à - 0,6 % au bout de trois trimestres (GRAPHIQUES 9 et 10, TABLEAUX 6 et 7). En moyenne annuelle, il serait de - 0,4 % en 1999, d'une ampleur comparable aux estimations de plusieurs études citées précédemment<sup>11</sup>. Puis l'effet se serait estompé, voire serait devenu légèrement positif en raison de la hausse des cours qui aurait suivi et compensé progressivement le choc initial, avant de s'épuiser à nouveau. Une plus lente résorption du choc ne modifierait guère l'impact observé la première année.

GRAPHIQUE 9

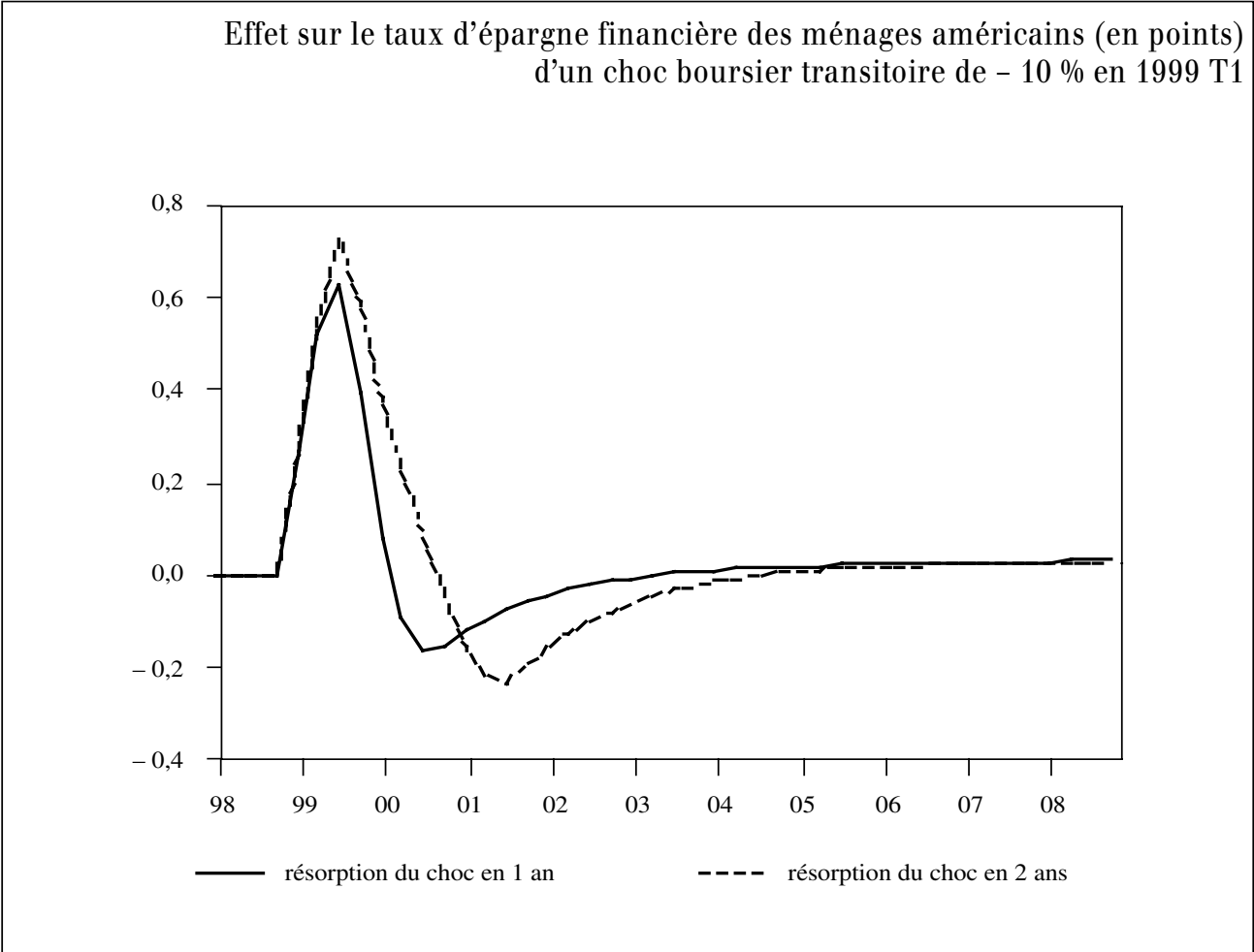
Effet sur les dépenses des ménages américains (en %) d'un choc boursier transitoire de - 10 % en 1999 T1



11. Pour Boone & alii, l'impact sur la consommation d'une baisse de 10 % du prix des actions serait de 0,5 % durant la première année.



GRAPHIQUE 10



TABEAU 6

| Effet sur les dépenses d'une baisse de 10 % des cours boursiers au 1 <sup>er</sup> trimestre de 1999 |       |       |      |      |      |
|--|-------|-------|------|------|------|
| En moyenne annuelle (%)  | 1999  | 2000  | 2001 | 2002 | 2003 |
| Avec résorption en 1 an  | - 0,4 | 0,1   | 0,1  | 0,0  | 0,0  |
| Avec résorption en 2 ans   | - 0,5 | - 0,2 | 0,2  | 0,1  | 0,0  |

TABEAU 7

| Effet sur le taux d'épargne financière d'une baisse de 10 % des cours boursiers au 1 <sup>er</sup> trimestre de 1999 |      |       |       |       |      |
|--|------|-------|-------|-------|------|
| En moyenne annuelle (points)   | 1999 | 2000  | 2001  | 2002  | 2003 |
| Avec résorption en 1 an  | 0,4  | - 0,1 | - 0,1 | 0,0   | 0,0  |
| Avec résorption en 2 ans   | 0,5  | 0,2   | - 0,2 | - 0,1 | 0,0  |

Si la baisse des cours boursiers devait atteindre – 20 %, son impact initial sur les dépenses serait proche de – 1 %<sup>12</sup> et la perte d'activité au bout de cinq ans comprise entre – 0,8 et – 1,1 %, selon que le choc serait effacé en 1 ou 2 ans (TABLEAU 8).

TABLEAU 8

| Effet sur les dépenses d'une baisse de 20 % des cours boursiers au 1 <sup>er</sup> trimestre de 1999 |       |       |      |      |      |
|--|-------|-------|------|------|------|
| En moyenne annuelle (%)  | 1999  | 2000  | 2001 | 2002 | 2003 |
| Avec résorption en 1 an  | – 0,9 | 0,0   | 0,1  | 0,0  | 0,0  |
| Avec résorption en 2 ans   | – 1,1 | – 0,4 | 0,3  | 0,1  | 0,0  |

L'effet sur les dépenses pourrait même être plus prononcé si les simulations prenaient en compte la hausse du taux d'intérêt à long terme consécutive à de tels chocs. Toutefois, celle-ci demeurerait très limitée, n'excédant pas 0,15 point dans le cas d'une chute des cours de 10 % (ANNEXE A3) et ne pèserait pas de manière très significative sur les dépenses des ménages. Mais un bouclage macro-économique plus complet, notamment à travers l'effet du multiplicateur keynésien, accentuerait l'impact sur la consommation, comme le confirme l'étude de Boone & alii. Simulée avec le modèle Interlink de l'OCDE, une chute du prix des actions de 20 % aux États-Unis entraînerait un recul de la consommation de 1,2 % la première année (soit 0,8 % du PIB) au lieu de 1 %.

Les différentes estimations réalisées dans la présente étude ne valent que pour le début de l'année 1999. En effet, le modèle n'étant pas linéaire<sup>13</sup>, la trajectoire initiale de l'économie avant le choc influe sur l'impact de ce dernier<sup>14</sup>. Se révèle particulièrement déterminant l'encours d'actions détenues par les ménages américains, duquel dépend le montant des plus-values. Ainsi, du fait de leur patrimoine boursier bien moins conséquent en 1987 qu'en 1999, une baisse des cours de 10 %, simulée à partir du quatrième trimestre de 1987, date du krach, a un impact nettement plus faible sur les dépenses des ménages qu'elle n'aurait actuellement (TABLEAU 9).

TABLEAU 9

| Effet sur les dépenses d'une baisse de 10 % des cours boursiers au 4 <sup>e</sup> trimestre de 1987 |        |        |      |      |      |
|---|--------|--------|------|------|------|
| En moyenne annuelle (%) (*)   | 1988   | 1989   | 1990 | 1992 | 1993 |
| Avec résorption en 1 an   | – 0,15 | 0,05   | 0,05 | 0,0  | 0,0  |
| Avec résorption en 2 ans  | – 0,35 | – 0,05 | 0,10 | 0,10 | 0,0  |

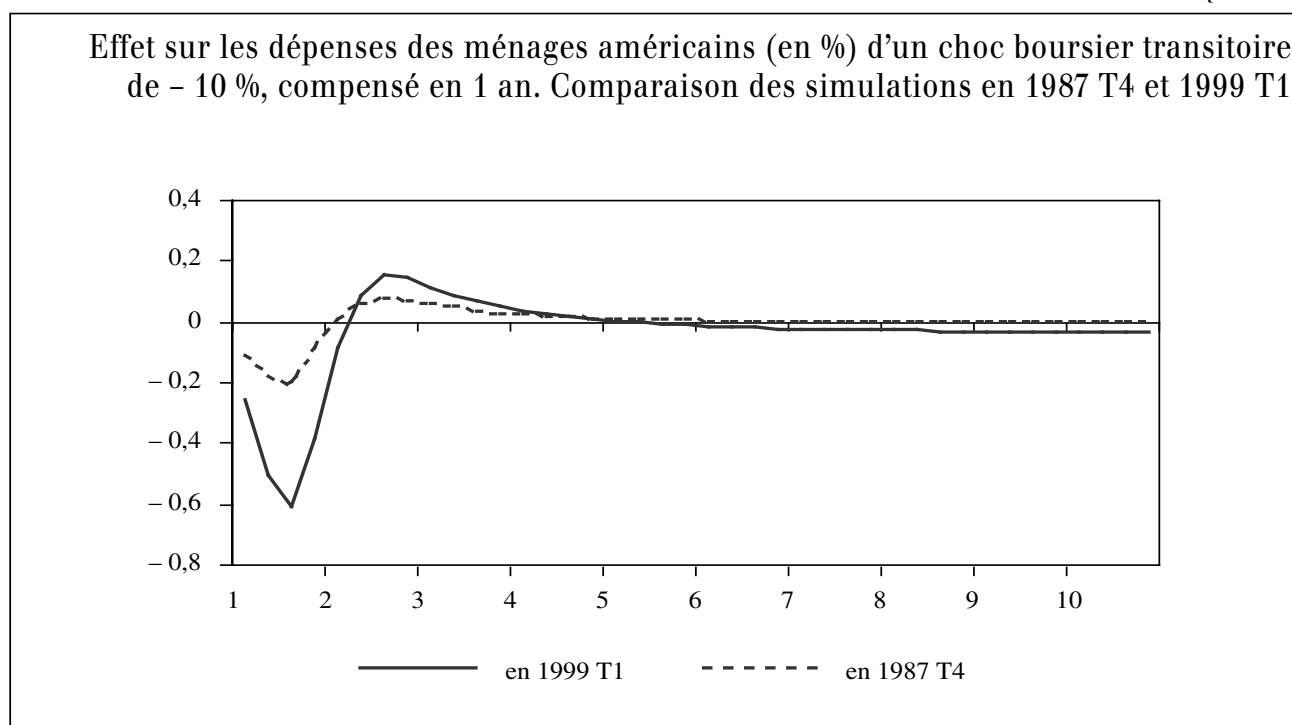
\* Le choc ayant lieu à la fin de 1987, l'année *n* figurant dans le tableau n'est pas calendaire. Elle intègre le 4<sup>e</sup> trimestre de l'année *n* – 1 plutôt que celui de l'année *n*.

12. En cas de chute des cours boursiers de 20 %, Baudchon & alii évaluent la baisse de la consommation à – 0,9 %.

13. Un choc sur la croissance de l'indice boursier affecte le montant des plus-values différemment selon la taille de l'encours d'actions. Par ailleurs, il le modifie en niveau et non de façon proportionnelle.

14. Les hypothèses faites sur les variables exogènes sont essentielles. Leur tendance au-delà de 1999 est prolongée par lissage exponentiel tandis que la politique monétaire américaine est supposée inchangée. Enfin, s'il n'y avait eu un krach au 4<sup>e</sup> trimestre de 1987, on considère que la croissance de l'indice boursier se serait maintenue au rythme tendanciel de 6 %.

GRAPHIQUE 11



Enfin, ce modèle permet de déterminer dans quelle mesure la croissance des dépenses a profité de l'envolée de la Bourse américaine amorcée au milieu de l'année 1995. Le niveau des cours est majoré de 35,1 % en 1998 au regard d'une croissance tendancielle annuelle évaluée à 11 % depuis 1980. Il s'agit là d'un choc durable dont on ne peut mesurer les effets sur le processus d'accumulation des actions détenues par les ménages pour les raisons déjà mentionnées. Seule est donc prise en compte la valorisation consécutive à ce choc. Au bout de trois ans et demi, ce dernier aurait accru le niveau des dépenses de 1,3 %, stimulant leur croissance de 0,5 point en 1997 et 1998 (TABLEAU 10 et GRAPHIQUE 12).

TABLEAU 10

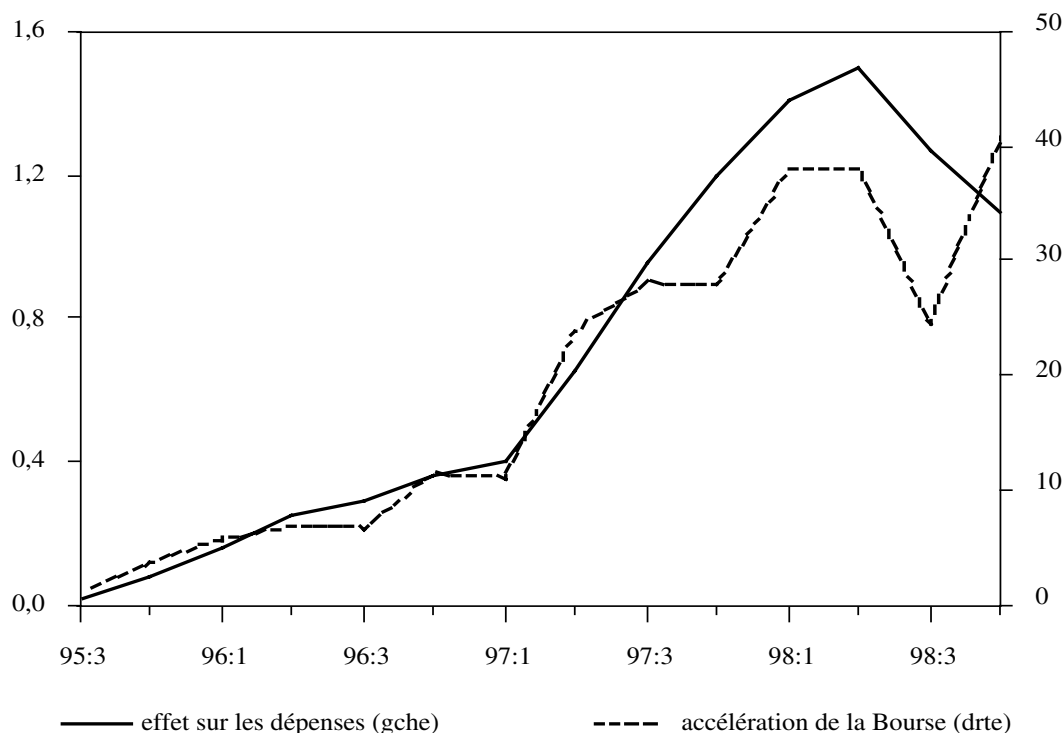
| Accélération des cours boursiers de la mi-1995 à 1998 |      |      |      |
|---|------|------|------|
| En moyenne annuelle                                   | 1996 | 1997 | 1998 |
| Cours boursiers (%)                                   | 7,7  | 22,5 | 35,1 |
| Niveau des dépenses (%)                               | 0,3  | 0,8  | 1,3  |
| Croissance des dépenses (points)                      | 0,3  | 0,5  | 0,5  |

## C onclusion

Dans leur comportement de dépenses, les ménages américains se révèlent plus sensibles aux variations qu'au niveau de leur patrimoine en actions valorisé en Bourse. De telles fluctuations auraient un effet significatif sur l'évolution de leurs

GRAPHIQUE 12

Effet sur les dépenses des ménages américains (en %)  
de l'accélération des cours boursiers (en %) de la mi-1995 à 1998



dépenses. Ainsi, une chute des cours boursiers de 10 %, qui serait effacée au bout d'un an, les contracterait de 0,4 % en moyenne la première année. Puis, bénéficiant de la remontée progressive de l'indice, les dépenses seraient en très légère augmentation avant que l'effet ne s'épuise à moyen terme. Une plus lente résorption du choc, étalée sur deux ans, ne modifierait guère l'impact observé la première année (– 0,5 %).

Durant la dernière décennie, les ménages américains ne semblent pas avoir lié davantage leurs dépenses aux plus-values qu'ils ne le faisaient auparavant. Mais l'« effet de taille » de leur patrimoine en actions qui s'est fortement accru au cours de la seconde moitié des années quatre-vingt-dix, a nettement accentué l'impact d'un choc boursier sur leurs dépenses. De ce fait, la chute des cours pénalise davantage leurs dépenses aujourd'hui qu'en 1987, année du krach. En effet, pour un repli de la Bourse de 10 % compensé au bout d'un an, le recul des dépenses n'aurait été alors que de 0,15 % en moyenne la première année.

De même que l'accélération des cours boursiers a majoré la croissance des dépenses d'un demi point environ à la fin des années quatre-vingt-dix, leur chute récente pourrait avoir contribué de manière significative au ralentissement de l'économie américaine<sup>15</sup>.

J. B.

15. L'auteur remercie Virginie Coudert et Philippe de Peretti pour leurs nombreux conseils et remarques ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leur lecture attentive et leurs suggestions.

## ANNEXE A1

### STATISTIQUES <sup>16</sup> ET CALCUL D'ENCOURS ET DE PLUS-VALUES

#### A1.1. CALCUL DE L'ENCOURS TRIMESTRIEL D'ACTIONS DÉTENUES PAR LES MÉNAGES AMÉRICAINS

Les *Flow of Funds Accounts*, l'équivalent des *Tableaux d'Opérations Financières* en comptabilité nationale américaine, sont élaborés et publiés avec une régularité trimestrielle. Toutefois, certaines statistiques n'existent que sur une base annuelle. Ainsi en est-il des encours d'actions détenues indirectement par les ménages <sup>17</sup>, mais aussi de leur patrimoine immobilier et foncier <sup>18</sup>, ou bien encore du bilan de certains fonds de retraite. Enfin, la Fed procède au calcul de plus-values, uniquement annuelles, sur les principales catégories d'actifs des ménages.

On évalue l'encours trimestriel des actions détenues indirectement par les ménages, *via* les OPCVM (*mutual funds*), les fonds de retraite privés, les compagnies d'assurance-vie et les sociétés fiduciaires (*bank personal trusts and estates*), à partir du bilan de ces intermédiaires financiers. À leur actif, figurent des actions qui constituent l'une des contreparties du passif, lequel est la propriété des seuls ménages. Mais parmi les fonds de retraite privés, seuls sont pris en compte ceux qui offrent un patrimoine boursier (*Defined Contribution Plans*) et non une pension prédéterminée, donc indépendante des performances financières (*Defined Benefit Plans*) <sup>19</sup>. L'encours trimestriel des actions des premiers est obtenu après interpolation linéaire du ratio annuel qui en mesure le poids dans le total des actions des fonds de retraite privés.

L'encours d'actions au quatrième trimestre, évalué selon cette méthode, correspond bien aux données annuelles publiées (GRAPHIQUE A1.1). Cependant, le calcul des plus-values boursières négligera celles relatives aux actions du produit assurance-vie, faute d'avoir pu en déterminer l'encours trimestriel. Mais, à la fin de l'année 1998, il ne représentait, selon la Fed, que 5,2 % de l'encours total des actions détenues par les ménages.

#### A1.2. CALCUL DES PLUS-VALUES SUR ACTIONS

La Fed publie les flux nets d'actions détenues directement par les ménages. Pour cet actif, le calcul des plus-values est simple : on retranche ces flux à la variation de l'encours.

En revanche, les flux nets d'actions détenues indirectement par les ménages, *via* les fonds de retraite ou les OPCVM, sont indisponibles.

Le calcul des plus-values se révèle alors plus complexe et contingent à quelques hypothèses.

16. Les statistiques, extraites de la base de données Datastream, proviennent de *National Income and Product Accounts*, pour celles relevant de la comptabilité nationale, et de *Flow of Funds Accounts of the United States* pour celles relatives au tableau d'opérations financières.

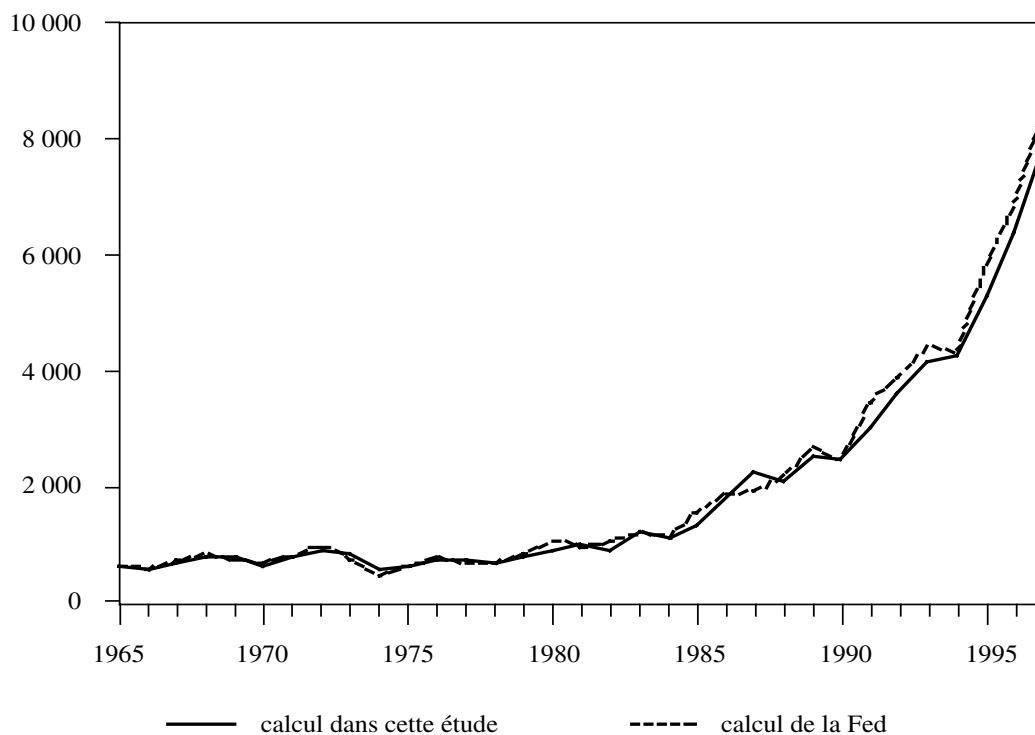
17. Il s'agit en fait des ménages (y compris les exploitants agricoles, seuls entrepreneurs individuels pris en compte) et des administrations privées (*Non-profit Organizations*).

18. L'absence de statistiques fiables concernant le prix des biens immobiliers et fonciers n'a pas permis de procéder au calcul de plus-values relatives à cet actif. L'étude porte de ce fait sur les seules plus-values sur actions.

19. Baudchon et Chauvin (1999) détaillent les particularités du régime de retraite américain.

GRAPHIQUE A1.1

Montant annuel de l'encours d'actions détenues directement ou non par les ménages, sauf produits d'assurance-vie (en milliards de dollars)



Soient :

$E$  : encours de l'actif au prix de marché

$A$  : encours de l'actif au prix de marché du trimestre précédent (encours en volume)

$p$  : prix de l'actif sur le marché à la date  $t$  ( $p$  vaut 1 à la date  $t-1$ )

$$E = pA$$

$$\Delta E = A_{-1}\Delta p + p_{-1}\Delta A + \Delta p\Delta A$$

$$\Delta E = (A_{-1} + \Delta A)\Delta p + p_{-1}\Delta A$$

$$\Delta E = A\Delta p + p_{-1}\Delta A$$

Retenir  $A\Delta p$  comme montant des plus-values suppose que les flux sont intégralement valorisés au prix de la fin de période, comme si toutes les transactions s'effectuaient à la date  $t$  au lieu de s'étaler durant la période. Une hypothèse intermédiaire, qui constitue une meilleure approximation, consiste à les partager à égalité entre les dates  $t-1$  et  $t$ . Les flux sont alors valorisés pour moitié au prix de la fin de période, et pour l'autre moitié au prix de la fin de la période précédente.

$$\Delta E = \left( A_{-1} + \frac{1}{2} \Delta A \right) \Delta p + \left( \frac{p + p_{-1}}{2} \right) \Delta A$$

Les plus-values sont alors :

$$v = \left( A_{-1} + \frac{1}{2} \Delta A \right) \Delta p$$

et les flux nets :

$$f = \left( \frac{p + p_{-1}}{2} \right) \Delta A$$

Il reste à éliminer de ces formules la variable  $A$ , actif en « volume » sans valorisation aucune durant la période, qui n'est pas publiée.

$$v = \left( A_{-1} + \frac{1}{2} \Delta A \right) \Delta p = \left( \frac{E_{-1}}{p_{-1}} + \frac{f}{p + p_{-1}} \right) \Delta p = \left( \frac{E_{-1}}{p_{-1}} + \frac{\Delta E - v}{p + p_{-1}} \right) \Delta p$$

Il en résulte :

$$v = \frac{1}{2} \dot{p} \left( E_{-1} + \frac{E}{1 + \dot{p}} \right)$$

et les flux nets sont obtenus par solde :  $f = \Delta E - v$ ,

avec  $\dot{p}$  taux de croissance en glissement trimestriel de l'indice boursier *Standard and Poor's 500* observé en fin de trimestre.

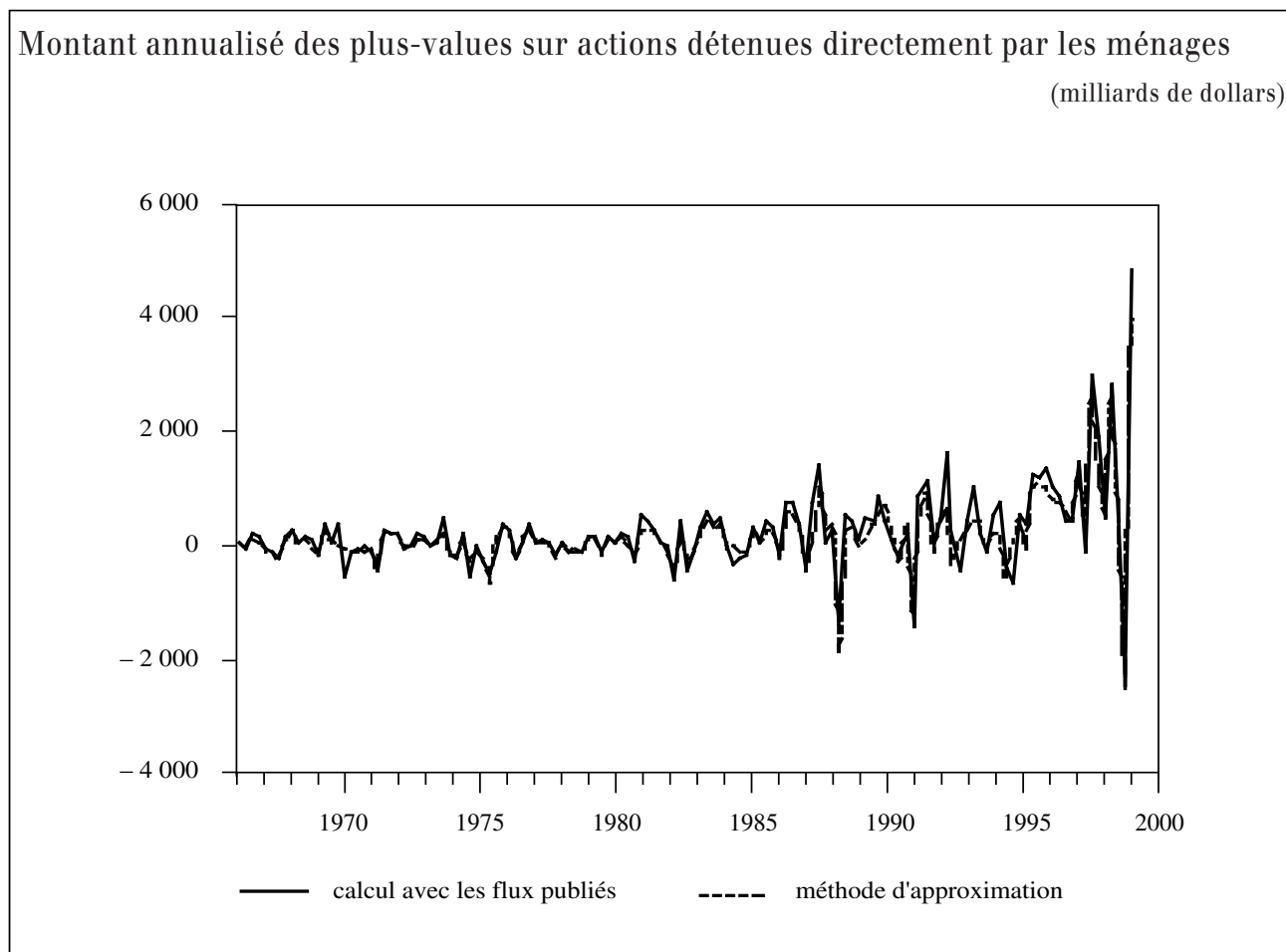
On peut apprécier l'approximation ainsi réalisée dans le cas des actions détenues directement par les ménages. Les plus-values obtenues à partir des flux nets publiés sont en effet comparées à leur évaluation selon cette méthode. Celle-ci se révèle des plus fiables (GRAPHIQUE A1.2).

Dans le modèle, l'équation déterminant de manière comptable les plus-values ne fait dépendre ces dernières que des flux nets, de la croissance de l'indice boursier et de l'encours de la période précédente.

$$v = \left( \frac{E_{-1}}{p_{-1}} + \frac{f}{p + p_{-1}} \right) \Delta p = \dot{p} \left( E_{-1} + \frac{f}{2 + \dot{p}} \right)$$



GRAPHIQUE A1.2



## ANNEXE A2

ÉQUATION DE CONSOMMATION OU DE DÉPENSES GLOBALES  
(consommation et investissement logement)

## A2.1. ANALYSE DE LA STATIONNARITÉ DES VARIABLES

$C$ : consommation des ménages en volume.

$I$ : investissement logement des ménages en volume<sup>20</sup>.

$R$ : revenu disponible brut réel (net des intérêts versés).

$p_v$ : réelles (déflatées par le prix à la consommation).

$p_{vc}$ : plus-values réelles cumulées sur trois trimestres.

$Er$ : encours total des actions détenues directement ou non par les ménages, déflaté par le prix à la consommation.

20. L'investissement logement figurant en comptabilité nationale ne concerne pas les seuls ménages mais tous les agents. Aussi la statistique retenue dans l'étude est-elle la variable des *Flow of Funds* appelée *residential construction expenditures* pour les ménages et administrations privées. Cette grandeur nominale est ensuite déflatée par le prix de l'investissement logement calculé à partir des statistiques de comptabilité nationale.

$\dot{p}_m$  : croissance de la moyenne trimestrielle de l'indice boursier *Standard and Poor's 500*.

$p_c$  : prix à la consommation des ménages (déflateur).

$$pv = \frac{v}{p_c}, \quad Er = \frac{E}{p_c},$$

période 1969 T1 – 1997 T4.

Les variables sont stationnaires autour d'une tendance déterministe, à l'exception du ratio de la richesse boursière  $Er/R$ .

TABLEAU A2.1

| Test de stationnarité   |          |           |          |          |           |             |
|-------------------------|----------|-----------|----------|----------|-----------|-------------|
| Test de Phillips-Perron | C/R      | (C + I)/R | pv/R     | pvc/R    | Er/R      | $\dot{P}_m$ |
| Ordre d'intégration     | I(0) + T | I(0) + T  | I(0) + T | I(0) + T | I(1) + T2 | I(0) + T    |
| Seuil d'acceptation     | 5 %      | 10 %      | 1 %      | 1 %      | 1 %       | 1 %         |

## A2.2. TEST DE CO-INTEGRATION DES RELATIONS DE LONG TERME

TABLEAU A2.2

| Test de co-intégration de Engle-Yoo |                           |  |      |
|-------------------------------------|---------------------------|--|------|
| Équations<br>70 T1 – 97 T4          | T de Student<br>du résidu | Valeur critique (100 obs.) au seuil de |      |
|                                     |                           | 5 %                                    | 10 % |
| L1                                  | 3,30                      | 3,37                                   | 3,03 |
| L2                                  | 2,37                      | 3,37                                   | 3,03 |
| L3                                  | 2,93                      | 3,37                                   | 3,03 |
| L'1                                 | 3,72                      | 3,93                                   | 3,59 |
| L'2                                 | 3,11                      | 3,93                                   | 3,59 |
| L'3                                 | 3,17                      | 3,93                                   | 3,59 |

## ANNEXE A3

### AUTRES ÉQUATIONS DU MODÈLE

#### A3.1. ÉQUATION DES FLUX D' ACTIONS

$$\frac{f}{E_{-1}} = c_1 AR(1) + c_2 AR(2) + c_3$$

$f$  : flux d'achats d'actions, nets des ventes, par les ménages américains ; (flux calculés selon la méthode détaillée dans l'ANNEXE A1.).

Période : 1970 T1 – 1997 T4, avec une variable indicatrice en 1985 T4.

Méthode des moindres carrés ordinaires.

TABLEAU A3.1

## Estimation de l'équation des flux d'actions

| Équation     | $c1$ | $c2$ | $c3 (\times 100)$ |
|--------------|------|------|-------------------|
| Coefficients | 0,29 | 0,39 | - 0,53            |
| $T$ Student  | 3,19 | 4,26 | - 2,55            |

 $R^2 = 0,75$ .

Écart-type des résidus SER = 0,0068.

Analyse de la stationnarité du taux d'accumulation corrigé du point aberrant en 1985 T4.  
Période 1970 T1 – 1997 T4.

TABLEAU A3.2

## Test de stationnarité du taux d'accumulation

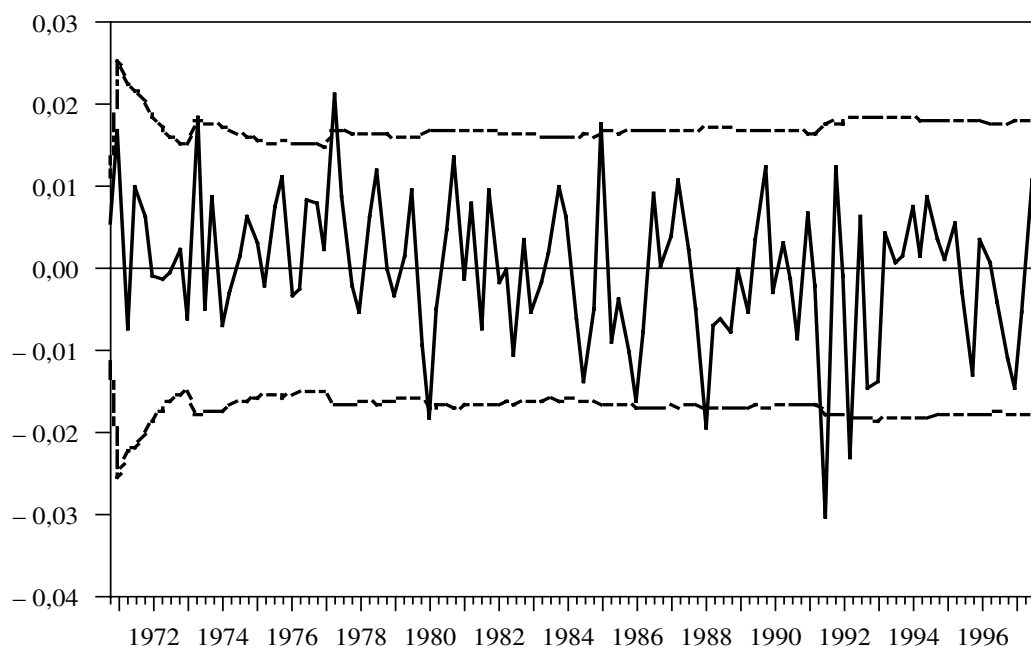
|                                  |            |
|----------------------------------|------------|
| Test de Phillips-Perron          | $f/E(-1)$  |
| Racine unitaire (statistique PP) | - 6,21     |
| Seuil de 1 %                     | - 3,49     |
| Ordre d'intégration              | $I(0) + C$ |

## A3.2. ÉQUATION DES FLUX DE CRÉDIT À LA CONSOMMATION ET À L'HABITAT

GRAPHIQUE A3.1

## Test de stabilité des résidus récurrents

## Équation des flux de crédits à la consommation et à l'habitat



La rupture ponctuelle décelée en 1991 T3 et 1992 T2 justifie la présence de variables indicatrices à ces dates qui, à défaut d'être prises en compte par le test, figurent bien dans l'équation.

TABLEAU A3.4

| Test de stationnarité Phillips-Perron du ratio des crédits rapportés au revenu disponible brut |                   |              |              |
|--|-------------------|--------------|--------------|
| Période 69 T1 – 97 T4  | Phillips – Perron | seuil de 1 % | seuil de 5 % |
| Statistique  | – 3,39            | – 3,49       | – 2,89       |

### A3.3. ÉQUATION DU TAUX D'INTÉRÊT À LONG TERME

$$\Delta r = d_1 \Delta i + d_2 \Delta i_{-1} + d_3 \Delta \dot{p}_c + d_4 (\Delta \dot{Y}_{-1} - \Delta \dot{Y}_{-2}) + d_5 \text{Log} \left( \frac{p}{\bar{p}_{-1}} \right) + d_6 r_{-2} + d_7 i_{-2} + d_8 \text{spub}_{-4} + d_9$$

$r$  : taux d'intérêt à long terme (obligations d'État à 10 ans).

$i$  : taux d'intérêt à court terme (taux des Fed Funds).

$\dot{Y}$  : croissance trimestrielle du PIB en volume (en %).

$\dot{Y}_t$  : croissance trimestrielle du PIB en volume lissée sur 4 trimestres (en %).

$\dot{p}_c$  : croissance en glissement annuel du déflateur de la consommation (en %).

$\text{spub}$  : ratio solde des finances publiques/PIB (en %).

$p$  : indice boursier *Standard and Poor's 500* en fin de trimestre ;  $\bar{p}$  :  $p$  lissé sur 8 trimestres.

Période d'estimation 1985 T1 – 1997 T4.

Méthode des moindres carrés ordinaires.

TABLEAU A3.5

| Estimation de l'équation sur le taux d'intérêt à long terme |      |        |      |      |        |        |      |        |      |
|---|------|--------|------|------|--------|--------|------|--------|------|
| Équation (*)  | $d1$ | $d2$   | $d3$ | $d4$ | $d5$   | $d6$   | $d7$ | $d8$   | $d9$ |
| Coefficients  | 0,47 | 0,36   | 0,31 | 0,24 | – 0,01 | – 0,32 | 0,19 | – 0,12 | 1,31 |
| T Student   | 4,34 | – 4,57 | 3,01 | 3,61 | – 2,18 | – 7,01 | 4,75 | – 2,38 | 5,66 |

\* Avec une variable indicatrice en 1995 T4.  
 $R^2 = 0,78$ .  
Écart-type des résidus SER = 0,22.  
DW = 2,01.

## RÉFÉRENCES

- Baudchon H. & V. Chauvin (1999), « Les cigales épargnent-elles ? Une comparaison des taux d'épargne français et américain », *Observations et diagnostics économiques*, Revue de l'OFCE n° 68, OFCE, Paris.
- Baudchon H., C. Houizot, C. Mathieu & F. Serranito (2000), *Plus-values, consommation et épargne, Une estimation de l'effet richesse aux États-Unis et au Royaume-Uni*, *Observations et diagnostics économiques*, Revue de l'OFCE n° 73, OFCE, Paris.
- Bonnet X. & E. Dubois (1995), « Peut on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Comportements des ménages, Économie et Prévision*, n° 121, 1995-5, direction de la Prévision, ministère de l'Économie et des Finances, Paris.
- Boone L., C. Giorno & P. Richardson (1998), *Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence*, OECD Economics Department Working Papers n° 208, OCDE, Paris.
- FMI (2000), « Asset Prices and the Business Cycle », ch. III, *World Economic Outlook*, Washington.
- Ludvigson S. & C. Steindel (1999), How Important is the Stock Market Effect on Consumption?, *FRBNY Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, juillet, New York.
- Parker J.A. (1999), *Spendthrift in America? On Two Decades of Decline in the U.S. Saving Rate*, NBER Working Paper n° 7238, Cambridge.
- Poterba J. & A. Samwick (1995), « Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, Washington.
- Starr-McCluer M. (1998), *Stock Market Wealth and Consumer Spending*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Working Paper n° 1998-20, avril, Washington.