
Le rapport macro-économique du patrimoine au revenu des ménages

Author(s): André Babeau

Source: *Revue économique*, Vol. 34, No. 1, Épargne et patrimoine des ménages (Jan., 1983), pp. 64-123

Published by: Sciences Po University Press

Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/3501130>

Accessed: 20/01/2009 06:25

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of JSTOR's Terms and Conditions of Use, available at <http://www.jstor.org/page/info/about/policies/terms.jsp>. JSTOR's Terms and Conditions of Use provides, in part, that unless you have obtained prior permission, you may not download an entire issue of a journal or multiple copies of articles, and you may use content in the JSTOR archive only for your personal, non-commercial use.

Please contact the publisher regarding any further use of this work. Publisher contact information may be obtained at <http://www.jstor.org/action/showPublisher?publisherCode=spup>.

Each copy of any part of a JSTOR transmission must contain the same copyright notice that appears on the screen or printed page of such transmission.

JSTOR is a not-for-profit organization founded in 1995 to build trusted digital archives for scholarship. We work with the scholarly community to preserve their work and the materials they rely upon, and to build a common research platform that promotes the discovery and use of these resources. For more information about JSTOR, please contact support@jstor.org.



Sciences Po University Press is collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Revue économique*.

LE RAPPORT MACRO-ÉCONOMIQUE DU PATRIMOINE AU REVENU DES MÉNAGES *

LE rapport capital/produit pour l'économie dans son ensemble a évidemment fait l'objet jusqu'ici de beaucoup plus de travaux que le rapport patrimoine/revenu chez les ménages. Ce dernier n'est cependant pas ignoré de l'analyse économique et il a inspiré certaines contributions qui ont fait date (par exemple, Modigliani [1966]) et auxquelles nous nous référerons le moment venu.

Comme le rapport capital/produit, le rapport patrimoine/revenu est susceptible d'une *approche micro-économique* : on peut, par exemple, essayer de décrire, sur données transversales ou longitudinales, l'évolution du rapport patrimoine/revenu au cours du cycle de vie (Babeau [1982], Deterne [1980]). Certains modèles micro-économiques d'accumulation du capital aboutissent d'ailleurs à retracer l'évolution de ce même rapport (Babeau et alii [1974]).

La publication récente, dans plusieurs pays, d'éléments de comptabilité patrimoniale (voir INSEE [1980], Ruggles [1979], CSO [1979] et aussi Goldsmith [1980]) invite à reprendre le problème dans une *optique macro-économique*. Il ne s'agira pas d'une comparaison internationale en coupe instantanée déjà brièvement esquissée ailleurs (Babeau [1981]), mais plutôt d'un approfondissement de la réflexion sur les déterminants du rapport patrimoine/revenu. Dans un premier temps, on présentera un modèle *comptable* de détermination du rapport patrimoine/revenu, qui utilisera les principales informations que l'on peut tirer des comptes patrimoniaux. On profitera ensuite de la publication assez complète pour deux pays, les Etats-Unis et la France, de comptes patrimoniaux pour montrer comment le modèle présenté peut

* Je remercie très vivement Louis Lévy-Garboua, Philippe L'Hardy et André Masson pour les utiles suggestions qu'ils ont faites sur une première version du manuscrit. Les calculs ont été réalisés avec l'aide de Pierre Jouffrey.

servir à éclairer le diagnostic concernant l'évolution du rapport patrimoine/revenu. Pour les Etats-Unis, les comptes patrimoniaux disponibles couvrent la période 1948-1980 ; pour la France, les seuls comptes publiés aujourd'hui concernent les années 1971, 1972 et 1976 ; on s'est cependant efforcé, en utilisant des informations de différentes provenances, de reconstituer une série 1949-1979.

La dernière partie de cette étude revient sur la fameuse question de la « stabilité » du rapport patrimoine/revenu. On verra que les observations empiriques ici rassemblées sont, à cet égard, quelque peu contradictoires. On pourra cependant tirer quelques premières conclusions quant aux déterminants de l'évolution du rapport patrimoine/revenu à court terme d'une part, à moyen et long terme d'autre part.

UN MODELE COMPTABLE DE L'EVOLUTION DU RAPPORT PATRIMOINE/REVENU

L'objet de ce paragraphe est de proposer une relation assez simple d'évolution du rapport patrimoine/revenu, utilisant le plus grand nombre possible d'informations que nous fournissent, ou que nous fourniront les comptabilités nationales dans leurs comptes de flux et de stocks.

On distinguera les grandeurs et paramètres suivants :

- P_b patrimoine net de la consommation de capital, mais *brut* de l'endettement ;
- P_n patrimoine net de la consommation de capital et *net* de l'endettement ;
- Y_b revenu des ménages *brut* de la consommation de capital, mais *net* d'impôt (il s'agit du revenu disponible brut de la comptabilité nationale) ;
- Y_n revenu disponible *net* de la consommation de capital ;
- S_b épargne brute de la consommation de capital et des remboursements d'emprunts ;
- S_n épargne *nette* de la consommation de capital, mais brute des remboursements d'emprunts ;
- a taux d'épargne brut des ménages ; on a donc $a = S_b/Y_b$;

- r* taux de croissance nominale du revenu disponible brut des ménages ; il s'agit d'une moyenne des taux de variation des éléments constituant ce revenu (revenus du travail, revenus du capital, revenus de transfert) ;
- f* taux d'emprunt des ménages par rapport à leur revenu disponible brut ; ces emprunts correspondent aussi bien aux emprunts au titre de l'immobilier¹ qu'à ceux contractés pour acquérir des actifs professionnels ou des biens durables autres que le logement ; dans ce dernier cas, le patrimoine brut en fin de période *t*, P_{bt} , doit évidemment comprendre les biens durables ;
- l* la proportion du revenu disponible brut consacrée au remboursement des emprunts ; la proportion de l'épargne brute consacrée aux remboursements est donc $\frac{l}{a}$; les agios correspondant aux emprunts font partie des dépenses de consommation et donc seul le remboursement du capital restant dû constitue un emploi de l'épargne ; on peut aussi dire que $(f - l)$ est le taux d'emprunt des ménages *net* des remboursements de capital et que $(a + f - l)$ est un *taux d'accumulation du patrimoine brut* mesuré par rapport au revenu des ménages² ; en fait, dans ce qui suit, on ne pourra mesurer séparément *f* et *l* et, pour simplifier, nous écrirons donc $m = f - l$.
- d* taux de consommation du capital fixe ; ce taux est calculé par rapport à l'ensemble du patrimoine et il s'agit donc d'une moyenne des taux d'usure des différents actifs (taux de dépréciation important des biens durables à une extrémité, taux de dépréciation nul des actifs financiers à l'autre) ;
- p* taux de variation nominale du prix moyen du patrimoine ; il s'agit bien ici d'un phénomène distinct de celui dont rend compte le paramètre *d* ; en effet, celui-ci se réfère à une usure en *volume* alors que *p* renvoie à une *variation de prix*, à volume constant ; mais, là encore, les actifs sont inégalement susceptibles de variations de prix nominaux (le prix nominal des dépôts bancaires ou dans les caisses d'épargne *a*, par définition, une variation nulle ; à l'opposé, on sait que le prix nominal des immeubles peut connaître d'importantes variations) ;

1. Il doit s'agir en toute rigueur des emprunts au titre de l'immobilier neuf, car l'immobilier ancien, dans la mesure où les transactions se font entre ménages, ne contribue pas à accroître le patrimoine du secteur et le passif qui y correspond doit être traité à part.

2. Taux *brut* d'accumulation puisque *a* est le taux d'épargne *brut*.

g taux de variation de l'indice du prix du PIB.

Parmi les différents paramètres mentionnés ci-dessus, le taux d'épargne a , le taux d'emprunt f et le taux de remboursement l traduisent les flux d'accumulation enregistrés au *compte de capital* et au *compte financier* de la comptabilité nationale. Le taux de consommation du capital fixe, d , et le taux de variation nominale du prix du patrimoine, p , correspondent en revanche aux variations entre le patrimoine de début de période et celui de fin de période, qui ne s'expliquent pas par ces flux d'accumulation, mais sont analysées dans le *compte de réconciliation* ; d correspond à la consommation de capital fixe, concept utilisé en comptabilité nationale pour aboutir à une comptabilisation en montant net des actifs fixes reproductibles ; p correspond à la notion de « réévaluation » qui recouvre les « gains ou pertes en capital virtuels ou réalisés » (INSEE [1980], p. 28).

Les informations disponibles en comptabilité nationale sont évidemment de nature discrète. Mais, pour l'usage que nous voulons en faire, nous ne perdons rien d'appréciable à présenter les relations ci-dessous en considérant le temps comme *continu* et nous y gagnons beaucoup du point de vue des calculs. Patrimoine et revenu seront donc considérés comme des fonctions continues du temps.

Avec les notations ci-dessus, nous avons :

$$S_n = a Y_b - d P_b .$$

La variation instantanée du patrimoine brut dépend alors de l'*épargne nette* (qui inclut les remboursements d'emprunts), de la *variation nette d'endettement* (emprunts nouveaux diminués des remboursements) et des *plus ou moins values* du patrimoine existant, qui s'expriment dans une variation de prix de ce patrimoine³.

Il vient alors en notant \dot{P}_b la dérivée de P_b par rapport au temps :

$$\dot{P}_b = S_n + m Y_b + p P_b .$$

Soit :

$$(1) \quad \dot{P}_b = (a + m) Y_b + (p - d) P_b .$$

3. L'héritage n'est pas ici une cause de variation du patrimoine puisque P_b est le patrimoine macro-économique des ménages. Seul l'héritage de l'Oncle d'Amérique... On négligera également l'influence des droits de succession souvent payés sur le capital.

Si nous nous intéressons dans un premier temps au rapport R_b du patrimoine brut d'endettement au revenu brut de consommation de capital, il vient pour $R_b = \frac{P_b}{Y_b}$, en notant $\dot{R}_b = \frac{\dot{R}_b}{R_b}$:

$$\dot{R}_b = \dot{P}_b - \dot{Y}_b$$

où $\dot{P}_b = \frac{\dot{P}_b}{P_b}$ peut être calculé à l'aide de (1) et où $\dot{Y}_b = \frac{\dot{Y}_b}{Y_b} = r$.

Il vient finalement :

$$(2) \quad \dot{R}_b = (p - d - r) R_b + (a + m).$$

On reconnaît dans les relations (1) et (2) deux équations différentielles. Le régime d'équilibre, caractérisé par une croissance au même rythme des flux et des stocks (du revenu et du patrimoine), peut être une référence utile. On a dans ce cas :

$$Y_b = Y_{b_0} e^{rt}$$

où Y_{b_0} est le revenu brut à l'instant 0,
et

$$P_b = P_{b_0} e^{rt}$$

où P_{b_0} est de même le patrimoine brut à l'instant 0,
soit

$$R_b = \frac{P_{b_0}}{Y_{b_0}}$$

et naturellement $\dot{R}_b = 0$.

La solution générale de l'équation différentielle que constitue la relation (2) peut être trouvée comme suit.

La relation (2) s'écrit :

$$\dot{R}_b = (p - d - r) \left(R_b + \frac{a + m}{p - d - r} \right)$$

Posons

$$T = R_b + \frac{a + m}{p - d - r} .$$

il vient :

$$\hat{T} = \frac{\dot{T}}{T} = \frac{\dot{R}_b}{R_b} = p - d - r$$

soit :

$$T = k e^{(p-d-r)t}$$

où k est la constante d'intégration.

On obtient finalement :

$$(3) \quad R_b = \frac{a + m}{r + d - p} + k e^{(p-d-r)t}$$

d'où l'on peut tirer $k = R_{b_0} - \frac{a + m}{r + d - p}$.

On voit à partir de cette relation (3) que deux cas doivent être distingués. Si $(p - d - r) > 0$ (soit $p > d + r$), le système diverge du régime d'équilibre : on est en fait dans le cas où le taux d'augmentation du prix moyen du patrimoine est plus élevé que la somme des taux de consommation de capital et de variation du revenu : il n'est alors pas difficile de comprendre intuitivement que, dans cette hypothèse, $a + m$ étant au plus nul, mais P_{b_0} étant positif, R_b tend à croître vers des valeurs de plus en plus grandes⁴.

Si, au contraire $(p - d - r) < 0$ (soit $p < d + r$), le second terme du membre de droite de la relation (3) tend vers 0 quand t augmente et R_b devient alors :

$$(4) \quad \bar{R}_b = \frac{a + m}{r + d - p} .$$

Naturellement, cette valeur d'équilibre du rapport patrimoine/revenu n'est atteinte qu'à très long terme et, à ce titre, elle reste donc tout à fait théorique. On peut d'ailleurs donner une idée de la vitesse de convergence de R_b vers \bar{R}_b . On peut en effet montrer que l'écart

4. En considérant le cas où $(a + m) < 0$ (hypothèse très improbable dans une étude macro-économique), on peut naturellement introduire une discussion plus complète de l'évolution de R_b dans la relation (3).

relatif $\frac{R_b - \bar{R}_b}{\bar{R}_b}$ décroît en $e^{(p-d-r)t}$ et qu'il est réduit de moitié au

bout de la période $\frac{\text{Log } 2}{r + d - p}$. Par exemple, pour $r = 0,07$, $d = 0,02$ et $p = 0,04$, cet écart relatif est réduit de moitié en moins de quatorze ans, des trois quarts en vingt-huit ans, etc. On voit donc que cette convergence est assez lente et il est bien évidemment exclu que les paramètres a , m , r , d et p restent constants pendant plusieurs décennies ; néanmoins, comme on le montrera dans l'application faite aux Etats-Unis et à la France, pour des comparaisons avec une valeur moyenne de R_b obtenue sur une période longue, \bar{R}_b reste une intéressante référence.

La relation (4) a aussi le mérite de montrer, de façon simple, dans quel sens jouent les différents facteurs. Ainsi constate-t-on sans surprise que la valeur d'équilibre du rapport patrimoine/revenu est d'autant plus forte que a , m et p sont élevés et r et d faibles.

Ce rôle de r dans la stabilité de \bar{R}_b a été souligné ci-dessus. Si r est nul (stagnation du revenu en valeur nominale), il faut $p - d < 0$ pour que le rapport soit stable ; comme, selon toute probabilité, la valeur de d est assez faible, il faut pratiquement⁵ que p soit nul pour aboutir à la stabilité du rapport. Dans ce cas, on arrive à la formule particulièrement simple :

$$(5) \quad \bar{R}_b = \frac{a + m}{d}$$

où le rapport d'équilibre est le quotient de l'effort d'accumulation par le taux de consommation du capital. Ce rapport correspond à celui d'une économie stationnaire où conjointement la population, la productivité et les prix resteraient constants.

On peut également préciser la signification de la relation (4) en écrivant que $r - p = r'$, taux de croissance du revenu « réel », pour autant que cette croissance réelle est appréciée par rapport à l'évolution du prix du patrimoine. La condition de convergence de R_b vers une valeur finie donnée par \bar{R}_b s'écrit alors $-r' < d$ et elle paraît assez plausible puisqu'elle n'est contredite que pour des valeurs for-

5. Si l'on exclut l'hypothèse d'une « déflation » entraînant une valeur négative de p .

tement négatives de r' . D'autre part, si nous négligeons provisoirement m et d , la relation (4) devient :

$$(6) \quad \bar{R}_b = \frac{a}{r'}$$

relation déjà obtenue par d'autres voies (Modigliani [1975]) et sur laquelle nous reviendrons à la fin de cet article car elle a l'intéressante caractéristique d'établir un lien direct entre taux d'épargne et rapport patrimoine/revenu. On peut aussi, grâce à cette relation, en interprétant r' comme taux de croissance de la productivité, établir un lien entre \bar{R}_b et le taux d'intérêt réel.

Si l'on s'intéresse maintenant aux fluctuations de R_b à plus court terme on peut se demander ce qu'il advient de ce rapport quand le revenu fluctue autour de sa tendance caractérisée par le taux de croissance r . La simple considération de la relation (3) suffit à montrer que, dans ce cas, R_b fluctue de façon *contracyclique* par rapport au revenu : un taux de croissance du revenu plus élevé que r abaisse, *ceteris paribus*, la valeur de R_b et un taux plus faible l'élève.

Le rapport R_b comporte au numérateur le patrimoine brut d'endettement. Or le rapport R'_n où le patrimoine est *net* d'endettement est souvent tenu pour plus significatif. Le passage à ce rapport R'_n n'est pas très compliqué. On a en effet :

$$P_n = P_b - C$$

où C , le capital restant dû, peut être obtenu aisément.

En effet

$$\dot{C} = m Y_b$$

et, en état permanent de croissance équilibrée :

$$\frac{\dot{C}}{C} = r, \text{ soit } \frac{m}{r} = \frac{C}{Y_b}.$$

Or on a :

$$\bar{R}'_n = \frac{P_n}{Y_b} = \bar{R}_b - \frac{C}{Y_b}$$

soit :

$$(7) \quad \bar{R}'_n = \bar{R}_b - \frac{m}{r} = \frac{a + m}{r + d - n} - \frac{m}{r}.$$

L'influence de a , d et p sur la valeur de \bar{R}'_n est claire : elle est la même que sur \bar{R}_b . En revanche, l'influence de m et r est plus délicate à préciser. Envisageons d'abord celle de m ; si $p = d$, la relation (7) se ramène à :

$$(8) \quad \bar{R}'_n = \frac{a}{r}$$

et le taux d'endettement par rapport au revenu ne modifie en rien la valeur du rapport d'équilibre. Si $p > d$, une augmentation de m contribue à élever \bar{R}'_n : l'actif brut accumulé grâce à l'endettement « profite » de l'écart ($p - d$) ; il se produit une sorte « d'effet de levier » qui fait varier \bar{R}'_n avec m . Mais, si $p < d$, une augmentation de m aboutit à réduire la valeur de \bar{R}'_n : l'actif brut constitué grâce à l'endettement voit en effet sa valeur nominale diminuer, alors que celle de la dette reste constante ; il s'ensuit une diminution de la valeur de l'actif net qui est à l'origine de la baisse de \bar{R}'_n .

En ce qui concerne l'influence de r , le calcul de la dérivée de la relation (7) montre que, pour les valeurs usuelles des paramètres, une augmentation de r contribue à réduire \bar{R}'_n comme elle le faisait déjà pour \bar{R}_b ⁶.

On aurait pu songer également à calculer le rapport $\bar{R}'_b = \frac{P_b}{Y_n}$. Il vient :

$$\bar{R}'_b = \frac{P_b}{Y_b - dP_b} = \frac{1}{\frac{1}{\bar{R}_b} - d}$$

6. L'influence de r sur \bar{R}'_n peut être précisée en faisant :

$$\frac{\delta \bar{R}'_n}{\delta r} = \frac{m}{r^2} - \frac{a + m}{(r + d - p)^2} = \frac{m(p - d)(p - d - 2r) - a r^2}{r^2 (r + d - p)^2}$$

m , a et r seront considérés ici comme positifs.

D'autre part, puisque l'on a posé $p < d + r$, on a, a fortiori, $p < d + 2r$. Le signe de la dérivée dépend donc du signe de $(p - d)$; pour $(p - d) > 0$, il est à coup sûr négatif ; pour $(p - d) < 0$, il faudrait des valeurs particulièrement forte de m par rapport à a pour aboutir à un signe positif ; ou encore, pour des valeurs usuelles de m et de a , des situations rares (r très faible et p négatif). Il ressort donc de tout cela que, dans la très grande majorité des cas, une accélération de la croissance du revenu aura pour conséquence d'abaisser \bar{R}'_n , comme elle le faisait déjà pour \bar{R}_b .

soit :

$$(9) \quad \bar{R}'_b = \left[\frac{1}{\bar{R}_b} - d \right]^{-1} = \left[\frac{r + d - p}{a + m} - d \right]^{-1}$$

dont le signe de la dérivée par rapport à d est toujours négatif pour $a + m < 1$. Comme pour \bar{R}_b , une augmentation de d contribue à réduire \bar{R}'_b , ce qui n'était pas évident a priori.

Enfin, le passage à $\bar{R}_n = \frac{P_n}{Y_n}$ s'opère de la façon suivante ⁷ :

$$\bar{R}_n = \frac{P_n}{Y_b - dP_b} = \frac{\bar{R}'_n}{1 - \frac{dP_b}{Y_b}} = \frac{\bar{R}_b - \frac{m}{r}}{1 - d\bar{R}_b}$$

soit finalement :

$$(10) \quad \bar{R}_n = \frac{a r + m (p - d)}{r [(r + d - p) - d (a + m)]}$$

formule sur laquelle on voit que \bar{R}_n est d'autant plus fort que a et p sont élevés et que r est faible. Concernant l'influence de d , on peut montrer que pour $p - d > 0$ et $r + d - p > d (a + m)$, ce qui correspond en pratique à des conditions toujours vérifiées en moyenne sur les longues périodes qui nous intéressent ⁸, on a :

$$\frac{\delta \bar{R}_n}{\delta d} < 0.$$

En régime d'équilibre, le niveau de revenu net est moins réduit par l'élévation de d que ne l'est le niveau du patrimoine, résultat qu'il était sans doute bon d'établir, mais auquel on pouvait s'attendre, compte tenu du résultat déjà obtenu pour \bar{R}'_b .

Enfin, si ces mêmes conditions sont réunies, on peut également montrer que, comme pour \bar{R}'_n , on a $\frac{\delta \bar{R}_n}{\delta m} > 0$.

7. On notera naturellement que l'on a une relation évidente entre les quatre rapports qui viennent d'être passés en revue :

$$\bar{R}_b \cdot \bar{R}_n = \bar{R}'_b \cdot \bar{R}'_n$$

8. Comme on pourra s'en convaincre sur le cas des Etats-Unis et de la France.

Finalement, il apparaît que, pour les valeurs usuelles des paramètres, les quatre rapports patrimoine/revenu varient dans le même sens que a , m et p , et en sens inverse de r et d .

On peut, pour finir, se préoccuper d'isoler dans la croissance du patrimoine, et cette fois en dehors du régime permanent, la part de chaque facteur. Si l'on écrit :

$$w = \frac{\dot{P}_b}{P_b}$$

il vient en utilisant la relation (1) :

$$(11) \quad w = \frac{pR_b + (a - dR_b) + m}{R_b}$$

relation dans laquelle on isole aisément la part des mouvements de prix (p), celle de l'épargne nette ($\frac{a}{R_b} - d$) et celle de l'endettement ($\frac{m}{R_b}$).

w est cependant un taux de croissance nominal du patrimoine et l'on peut préférer décomposer le taux de croissance « réel », w' , du patrimoine par rapport à l'évolution g de l'indice de prix du PIB. Il vient alors :

$$1 + w' = \frac{1 + w}{1 + g} \quad \text{et} \quad w' \neq w - g$$

soit :

$$(12) \quad w' = \frac{(p - g) R_b + (a - dR_b) + m}{R_b}$$

9. $(p - g)$ représente l'évolution du prix relatif des actifs par rapport à celui des flux. On aurait pu faire intervenir très vite ce prix relatif, par exemple, dès la relation (4) en écrivant :

$$\bar{R}_b = \frac{a + m}{(r - g) + d - (p - g)}$$

On constate que la valeur de \bar{R}_b n'est pas affectée par ce changement à condition de se référer simultanément non plus à r , mais à $(r - g)$, taux d'évolution du revenu réel. Il en est de même pour \bar{R}'_b . En revanche, la valeur de \bar{R}_n et \bar{R}'_n serait abaissée : le raisonnement qui élimine l'inflation (g) a pour effet de conduire à une valeur permanente plus forte du passif.

Terminons ce paragraphe par quelques considérations générales sur le modèle qui vient d'être présenté. Il s'agit bien d'un modèle « comptable », en ce sens qu'il suit étroitement les définitions des concepts que fournit la comptabilité nationale des patrimoines et qu'il ne se réfère explicitement à aucune théorie économique autre que celle sur laquelle repose la comptabilité nationale. Mais les paramètres utilisés dans les diverses expressions du rapport patrimoine/revenu sont cependant de nature très différente :

- d , taux de consommation du capital peut être considéré comme un paramètre *technique* ;
- a et m , taux d'épargne et taux d'endettement par rapport au revenu brut, sont des paramètres de *comportement* ;
- enfin, r et p , taux de variation du revenu nominal et du prix du patrimoine, sont des paramètres d'*environnement économique*.

Dans le modèle d'équilibre qui a été présenté, le statut de r ¹⁰ est, on l'a vu, tout à fait prééminent par rapport à celui des autres paramètres. C'est en effet, à l'équilibre, au taux r qu'évoluent toutes les grandeurs du système considéré : non seulement les patrimoine et revenu (brut ou net), mais aussi l'épargne et l'endettement. Tous les autres paramètres du modèle, a , m , d et p , ont une influence sur le *niveau* de telle ou telle grandeur (épargne, endettement, consommation de capital, plus-value en capital) comme elles en ont sur le *niveau* du rapport patrimoine/revenu, mais seul r détermine le sens et la vitesse de *variation* de toutes les grandeurs économiques considérées.

Les causes de variation de r (croissance de la population, gains de productivité, inflation) sont largement exogènes au modèle partiel qui vient d'être présenté et qu'on pourrait évidemment envisager de brancher plus tard sur un modèle macro-économique général. On se bornera, dans la dernière partie de cet article et dans le cadre d'une réflexion sur la stabilité du rapport patrimoine/revenu, à évoquer certaines relations qui pourraient exister entre les différents paramètres du modèle comptable.

En attendant, comme les développements de ce paragraphe ont pu paraître abstraits, on voudrait montrer, en s'appuyant sur des données comptables américaines et françaises, ce qu'il est possible de tirer des quelques relations présentées.

10. Ou de $(r - g)$, si l'on veut raisonner en taux de croissance du revenu réel.

L'APPLICATION DU MODELE COMPTABLE AU CAS DES MENAGES AMERICAINS

Après les nombreux travaux faits dans ce domaine par Raymond Goldsmith, les Etats-Unis viennent de se doter d'un début de comptabilité patrimoniale, grâce à la série de comptes économiques intégrés publiés par Nancy et Richard Ruggles [1981]. Faisant suite au système de comptabilité nationale mis en place en 1947, le système de 1958 qui, encore aujourd'hui, constitue le cadre dans lequel se développe la comptabilité nationale américaine, avait permis de mettre l'accent sur les agrégats principaux. Mais les « Flow of Funds Accounts » dressés depuis plus de vingt ans par le Federal Reserve Board ainsi que les données de stocks sur les actifs financiers et les passifs n'avaient pas été, jusqu'à ce jour, réellement intégrés à la comptabilité nationale des Etats-Unis. Utilisant des données de stocks sur le capital reproductible — dont les premières avaient été élaborées dès 1962 par le Bureau of Economic Analysis du Département du Commerce — et les travaux du Federal Reserve Board sur les patrimoines des ménages et des entreprises, R. et N. Ruggles ont réalisé un énorme travail de reconstitution des comptes patrimoniaux sur la période 1947-1980 et d'intégration de ces comptes dans l'ensemble de la comptabilité nationale américaine. Il serait évidemment trop long de mentionner tous les obstacles rencontrés lors de ce travail ; signalons cependant que toutes les difficultés n'ont pu être résolues : par exemple, comme on le verra, en ce qui concerne l'épargne des ménages, celle qui ressort des comptes de stocks est, semble-t-il, plus élevée que celle des comptes de flux traditionnels.

Le patrimoine pris en compte dans le travail des Ruggles concerne la plupart des actifs réels et financiers détenus par les ménages (voir annexe 1), mais seulement l'actif net des entreprises individuelles. Contrairement aux conventions suivies dans d'autres pays, mais, conformément à la définition de l'épargne aux Etats-Unis, les biens durables autres que le logement et certains stocks de biens non durables (habillement entre autres), sont pris en compte. Les passifs considérés incluent de leur côté toutes les formes d'endettements non professionnels.

Selon les résultats obtenus, du 31 décembre 1948 au 31 décembre 1980, les patrimoines bruts des ménages américains auraient été multipliés par un coefficient de 10,9, ce qui représente un rythme annuel moyen de croissance en valeur de 7,8 %. Les patrimoines nets ont été

multipliés au cours de la même période par un coefficient de 9,8, soit un rythme annuel moyen de croissance de 7,4 %.

Le revenu brut des ménages a, quant à lui, été multiplié par un coefficient de 10,1, soit une croissance à un rythme annuel moyen de 7,5 % et le revenu net de la consommation de capital par 9,7 (croissance annuelle de 7,4 %). Au total, sur la période, le rapport du patrimoine brut d'endettement au revenu brut de la consommation de capital (R_b) est passé de 4,12 en 1948 à 4,44 en 1980, soit une augmentation d'un peu moins de 8 % ; quant au rapport R_n , du patrimoine net d'endettement au revenu net de la consommation de capital, il est resté pratiquement stable au cours de la période, passant de 4,19 en 1948 à 4,20 en 1980.

Cette différence d'évolution entre les deux rapports s'explique essentiellement par la variation du passif des ménages : celui-ci, de fin 1948 à fin 1980, a été multiplié par un coefficient de 27,2 (soit une croissance annuelle de 10,9 %) nettement supérieur à tous les coefficients vus précédemment : le taux d'endettement mesuré par le rapport du passif à l'actif brut est ainsi passé d'à peine plus de 6 % en 1948 à près de 16 % en 1980. L'évolution de la part de la consommation de capital dans le revenu brut disponible aurait joué, quant à elle, à R_b donné et à taux d'endettement constant, dans le sens d'une augmentation de R_n puisque cette part qui était inférieure à 8 % en 1948 est très proche de 11 % en 1980.

On étudiera tour à tour :

- les variations des différents paramètres entre 1948 et 1980 ;
- les caractéristiques des différentes sous-périodes retenues ;
- les valeurs théoriques des rapports patrimoine/revenu ;
- les facteurs expliquant l'évolution à court terme des valeurs observées pour ces mêmes rapports ;
- la part des prix, de l'épargne et de l'endettement dans la variation du patrimoine.

Les variations des différents paramètres entre 1948 et 1980

Les tableaux 1, 2 et 3 résument la totalité de l'information traitée pour les trois sous-périodes distinguées entre 1948 et 1980 et dont nous expliquerons plus loin le découpage. Les cinq premières colonnes fournissent la valeur des paramètres apparaissant dans la relation (4) : r , a , m , d , p .

Tableau 1. Etats-Unis : 1948-1957 (1)

A N N E E S	1 r	2 a	3 m	4 d	5 p	6 g	7 E	8 R _b	9 R _n
1948	11,8	19,4	3,8	2,0	1,4	7,3	6,3	4,12	4,19
1949	1,3	16,6	3,9	2,1	0,1	-0,2	7,0	4,20	4,26
1950	11,5	20,1	5,4	2,2	7,7	3,0	7,5	4,23	4,27
1951	2,3	22,7	3,5	2,3	5,2	7,6	7,7	4,52	4,61
1952	14,7	19,6	4,4	2,3	1,6	1,7	8,3	4,15	4,18
1953	6,2	18,7	4,3	2,4	-0,5	1,7	9,2	4,03	4,03
1954	3,7	17,9	3,9	2,5	6,6	1,8	9,3	4,26	4,28
1955	6,9	18,1	6,3	2,5	5,4	2,0	9,9	4,34	4,33
1956	7,0	19,4	4,6	2,5	3,6	3,5	10,3	4,34	4,33
1957	5,6	18,2	3,2	2,5	-1,5	3,2	11,0	4,16	4,13
MOYENNE (2)	6,5	19,1	4,4	2,4	3,1	2,7	8,7	4,24	4,26

(1) r, a, m, d, p, g et E sont en %. Pour la définition et le calcul des paramètres, on se référera à la première section de l'annexe 1 de cette étude.

(2) Géométrie pour r, p et g, arithmétique pour les autres grandeurs.

Tableau 2. Etats-Unis : 1958-1969 (1)

A N N E E S	1 r	2 a	3 m	4 d	5 p	6 g	7 E	8 R_b	9 R_n
1958	4,2	16,4	3,2	2,6	8,3	1,8	10,6	4,44	4,43
1959	5,8	17,0	5,5	2,5	3,0	2,2	11,2	4,45	4,42
1960	3,8	16,6	4,1	2,4	0,3	1,1	11,9	4,40	4,33
1961	3,8	16,8	4,0	2,4	6,2	0,7	11,8	4,61	4,53
1962	5,0	16,1	4,7	2,3	-1,8	1,3	12,8	4,42	4,29
1963	5,1	16,7	5,9	2,4	4,3	1,5	13,2	4,51	4,35
1964	7,6	19,4	5,6	2,3	3,4	0,7	13,4	4,49	4,30
1965	7,1	19,6	5,4	2,2	4,1	2,5	13,8	4,52	4,30
1966	7,7	18,4	3,9	2,2	-0,2	2,8	14,3	4,32	4,08
1967	6,9	21,9	3,8	2,3	6,9	3,2	13,7	4,49	4,27
1968	8,0	21,4	5,1	2,3	7,6	4,3	13,4	4,65	4,44
1969	7,9	17,3	4,1	2,2	-0,9	4,9	14,1	4,39	4,21
MOYENNE (2)	6,1	18,3	4,6	2,3	3,4	2,2	12,9	4,47	4,33

(1) r , a , m , d , p , g et E sont en %. Pour la définition et le calcul des paramètres, on se référera à la première section de l'annexe 1 de cette étude.

(2) Géométrie pour r , p et g , arithmétique pour les autres grandeurs.

Tableau 3. Etats-Unis : 1970-1980 (1)

A N N E E S	1 r	2 a	3 m	4 d	5 p	6 g	7 E	8 R_b	9 R_n
1970	8,5	18,5	2,8	2,4	1,6	5,3	14,2	4,22	4,02
1971	8,3	18,5	5,4	2,5	5,5	4,7	14,3	4,26	4,05
1972	8,0	19,8	7,3	2,5	6,4	4,0	14,5	4,37	4,15
1973	12,5	20,2	7,2	2,5	2,0	5,1	15,4	4,14	3,88
1974	8,9	20,3	4,3	2,6	2,0	8,1	15,6	4,02	3,77
1975	9,8	21,5	4,0	2,8	7,2	9,2	15,0	4,08	3,87
1976	8,4	19,8	7,0	2,8	7,6	4,8	15,0	4,21	4,00
1977	9,4	19,7	9,4	2,8	4,9	5,6	15,9	4,23	3,98
1978	11,8	20,3	9,8	2,8	8,8	7,3	16,3	4,31	4,04
1979	12,5	19,1	9,1	2,8	8,2	8,4	16,5	4,32	4,04
1980	11,1	19,3	5,3	2,8	10,8	8,7	15,7	4,44	4,20
MOYENNE (2)	9,9	19,9	6,9	2,7	5,9	6,5	15,3	4,24	4,00
MOYENNE : 1948-1980	7,5	19,0	5,2	2,5	4,2	3,8	12,4	4,32	4,20

(1) r , a , m , d , p , g et E sont en %. Pour la définition et le calcul des paramètres, on se référera à la première section de l'annexe 1 de cette étude.

(2) Géométrie pour r , p et g , arithmétique pour les autres grandeurs.

La sixième fournit le taux g de variation des prix du produit national brut tel qu'il a pu être calculé à partir de Ruggles [1981] (tableaux 1.1 et 1.3). La septième donne le rapport E de l'encours d'endettement au patrimoine brut. Enfin, les deux dernières colonnes fournissent la valeur de R_b et R_n , rapports brut et net du patrimoine au revenu.

Les variations qu'ont connues ces rapports et ces paramètres au cours de la période constituent un premier sujet d'intérêt. Le tableau 4 ci-dessous fournit, pour l'ensemble de la période et pour chacune des sous-périodes, les coefficients de variation.

Tableau 4. Etats-Unis : 1948-1980

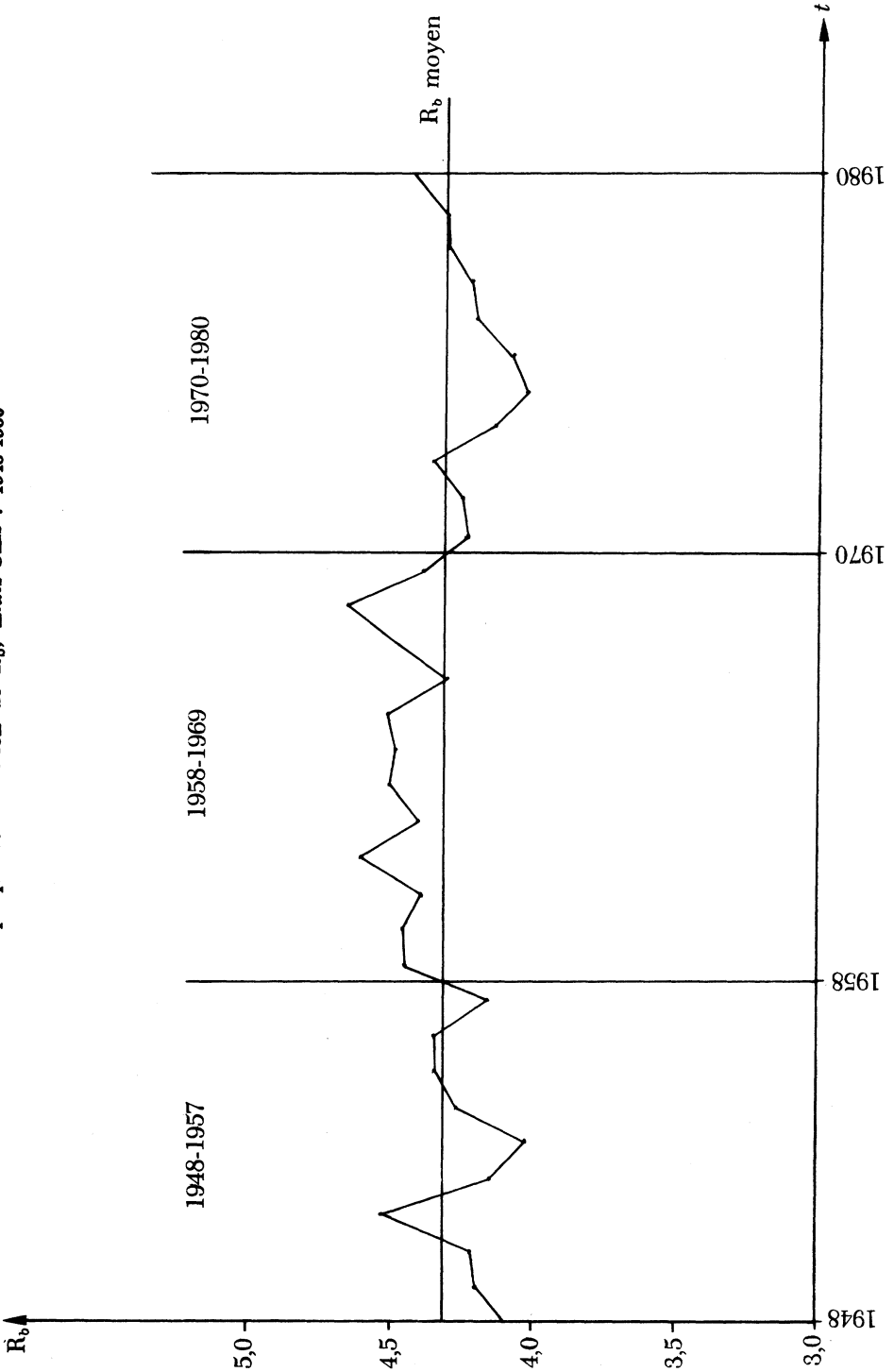
Coefficients de variation des rapports patrimoine/revenu et des paramètres

	R_b	R_n	d	a	m	r	p
1948-1980	0,03	0,04	0,09	0,09	0,35	0,57	0,82
1948-1957	0,03	0,03	0,06	0,09	0,21	0,65	1,06
1958-1969	0,02	0,03	0,04	0,11	0,18	0,86	1,13
1970-1980	0,03	0,03	0,05	0,04	0,31	0,18	0,45

Les deux rapports R_b et R_n paraissent relativement très stables (graphique 1) et les variations des autres paramètres sont fort inégales : d'un côté d et a sont presque aussi stables que R_b et R_n , de l'autre, r et surtout p , qui est négatif pour cinq années de la période 1948-1980, font apparaître des évolutions beaucoup plus cahotées ; entre les deux, m a un coefficient de variation qui est dû autant à la tendance qu'aux fluctuations de court terme, comme on peut le voir en étudiant les valeurs pour les différentes sous-périodes.

On peut maintenant préciser dans quelle mesure les hypothèses énoncées lors de la présentation de la relation comptable sont satisfaites. La principale hypothèse est celle qui assure la convergence du rapport théorique vers une valeur finie : $p < r + d$. Cette hypothèse est satisfaite pour 30 années sur 33. Les exceptions sont 1954, 1958 et 1961, années pour lesquelles les augmentations de prix du patrimoine sont relativement très fortes par rapport à la croissance du revenu : pour ces trois années, il n'est pas possible de calculer une valeur des rapports théoriques R_b et R_n . En fait, le calcul, année par année, de valeurs pour les rapports théoriques n'aurait guère de sens, puisqu'il s'agit de rapports de régime permanent. En revanche,

Graphique 1. Evolution de R_b , États-Unis : 1948-1980



comme on le verra ci-dessous, ce calcul présente un intérêt s'il est conduit pour des périodes assez longues à partir des valeurs moyennes des paramètres.

La relation entre p et d conditionne, d'une part, on le sait, l'influence de l'endettement sur l'évolution de \bar{R}_n et \bar{R}'_n : p est supérieur à d pour 21 années et la relation inverse prévaut donc pour les 12 autres années de la période. En moyenne, et pour chacune des trois sous-périodes retenues, p est supérieur à d et donc, dans une majorité de cas, l'endettement a joué un rôle de levier contribuant à accroître le rapport patrimoine net/revenu brut (R_n et R'_n).

On peut enfin étudier les tendances temporelles des paramètres. Le tableau 5 fournit le coefficient de corrélation de chacun des paramètres par rapport au temps pour l'ensemble de la période concernée et chacune des sous-périodes.

Tableau 5. Etats-Unis : 1948-1980
Tendance temporelle linéaire des paramètres (coefficients de corrélation)

	a	m	r	p	d
1948-1980	0,286	0,536	0,380	0,362	0,641
1948-1957	— 0,199	— 0,005	0,020	— 0,182	0,943
1958-1969	0,653	— 0,399	— 0,012	0,174	— 0,798
1970-1980	— 0,016	0,375	0,554	0,669	0,873

Aucun des niveaux de corrélation n'est significatif pour l'ensemble de la période. La liaison positive la plus forte est avec d , mais elle ne se manifeste que dans deux des trois sous-périodes et la pente de la régression est très faible. Il en est de même de la pente de m dont la corrélation avec le temps dans chacune des sous-périodes paraît très modeste. Au total, aucun de ces paramètres ne fait donc apparaître de tendance temporelle bien prononcée.

Caractéristiques des différentes sous-périodes retenues

Après plusieurs essais, nous avons finalement découpé la période de 32 ans considérée en trois sous-périodes, comme il apparaît dans les tableaux 1, 2 et 3 : 1948-1957, 1958-1969 et 1970-1980. C'est le niveau moyen des rapports patrimoine/revenu qui a été à la base de

ce découpage, mais on constate également que ces sous-périodes se différencient par le rythme d'augmentation du revenu et du prix du patrimoine et par le niveau des emprunts.

1. 1948-1957. Un niveau assez modeste pour R_b et R_n dû à une forte augmentation du revenu et à une élévation modérée du prix du patrimoine.

La dernière ligne du tableau 1 fournit les valeurs moyennes, pour la période considérée, des rapports patrimoine/revenu et des paramètres. Si le taux d'épargne moyen est relativement élevé, le rapport moyen patrimoine/revenu est maintenu à un niveau assez modeste par :

- la forte croissance du revenu (6,5 % en nominal à comparer à une hausse de 2,7 % du prix du PIB) qui correspond en fait à une période faste de croissance du pouvoir d'achat ;
- une augmentation modérée du prix du patrimoine qui n'est que légèrement supérieure à celle du prix du PIB (3,1 % contre 2,7 %).

On observe cependant d'assez fortes fluctuations autour de la moyenne pour R_b et R_n .

2. 1958-1969. Des rapports patrimoine/revenu en légère hausse en raison d'une nette augmentation du prix relatif du patrimoine et d'un certain tassement de l'augmentation du revenu.

La légère baisse du taux d'épargne au cours de la période ne fait que freiner la hausse des rapports patrimoine/revenu. Celle-ci est due, pour partie, à un certain ralentissement de la hausse du revenu nominal qui dépasse à peine 6 %, mais surtout à la hausse de prix du patrimoine qui est plus favorable qu'au cours de la première période (3,4 % contre 2,2 % pour le prix du PIB).

3. 1970-1980 : Tassement de la valeur des rapports patrimoine/revenu en raison de la très forte hausse nominale du revenu et de la détérioration du prix relatif du patrimoine.

La hausse du taux d'épargne et celle du taux d'emprunt, qui ne sont pas négligeables, ne contribuent guère qu'à freiner la baisse de la valeur des rapports patrimoine/revenu. Cette baisse est due, pour partie, à l'évolution beaucoup moins favorable du prix du patrimoine (5,9 % contre 6,5 % pour le prix du PIB) dans laquelle la médiocre tenue

de la bourse des valeurs entre pour une bonne part¹¹. Mais la très forte hausse du revenu nominal (près de 10 %) est sans doute le principal facteur expliquant la baisse des rapports patrimoine/revenu au cours de la période. Remarquons que la baisse du rapport net est sensiblement plus accentuée que celle du rapport brut : il faut voir là l'influence de l'accélération de l'endettement qui a pour effet d'accroître l'écart entre les deux rapports. On notera cependant la remontée régulière de R_b et R_n de 1974 à 1980.

Valeurs théoriques des rapports patrimoine/revenus

S'il est vain de calculer année par année les rapports théoriques correspondant aux valeurs prises par les paramètres, en revanche, pour des périodes suffisamment longues, par exemple 1948-1980, ou chacune des sous-périodes distinguées, il est intéressant de rapprocher la moyenne observée pour R_b , R_n , R'_b et R'_n , des valeurs théoriques correspondant à la moyenne des paramètres sur les périodes considérées. C'est ce qui est réalisé au tableau 6 ci-après¹² :

Tableau 6. Etats-Unis : Rapports patrimoine/revenu 1948-1980
Comparaison des valeurs théoriques (Th) aux valeurs observées (0)

	$R'_n = \frac{P_n}{Y_b}$	$R_n = \frac{P_n}{Y_n}$	$R_b = \frac{P_b}{Y_b}$	$R'_b = \frac{P_b}{Y_n}$
1948-1980 0	3,80	4,20	4,32	4,79
Th	3,74	4,19	4,47	5,01
Ecart (en %)	- 1,6	- 0,2	+ 3,5	+ 4,6
1948-1957 0	3,89	4,26	4,24	4,67
Th	3,59	3,97	4,32	4,78
Ecart (en %)	- 7,7	- 6,8	+ 1,9	+ 2,4
1958-1969 0	3,90	4,33	4,47	4,97
Th	4,06	4,55	4,88	5,43
Ecart (en %)	+ 4,1	+ 5,1	+ 9,2	+ 9,3
1970-1980 0	3,59	4,00	4,24	4,72
Th	3,83	4,26	4,60	5,12
Ecart (en %)	+ 6,7	+ 6,5	+ 8,5	+ 8,5

11. On peut cependant remarquer que pour cette période la moins-value réelle sur le patrimoine ($5,9 - 6,5 = -0,6\%$) est plus que compensée par le gain réalisé sur la valeur réelle du passif non indexé : $6,5 \times 0,153 = 1,0\%$.

12. Plutôt que les formules en temps continu de la section précédente, ce sont les formules en temps discret, qui ont été utilisées dans le calcul. On peut montrer qu'elles diffèrent seulement des premières d'un facteur $(1 + r)$.

Le commentaire de ce tableau ne peut que souligner la très bonne correspondance entre valeurs théoriques et valeurs observées. Pour l'ensemble de la période, les écarts entre les deux sont inférieurs à 5 % : la légère supériorité des rapports théoriques \bar{R}_b et \bar{R}'_b sur les valeurs observées est peut-être l'indication d'une très faible tendance à long terme à l'élévation des rapports impliquant P_b . Mais l'infériorité de \bar{R}_n et \bar{R}'_n par rapport aux valeurs observées est trop faible pour être interprétée comme impliquant une tendance, même légère, au tassement des rapports impliquant P_n .

Le calcul d'élasticité présenté dans la première section montre que si l'on se situait au début d'une longue période avec des valeurs théoriques et observées des rapports patrimoine/revenu qui soient celles du tableau 6 pour la période 1948-1980 et si a , m , r , d et p gardaient constamment les valeurs qu'ils ont à la dernière ligne du tableau 3, R_b (observé) comblerait la moitié de son écart par rapport à \bar{R}_b (théorique) en un peu plus de 11 ans, les trois quarts de cet écart en quelque 23 ans, etc.

En ce qui concerne les sous-périodes, les écarts entre valeurs théoriques et valeurs observées sont, comme on pouvait s'y attendre, un peu plus importants, mais ils ne dépassent cependant jamais 10 %. Pour R_b et R'_b , les valeurs théoriques sont toujours supérieures aux valeurs observées. Pour R_n et R'_n , cela n'est le cas que pour les deux dernières sous-périodes ; pour la première, en revanche, les valeurs théoriques sont assez nettement inférieures aux valeurs observées : il pourrait s'agir là de l'influence sur la valeur théorique de la rapide montée en régime de l'endettement alors que la valeur moyenne observée tiendrait encore compte de la faiblesse de l'endettement en début de période.

Les facteurs expliquant l'évolution à court terme des rapports patrimoine/revenu

La relation (2), présentée dans la première section de cette étude, permet de suivre, année par année, par récurrence, l'évolution des rapports patrimoine/revenu¹³. Pour rechercher plus précisément qu'on

13. Connaissant par exemple R_{b48} , on peut calculer grâce aux valeurs prises par les paramètres au cours de l'année 1949, la valeur de R_{b49} (aux arrondis près) :

$$R_{b49} = R_{b48} \frac{1 + 0,001 - 0,021}{1,013} + 0,168 + 0,039$$

$$= 4,12 \times 0,967 + 0,168 + 0,039 \neq 4,20$$

et ainsi de suite pour R_{b50} , R_{b51} , etc.

ne l'a fait jusqu'ici les facteurs principaux qui influencent les évolutions de court terme du rapport R_b , on a régressé linéairement, pour l'ensemble de la période et pour chacune des trois sous-périodes, les variations relatives de R_b ¹⁴ sur p , d , r , a et m . Les résultats de cette régression sont consignés au tableau 7 où les facteurs sont présentés dans l'ordre dans lequel ils sont entrés dans le programme de régression « stepwise » qui a été utilisé ¹⁵.

Il n'est pas très étonnant de constater que les variables qui contribuent le plus à expliquer les variations de R_b sont les deux qui, au tableau 4, ont le plus fort coefficient de variation, soient p et r qui apparaissent aux deux premières places dans trois des quatre cas traités et spécialement p qui est trois fois à la première place.

La deuxième place du taux d'épargne pour la période 1958-1969 est sans doute à mettre en relation avec un coefficient de variation un peu plus fort pour cette période. Le taux d'endettement m est, quant à lui, trois fois en dernière position, ce qui pourrait surprendre, compte tenu du coefficient de variation, mais on a déjà vu que sur l'ensemble de la période, comme sur chacune des sous-périodes, ce coefficient de variation doit beaucoup à la tendance temporelle de m et cette tendance ne paraît expliquer qu'une infime partie des variations annuelles de R_b .

Enfin, d , taux de consommation du capital, est tout normalement placé le plus souvent en avant-dernière ou dernière position.

Au total, les paramètres, quand ils sont pourvus d'un signe significatif, ont bien le signe que laissait attendre l'étude théorique (sauf pour a au cours de la période 1958-1969). On remarquera enfin que les coefficients de détermination *ajustés* déclinent le plus souvent après la troisième ou quatrième variable.

14. La même régression effectuée pour R_n a donné des résultats tout à fait comparables à ceux qui ont été obtenus pour R_b .

15. Un programme « stepwise » fait entrer successivement dans la régression les variables explicatives dont la corrélation avec la variable à expliquer est la plus grande. La faible corrélation existant entre variables exogènes (voir, plus loin, tableau 19) supprime les éventuels inconvénients que peut comporter cette procédure.

Tableau 7. Etats-Unis : 1948-1980
Résultats de la régression de R_b

Périodes	Ordre d'entrée des variables				
	1	2	3	4	5
1948-1980 :					
• Variable entrée	<i>p</i>	<i>r</i>	<i>a</i>	<i>d</i>	<i>m</i>
• Signe du coefficient de régression (1)	+	—			
• Coefficient de détermination multiple (2)	0,484	0,709	0,735	0,728	0,718
1948-1957 :					
• Variable entrée	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>a</i>	<i>d</i>	<i>m</i>
• Signe du coefficient de régression (1)	—	+	+	—	
• Coefficient de détermination multiple (2)	0,425	0,987	0,995	0,996	0,995
1958-1969 :					
• Variable entrée	<i>p</i>	<i>a</i>	<i>d</i>	<i>r</i>	<i>m</i>
• Signe du coefficient de régression (1)	+	—			
• Coefficient de détermination multiple (2)	0,715	0,928	0,938	0,929	0,918
1970-1980 :					
• Variable entrée	<i>p</i>	<i>r</i>	<i>m</i>	<i>a</i>	<i>d</i>
• Signe du coefficient de régression (1)	+	—	+	+	
• Coefficient de détermination multiple (2)	0,658	0,960	0,986	0,993	0,996

(1) Le signe du coefficient de régression n'est fourni que lorsqu'il est significatif au seuil de 5 %.

(2) Le coefficient de détermination multiple qui est fourni est le coefficient *ajusté* pour tenir compte du nombre d'observations et du nombre de régresseurs.

**Part des mouvements de prix, de l'épargne nette
et de la variation d'endettement
dans la croissance du patrimoine**

On peut également, pour terminer cette étude, essayer de préciser la part respective des mouvements de prix, de l'épargne nette et de la variation d'endettement dans la variation annuelle du patrimoine. Si l'on appelle w le taux de croissance du patrimoine brut, on peut utiliser la relation (11) pour mettre en évidence chacun de ces facteurs. Il s'agit là d'une décomposition de la variation *nominale* du patrimoine. Les résultats obtenus en utilisant cette relation et les valeurs moyennes des paramètres pour l'ensemble de la période et chacune des sous-périodes sont consignés au tableau 8.

Tableau 8. Etats-Unis : 1948-1980

Parts respectives des mouvements de prix, de l'épargne nette et de la variation d'endettement dans la croissance du patrimoine brut (en %)

	Mouvements de prix	Epargne nette	Variation d'endette- ment	Total
1948-1980				
Croissance nominale	57,5	26,0	16,5	100,0
Croissance relative	10,6	55,6	33,8	100,0
1948-1957				
Croissance nominale	49,6	33,7	16,7	100,0
Croissance relative	10,9	60,3	28,8	100,0
1958-1969				
Croissance nominale	54,7	28,8	16,5	100,0
Croissance relative	29,2	45,4	25,4	100,0
1970-1980				
Croissance nominale	61,9	21,0	17,1	100,0
Croissance relative	— 17,2	66,9	50,3	100,0

Cette décomposition fait apparaître au cours des trois sous-périodes la constance approximative de la part de la variation d'endettement (de 16 à 17 %), l'augmentation de la part des mouvements de prix (qui passe de 50 % au cours de la première sous-période à près de 62 %

dans la troisième) et la baisse de la part de l'épargne (de près de 34 à 21 %).

Mais on peut attacher plus d'importance à une décomposition des facteurs de la croissance, non pas *nominale*, mais *relative*, du patrimoine : par croissance relative, on entendra la croissance normale du patrimoine rapportée aux variations d'un indice général de prix (ici l'indice de prix du PIB, g , de la colonne 6 des tableaux 1 à 3). La relation à utiliser est alors la (12).

Les résultats obtenus en appliquant cette relation sont également portés au tableau 8 et les commentaires que l'on peut en faire sont différents de ceux que nous avons tirés de l'observation des parts de facteurs dans la croissance nominale. De la première à la seconde sous-période, la part des mouvements relatifs de prix est presque triplée au détriment de celle de l'épargne nette et dans une moindre mesure de celle de la variation d'endettement. De la seconde à la troisième la part des mouvements relatifs de prix change de signe et devient fortement négative (— 17 %), alors que la part de la variation d'endettement double et que celle de l'épargne s'accroît de près de moitié.

Naturellement, tous ces résultats nécessiteraient des commentaires historiques approfondis sur les causes expliquant l'évolution de court et de long terme des paramètres des six premières colonnes des tableaux 1 à 3. Contentons-nous ici de préciser les relations entre p et g . Il faut d'abord observer que la corrélation linéaire (ou log-linéaire en ne prenant que p et g positifs) est assez faible, le coefficient de corrélation étant pour l'ensemble de la période de l'ordre de 0,35 : on aurait peut-être pu s'attendre à une relation plus forte ; il apparaît bien que les mouvements de prix des actifs et ceux des flux n'évoluent pas à court terme de façon rigoureusement parallèle. En outre, l'élasticité de p par rapport à g paraît inférieure à 1 et décroissante dans le temps, de telle sorte que pour des valeurs faibles de g on a bien $p > g$ (dans les deux premières sous-périodes), mais pour des valeurs de g plus importantes (cas de la troisième sous-période), c'est l'inverse qui se produit et il y a donc, comme on l'a vu, apparition de moins-values réelles pour les ménages.

Au total, on pense avoir montré, dans le cas des Etats-Unis, l'intérêt des relations présentées au début de cet article. En particulier, il nous paraît qu'elles constituent un bon instrument d'analyse de l'évolution de ce rapport à court comme à plus long terme ; mais sur les évolutions de long terme, on se propose de revenir de façon plus approfondie dans la dernière partie de cet article.

UNE APPLICATION DU MODELE COMPTABLE AU CAS DES MENAGES FRANÇAIS

Depuis 1977, les patrimoines des ménages français ont fait l'objet de plusieurs études globales, CERC [1979], INSEE [1979], et pour la première fois en 1980 des comptes de patrimoine des différents secteurs économiques ont été publiés pour trois années : 1971, 1972 et 1976 (INSEE, [1980]). Aucune série officielle n'existe encore cependant pour la période longue des trois décennies du second après-guerre. Comme la relation présentée au début de cet article est surtout intéressante à tester sur le long terme, nous avons entrepris de reconstituer des séries longues pour les différentes variables. Les sources utilisées sont assez nombreuses (INSEE, Conseil national du crédit, Direction de la prévision, Centre de recherches économiques sur l'épargne) et malheureusement un peu disparates. On trouvera en annexe 2, avec les précautions d'usage, un bref commentaire sur la façon dont les différentes sources ont été utilisées et sur le degré de fiabilité de chaque série. Il est certain que la rétopolation des comptes patrimoniaux des ménages, quand elle sera réalisée, est susceptible de modifier de façon plus ou moins importante telle ou telle série utilisée et notamment celle des patrimoines. Il est cependant probable que les séries dont nous disposons actuellement permettent de porter déjà un premier diagnostic sur les facteurs de variation du rapport patrimoine/revenu au cours de la période considérée.

En ce qui concerne la notion de patrimoine prise en compte, on peut se reporter en annexe 2 pour trouver une définition détaillée ; il suffit de préciser ici les principales différences avec la notion retenue précédemment pour le patrimoine des ménages américains ; elles sont au nombre de trois :

— le patrimoine ici considéré concerne les ménages au sens strict et les entrepreneurs individuels : l'actif et le passif de ces derniers est ici repris alors que pour les ménages américains seul l'actif net était comptabilisé :

— les achats de biens durables autres que le logement ne sont pas, en comptabilité nationale française, considérés comme faisant partie de l'épargne ; en conséquence ils sont également exclus ici de la définition du patrimoine ;

— le passif retenu ne comprend que l'endettement de moyen et long terme : ce choix est largement, pour les ménages au sens strict, une conséquence de ce qui vient d'être dit à propos des biens dura-

bles ; pour les entreprises individuelles, les raisons de ce choix sont explicitées en annexe 2.

Selon nos évaluations, les patrimoines bruts des ménages français auraient été multipliés en valeur nominale, de fin 1949 à fin 1979, par un coefficient de 31,3, soit une croissance à un rythme annuel moyen de 12,2 %. Les patrimoines nets d'endettement auraient été multipliés par un coefficient de 29,1 (soit un rythme moyen annuel de 11,9 %). L'encours d'endettement aurait, quant à lui, été multiplié par un coefficient de 169,2 (soit un rythme annuel de 18,5 %).

Au cours de la même période, le revenu disponible brut des ménages français a été multiplié par un coefficient de 27,7, soit une croissance à un rythme annuel moyen de 11,7 %. Le revenu disponible net de la consommation de capital a évolué de façon très voisine puisque son coefficient de multiplication est de 28,1 (11,8 % par an). La part de la consommation de capital dans ce revenu disponible n'a donc pas connu d'évolution très forte : égale à 5,3 % du revenu disponible en 1949, elle a tout de même légèrement décliné au cours de la période puisqu'elle n'en représente plus que 3,9 % en 1979 ; mais cette baisse a surtout été sensible au cours de la première décennie de la période.

Le rapport R_b du patrimoine brut d'endettement au revenu disponible brut de la consommation de capital a, en raison des évolutions qui viennent d'être mentionnées, augmenté de 12,4 % au cours de la période passant de 3,70 en 1949 à 4,16 en 1979, avec des fluctuations sur lesquelles nous reviendrons. Le rapport R_n du patrimoine net d'endettement au revenu disponible net de la consommation de capital est, quant à lui, simplement passé de 3,83 en 1949 à 3,96 en 1979 (soit 3,4 % d'augmentation). La différence d'évolution entre R_b et R_n peut être attribuée d'une part à la variation qui vient d'être signalée de la part de la consommation de capital dans le revenu disponible, d'autre part à l'évolution de l'endettement à moyen et long terme qui ne représentait que 1,7 % du patrimoine brut des ménages en 1949 et qui en représente 8,4 % en 1979. Sur les raisons de cette évolution, nous reviendrons également plus en détail dans les développements qui suivent.

Comme pour les ménages américains, nous étudierons successivement :

- les variations des différents paramètres entre 1949 et 1979 ;
- les caractéristiques des sous-périodes retenues ;
- les valeurs théoriques des rapports patrimoine/revenu ,

- les facteurs expliquant l'évolution à court terme des valeurs observées pour les mêmes rapports ;
- enfin la part des prix, de l'épargne et de l'endettement dans la variation du patrimoine.

Les variations des différents paramètres entre 1949 et 1979

Les tableaux 9, 10 et 11 résument la totalité de l'information traitée pour les trois sous-périodes distinguées entre 1949 et 1979 : les valeurs des rapports et coefficients ont été calculées à partir des séries fournies en annexe 2. La variable g de la colonne 6 correspond à l'évolution du prix du produit intérieur brut marchand (base 1956 de 1949 à 1959, base 1971 de 1959 à 1979) tirée de INSEE [1981] (p. 202).

Comme pour les Etats-Unis, les variations qu'ont connues les rapports et paramètres et l'ampleur de ces variations constituent un premier sujet d'intérêt. Le tableau 12 fournit, pour l'ensemble de la période et pour chacune des sous-périodes, les coefficients de variation.

Les résultats obtenus ne sont pas très différents de ceux auxquels on a abouti pour les Etats-Unis. Les rapports patrimoine/revenu paraissent cependant moins stables en longue période (graphique 2) : le coefficient de variation sur l'ensemble de la période est en effet plus élevé que pour chacune des sous-périodes. On remarque, d'autre part, que r et p sont bien encore parmi les paramètres les plus instables, mais leur instabilité est cependant moins forte que dans le cas américain (surtout pour p qui ne fait pas apparaître de variations négatives).

Les coefficients de variation de a , m et d s'interprètent mieux si l'on considère leur tendance temporelle qui est assez prononcée (tableau 13).

La tendance globalement décroissante de d pourrait provenir d'une diminution de l'importance relative des entreprises individuelles dans le patrimoine des ménages. En tout cas, on constate, en raison de cette tendance, un coefficient de variation beaucoup plus faible pour les sous-périodes que pour l'ensemble de la période. Malgré des fluctuations en deuxième et troisième sous-périodes, la tendance du taux d'épargne a est plutôt à la croissance. Quant à la tendance à la croissance de m , elle est plus fortement prononcée et traduit la diffusion, au cours de la période, des comportements d'endettement.

On peut enfin préciser dans quelle mesure les hypothèses énoncées lors de la présentation des relations théoriques sont satisfaites. L'hypothèse principale $p < r + d$ est satisfaite en moyenne pour chacune des

Tableau 9. France : 1949-1960 (1)

ANNEES	1 r	2 a	3 m	4 d	5 p	6 g	7 E	8 R_b	9 R_n
1949		12,1	1,2	1,6	5,3	nd	1,7	3,70	3,83
1950	14,3	12,3	1,5	1,7	7,0	7,3	1,9	3,53	3,67
1951	21,3	11,1	1,1	1,9	10,3	14,8	2,0	3,27	3,40
1952	15,5	11,3	1,3	1,8	7,5	14,5	2,3	3,12	3,22
1953	2,3	9,3	1,3	1,7	9,0	1,0	2,4	3,38	3,46
1954	8,4	12,1	1,4	1,5	9,7	0,3	2,5	3,50	3,58
1955	8,9	13,3	1,9	1,5	8,1	1,2	2,8	3,58	3,65
1956	9,4	12,7	2,0	1,4	8,9	4,6	3,0	3,66	3,73
1957	11,6	13,2	2,5	1,5	11,4	5,5	3,3	3,76	3,82
1958	12,5	12,5	2,0	1,4	11,4	11,8	3,4	3,82	3,87
1959	11,9	13,1	2,1	1,3	10,3	5,9	3,5	3,88	3,91
1960	11,2	15,2	2,3	1,2	9,1	3,3	3,7	3,93	3,95
MOYENNE (2)	11,6	12,4	1,7	1,5	9,0	6,3	2,7	3,59	3,67

(1) r , a , m , d , p , g et E sont en %. Pour la définition et le calcul des paramètres, on se référera à la première section et à l'annexe 2 de cette étude.

(2) Géométrie pour r , p , d et g , arithmétique pour les autres grandeurs.

Tableau 10. France : 1961-1970 (1)

ANNEES	1 r	2 a	3 m	4 d	5 p	6 g	7 E	8 R _b	9 R _n
1961	8,6	14,5	2,4	1,1	9,9	3,0	3,9	4,11	4,12
1962	14,6	16,7	2,3	1,1	10,1	4,0	3,9	4,09	4,10
1963	11,6	15,7	2,1	1,1	7,8	5,6	4,0	4,09	4,09
1964	9,0	15,5	2,3	1,0	6,3	3,8	4,2	4,13	4,12
1965	7,6	16,2	2,3	1,0	6,3	2,5	4,4	4,24	4,21
1966	7,5	15,7	2,7	1,0	5,4	2,6	4,6	4,30	4,26
1967	8,6	15,9	3,3	1,0	6,2	3,1	5,0	4,35	4,30
1968	8,7	15,7	4,0	1,0	7,0	3,6	5,4	4,44	4,37
1969	11,7	14,3	4,2	1,0	8,1	6,1	5,8	4,45	4,35
1970	12,7	16,7	3,0	1,0	7,7	5,3	5,8	4,40	4,31
MOYENNE (2)	10,0	15,7	2,9	1,0	7,5	4,0	4,7	4,26	4,22

(1) r, a, m, d, p, g et E sont en %. Pour la définition et le calcul des paramètres, on se référera à la première section et à l'annexe 2 de cette étude.

(2) Géométrique pour r, p, d et g, arithmétique pour les autres grandeurs.

Tableau 11. France : 1971-1979 (1)

ANNEES	1 r	2 a	3 m	4 d	5 p	6 g	7 E	8 R_b	9 R_n
1971	12,5	16,8	4,0	1,0	4,3	5,5	6,3	4,26	4,14
1972	12,3	16,9	5,9	1,0	8,5	6,0	6,9	4,30	4,16
1973	13,6	17,3	5,3	1,0	10,5	7,3	7,2	4,37	4,21
1974	16,9	17,4	3,5	1,0	4,6	10,3	7,5	4,08	3,93
1975	16,7	18,6	4,2	1,1	15,4	12,7	7,2	4,23	4,08
1976	12,3	16,4	5,2	1,1	7,3	9,7	8,0	4,21	4,05
1977	12,8	16,9	4,6	1,1	6,6	8,5	8,0	4,14	3,97
1978	14,3	17,8	4,7	1,1	8,5	9,2	8,2	4,12	3,93
1979	12,6	16,7	6,0	1,1	8,8	10,4	8,6	4,16	3,96
MOYENNE (2)	13,8	17,2	4,8	1,1	8,2	8,8	7,5	4,21	4,05
MOYENNE 1949-1979	11,7	14,9	3,0	1,2	8,3	6,3	4,7	3,99	3,96

(1) r , a , m , d , p , g et E sont en %. Pour la définition et le calcul des paramètres, on se référera à la première section et à l'annexe 2 de cette étude.

(2) Géométrie pour r , p , d et g , arithmétique pour les autres grandeurs.

Tableau 12. France : 1949-1979
Coefficients de variation des rapports patrimoine/revenu et des paramètres

PERIODES	R_b	R_n	d	a	m	r	p
1949 - 1979	0,09	0,07	0,22	0,16	0,48	0,30	0,27
1949 - 1960	0,07	0,06	0,13	0,11	0,27	0,39	0,14
1961 - 1970	0,03	0,02	0,05	0,05	0,25	0,23	0,20
1971 - 1979	0,02	0,03	0,05	0,04	0,17	0,13	0,38

Tableau 13. France : 1949-1979
Tendance linéaire temporelle des paramètres
 (coefficient de corrélation)

	<i>a</i>	<i>m</i>	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
1949-1979	0,885	0,860	0,212	— 0,215	— 0,790
1949-1960	0,772	0,875	— 0,191	0,380	— 0,943
1961-1970	— 0,260	0,793	— 0,126	— 0,241	— 0,725
1970-1980	— 0,108	— 0,014	— 0,196	— 0,091	0,845

sous-périodes. Elle l'est également pour 29 des 31 années de la période : les seules exceptions étant 1953 où le taux d'augmentation du revenu a été particulièrement faible et 1961 où p n'est que très légèrement supérieur à $r + d$. On peut donc considérer que la condition qui assure, en longue période, en cas de constance des paramètres, la convergence du rapport patrimoine/revenu vers une valeur finie est très largement satisfaite.

En ce qui concerne la relation entre p et d , on constate — ce qui est une différence notable avec la situation observée aux Etats-Unis — que pour toutes les années de la période p a été supérieur à d et donc que l'endettement a été un facteur particulièrement efficace d'élévation des rapports patrimoine net/revenu (R_n et R'_n).

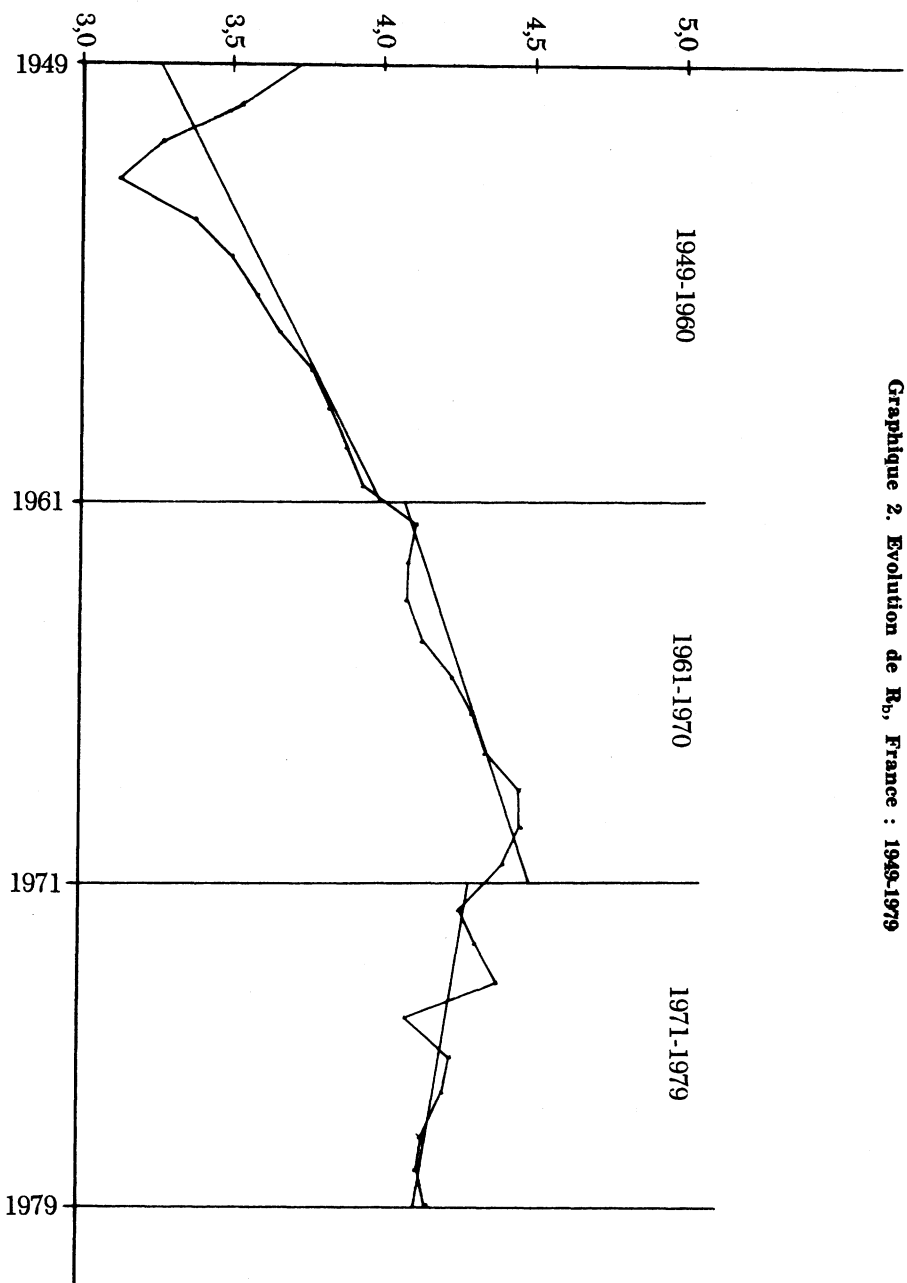
Caractéristiques des différentes sous-périodes retenues

Comme pour les Etats-Unis, c'est pour beaucoup le niveau des rapports R_b et R_n qui a servi à distinguer les trois sous-périodes retenues et dont les résultats sont donnés aux tableaux 9, 10 et 11 (voir aussi graphique 2) ; sont également intervenus le sens de la variation des rapports au cours des sous-périodes et le niveau de certains autres paramètres.

1. 1949-1960 Un niveau modeste pour R_b et R_n dû à une épargne et à un endettement assez faibles.

La croissance du prix du patrimoine est importante à la fois en valeur nominale (9,0 %) et en valeur relative ($p - g = 2,7$ %). Cependant, la valeur moyenne des rapports reste modeste, malgré une tendance à l'augmentation, en raison du niveau peu élevé de a et de m et d'une

Graphique 2. Evolution de R_b , France : 1949-1979



forte progression du revenu nominal. On remarquera la baisse accentuée de R_b et R_n en 1950, 1951 et 1952 en raison de valeurs très élevées pour r (en partie dues à l'inflation coréenne). On notera également que si R_n est supérieur à R_b en début de période, les deux rapports tendent à se rejoindre à cause, d'une part, de l'augmentation de l'endettement, d'autre part, de la réduction relative de l'importance de la consommation de capital dans le revenu disponible.

2. 1961-1970 Des rapports R_b et R_n en hausse en raison de l'élévation du taux d'épargne et du taux d'endettement.

Une nette tendance à l'augmentation des rapports apparaît : le coefficient de corrélation linéaire de la tendance temporelle est de 0,81 pour R_b et 0,66 pour R_n . Cette augmentation est due, pour beaucoup, à la hausse de a et de m . Il faut aussi noter la forte croissance du prix relatif du patrimoine ($p - g = 3,5 \%$), cependant que le revenu nominal augmente un peu moins vite qu'à la période précédente (mais le pouvoir d'achat est en forte hausse : $r - g = 6 \%$).

2. 1971-1979 Des rapports R_b et R_n en légère baisse malgré l'augmentation des taux d'épargne et d'endettement.

Les valeurs prises par a et m sont les plus élevées de la période, mais deux facteurs puissants interviennent pour tirer R_b et R_n vers le bas : une très forte croissance du revenu nominal d'une part, d'autre part, et peut-être surtout, un prix relatif du patrimoine en baisse puisque $p - g = -0,6 \%$. Cette dernière constatation montre qu'au grand jeu des transferts occultes dus à l'inflation, les ménages français ont ici été perdants du côté de leurs actifs¹⁶.

Comparaison de la valeur observée et de la valeur théorique des rapports patrimoine/revenu

Le tableau 14 fournit, pour la France, la comparaison des valeurs théoriques et des valeurs observées pour R_b et R_n , rapports auxquels on s'est ici limité. Il apparaît assez nettement que les valeurs théoriques sont plus éloignées des valeurs observées que ce n'était le cas pour les Etats-Unis.

16. Mais ils ont exactement compensé cette perte du fait de la diminution de la valeur réelle de leur passif ($g \times E = 0,088 \times 0,075 = 0,6 \%$).

Tableau 14. France : Rapports patrimoine/revenu 1949-1979
Comparaison des valeurs théoriques (Th) aux valeurs observées (O)

		$R_n = \frac{P_n}{Y_n}$	$R_o = \frac{P_o}{Y_o}$
1949-1979	O	3,96	3,99
	Th	4,28	4,35
Ecart (en %)		+ 8,0	+ 8,9
1949-1960	O	3,67	3,59
	Th	3,88	3,84
Ecart (en %)		+ 5,7	+ 7,0
1961-1970	O	4,22	4,26
	Th	5,83	5,85
Ecart (en %)		+ 38,2	+ 37,3
1971-1979	O	4,50	4,21
	Th	3,47	3,74
Ecart (en %)		- 14,3	- 11,2

Pour l'ensemble de la période, les rapports théoriques sont de 8 à 9 % supérieurs aux valeurs observées : peut-être cet écart relativement important doit-il être attribué à la présence de tendances temporelles fort apparentes pour certains des paramètres : par exemple, ainsi qu'on l'a déjà vu, augmentation de *a* et de *m*. Ces tendances n'existaient guère dans le cas américain où les valeurs des paramètres fluctuaient autour d'une moyenne assez stable.

Pour les sous-périodes, les situations sont assez contrastées. Pour la première sous-période (1949-1960), les rapports théoriques ne sont que légèrement supérieurs aux rapports observés ; c'est que les tendances mentionnées ci-dessus et concernant *a* et *m* n'y sont encore qu'assez peu sensibles et le niveau moyen élevé de croissance du revenu contribue à freiner la hausse du rapport théorique. Dans la seconde sous-période (1961-1970), on constate que la forte augmentation de *a* et *m*, et le tassement de *r* contribuent à élever les rapports théoriques à près de 40 % *au-dessus* des rapports observés : c'est là manifestement un cas où la référence à un rapport de régime permanent indique fortement le sens de l'évolution qui se serait produite si la valeur moyenne des paramètres s'était maintenue en très longue

période. Pour la troisième sous-période (1971-1979), la valeur théorique est *en dessous* de la valeur observée malgré l'augmentation de a et de m : ceci est probablement dû à la forte hausse nominale du revenu (près de 14 % en moyenne).

Au total, on constate donc que, comme il fallait naturellement s'y attendre, lorsque les différents paramètres de la relation connaissent des évolutions importantes de longue période, on se trouve constamment dans une phase *transitoire* du processus et les rapports de régime permanent s'éloignent notablement des rapports observés sur des périodes d'une dizaine d'années ou même sur des périodes plus longues. De ce point de vue, la France et les Etats-Unis présentent des situations assez différentes.

Facteurs expliquant l'évolution à court terme des valeurs observées pour les rapports patrimoine/revenu

Les résultats sont ici très comparables à ceux que l'on a obtenus pour les Etats-Unis. C'est principalement l'évolution du revenu et les variations de prix du patrimoine (tableau 15) qui expliquent les mouvements de court terme de R_b . Ces résultats sont même encore plus nets que dans le cas des Etats-Unis : coefficient de corrélation plus élevé et hiérarchisation plus stable des variables.

Ce sont toujours r et p que l'on retrouve aux premières places et le plus souvent dans cet ordre, puis viennent a et m ; d est trois fois sur quatre en dernière position.

En ce qui concerne le sens de l'influence des variables, r et p agissent bien dans le sens attendu, de même que a quand son influence est significative. D'autre part, m varie bien dans le même sens que R_b . Quant à d , ses variations n'exercent pas d'influence significative (voir la baisse du coefficient de détermination), mais cette influence serait plutôt négative pour deux des trois sous-périodes considérées, ce qui est conforme au résultat obtenu lors de l'étude théorique des rapports.

Ainsi la moindre dispersion des variations de prix pour la France n'a cependant pas fait perdre à p son pouvoir explicatif des variations de court terme de R_b et R_n : simplement au lieu de venir le plus souvent, comme aux Etats-Unis, au premier rang, devant r , il vient ici, le plus souvent, au deuxième rang.

Tableau 15. France : 1949-1979
Résultats de la régression de R_b

Périodes	Ordre d'entrée des variables				
	1	2	3	4	5
1949-1979 :					
• Variable entrée	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>a</i>	<i>m</i>	<i>d</i>
• Signe du coefficient de régression (1)	—	+	+	+	
• Coefficient de détermination multiple (2)	0,590	0,954	0,989	0,993	0,992
1949-1960 :					
• Variable entrée	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>m</i>	<i>a</i>	<i>d</i>
• Signe du coefficient de régression (1)	—	+	+		
• Coefficient de détermination multiple (2)	0,918	0,995	0,997	0,997	0,996
1961-1970 :					
• Variable entrée	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>a</i>	<i>d</i>	<i>m</i>
• Signe du coefficient de régression (1)	—	+			
• Coefficient de détermination multiple (2)	0,756	0,990	0,992	0,989	0,989
1971-1979 :					
• Variable entrée	<i>p</i>	<i>r</i>	<i>m</i>	<i>a</i>	<i>d</i>
• Signe du coefficient de régression (1)	+	—	+	+	
• Coefficient de détermination multiple (2)	0,720	0,984	0,990	0,996	0,995

(1) Le signe du coefficient de régression n'est fourni que lorsqu'il est significatif au seuil de 5 %.

(2) Il s'agit du coefficient *ajusté* pour tenir compte du nombre d'observations et du nombre de régresseurs.

**Part des mouvements de prix, de l'épargne nette
et de la variation d'endettement
dans la croissance du patrimoine**

On peut aussi, en utilisant les relations (11) et (12) ci-dessus, calculer pour la France, comme on l'a fait pour les Etats-Unis, la part respective des mouvements de prix, de l'épargne nette et de la variation d'endettement dans la croissance du patrimoine brut, pour l'ensemble de la période étudiée et pour chacune des sous-périodes ; les résultats de ce calcul figurent au tableau 16.

Tableau 16. France : 1949-1979

Parts respectives des mouvements de prix, de l'épargne nette et de la variation d'endettement dans la croissance du patrimoine brut (en %)

	Mouvements de prix	Epargne nette	Variation d'endette- ment	Total
1949-1979				
Croissance nominale	71,6	21,9	6,5	100,0
Croissance relative	36,0	49,6	14,4	100,0
1949-1960				
Croissance nominale	78,8	17,1	4,1	100,0
Croissance relative	50,3	40,4	9,3	100,0
1961-1970				
Croissance nominale	69,1	24,6	6,3	100,0
Croissance relative	49,8	40,1	10,1	100,0
1971-1979				
Croissance nominale	66,5	24,3	9,2	100,0
Croissance relative	— 14,1	82,9	31,2	100,0

Pour l'ensemble de la période, on constate que la part des mouvements de prix est nettement plus forte en France qu'aux Etats-Unis et que c'est la situation inverse qui prévaut pour la variation d'endettement. Si la part de l'épargne nette paraît un peu plus forte aux Etats-Unis qu'en France, une évolution est cependant perceptible au

cours des trois sous-périodes et au cours de la dernière décennie la situation s'inverse. On notera également, pour la dernière décennie, la similitude de situation dans les deux pays quant aux évolutions de prix des stocks et des flux ($p < g$).

Pour terminer cette partie consacrée à la France, observons d'ailleurs plus précisément les relations entre p et g . Sur l'ensemble de la période, le coefficient de corrélation linéaire entre p et g n'est que de 0,25, mais ce coefficient a tendance à augmenter de la première à la troisième sous-période (de 0,10 à 0,52). Il est aussi notable que, comme pour les Etats-Unis, l'élasticité de p par rapport à g est inférieure à l'unité de sorte que, pour les valeurs élevées de g (troisième sous-période), on a bien $p < g$, ce qui est à l'origine de moins-values réelles en capital pour les ménages ainsi qu'on l'a déjà constaté au tableau 11.

Il reste à présent à faire ressortir quelques hypothèses quant à l'évolution à long terme du rapport patrimoine/revenu et à rassembler les enseignements tirés de l'étude des deux pays considérés.

LA « STABILITE » DU RAPPORT PATRIMOINE/REVENU ET SES TENTATIVES D'EXPLICATION

Pour nous écarter quelque peu d'un cadre peut-être trop strictement comptable, il nous reste à revenir sur la fameuse question de la « stabilité » du rapport patrimoine/revenu. Nous établirons d'abord le constat qu'on peut faire à la fin de cette étude, ensuite nous évoquerons les tentatives d'explication de la stabilité ou de l'absence de stabilité. A chacun de ces deux niveaux, nous opérerons les rapprochements nécessaires avec la seule étude théorique et empirique menée, à notre connaissance, sur le rapport patrimoine/revenu des ménages : celle de Modigliani [1966].

Le rapport patrimoine/revenu est-il stable ?

Les deux définitions du rapport patrimoine/revenu, R_b et R_n , doivent ici être retenues. Leur stabilité paraît a priori du même ordre de grandeur : la valeur des coefficients de variation donnerait à penser que pour les Etats-Unis (tableau 4), il n'y a guère de différences entre

les deux rapports ; pour la France (tableau 13), R_n paraît un peu plus stable que R_b . En revanche, d'un pays à l'autre, la comparaison des coefficients de variation comme l'observation des graphiques 1 et 2 fait apparaître des situations assez différentes : une grande stabilité autour de la moyenne pour les Etats-Unis, une tendance temporelle assez nettement croissante pour la France.

Pour les Etats-Unis, le rapprochement doit être fait avec les résultats obtenus dans Modigliani [1966] qui concernent la période 1900-1958. Les définitions retenues pour les agrégats ne sont pas identiques aux nôtres, notamment pour le revenu puisque Modigliani retient un agrégat qui est la somme du revenu disponible (Personal disposable income) et des profits non distribués. Cependant si les niveaux des rapports diffèrent quelque peu dans les deux études, l'évolution des deux séries pour la période de recouvrement est assez comparable : de 1948 à 1958, le coefficient de corrélation linéaire entre les deux séries de R_b est de 0,68, ce qui pour des grandeurs sans tendance est assez élevé.

La démonstration de la stabilité du rapport R_b par Modigliani est un peu laborieuse, car il lui faut d'abord éliminer les points « anormaux » correspondant aux années des deux guerres et aux années 1930-1937 de la « grande crise ». De 1900 à 1958, le coefficient de variation de R_b est alors de plus de 6 % : sans aucune élimination, pour l'ensemble de la période 1948-1980, nous parvenons à un coefficient de variation de seulement 3 % et la thèse de la stabilité du rapport patrimoine/revenu paraît donc singulièrement renforcée. En effet, si l'on rapproche cette valeur de celle du coefficient de variation de ratios considérés comme très stables, on s'aperçoit qu'elle est du même ordre de grandeur : par exemple, aux Etats-Unis, le coefficient de variation du rapport de l'ensemble de l'endettement des organismes non financiers au produit national brut, au cours de la période 1953-1978, est de 2,5 % et ce résultat a été interprété comme impliquant une remarquable stabilité (Friedman [1981]).

D'autre part, comme dans l'étude de Modigliani, le calcul confirme bien qu'aucune tendance temporelle de R_b n'est perceptible, ni sur l'ensemble de la période, ni sur aucune sous-période (tableau 17).

Aucun coefficient de régression ou de corrélation n'est en effet significatif. Le niveau de la liaison linéaire se relève cependant quelque peu pour la dernière période traduisant la croissance régulière de R_b au cours des sept années qui séparent 1974 de 1980. Mais, au total, les données américaines paraissent cadrer singulièrement bien avec la thèse de la stabilité de R_b . Il n'en est pas de même des données françaises.

Tableau 17. Etats-Unis : 1948-1980
Tendance temporelle linéaire de R_b

	1948-1980	1948-1957	1958-1969	1970-1980
Coefficient de régression	0,004	0,006	— 0,003	0,014
Valeur du t de student	0,16	0,38	— 0,39	0,83
Coefficient de corrélation	0,022	0,131	— 0,123	0,372

Indépendamment de la valeur des coefficients de variation de R_b qui est, pour l'ensemble de la période et pour la première sous-période, à peu près le double de ce qu'elle est aux Etats-Unis (tableau 12), de très nettes tendances temporelles apparaissent comme en font foi les résultats contenus dans le tableau 18.

Tableau 18. France : 1949-1979
Tendance temporelle linéaire de R_b

	1949-1979	1949-1960	1961-1970	1971-1980
Coefficient de régression	0,034	0,068	0,046	— 0,021
Valeur du t de student	7,33	5,34	8,23	— 2,12
Coefficient de corrélation	0,809	0,872	0,946	— 0,624
Coefficient de variation de R_b sans tendance	0,05	0,04	0,01	0,02

La tendance d'ensemble et celle des deux premières sous-périodes sont nettement positives. La tendance négative de la dernière sous-période est moins affirmée. Quand on enlève la tendance, les coefficients de variation de R_b ¹⁷ deviennent du même ordre que ceux que l'on a obtenus pour les Etats-Unis, voire inférieurs.

17. Ecart type du résidu de la régression rapporté à la moyenne des R_b .

Ainsi, autant les résultats pour les Etats-Unis paraissent appuyer la thèse de la stabilité en longue période du rapport patrimoine/revenu, autant les résultats concernant les ménages français semblent laisser place à d'amples fluctuations. Celles-ci pourraient d'ailleurs sans doute être approximativement replacées dans les phases d'un cycle de Kondratief : après la phase de repli des années 1920-1946, la période 1946-1973 correspond bien à une phase d'expansion et R_b aurait commencé de baisser avec le début de la phase de repli 1973-1998. Les variations du rapport patrimoine/revenu seraient alors *procycliques* dans le cadre du cycle de Kondratief. Il faut cependant considérer avec prudence les tendances temporelles apparues pour R_b en France : il apparaît en particulier que la tendance positive 1949-1969 pourrait bien avoir été accentuée par la rétopolation des patrimoines à laquelle nous nous sommes livré à partir des résultats d'EPHEBE II (Masson et Strauss-Kahn [1978] et annexe 2). Si tel était le cas, le contraste manifeste entre les résultats trouvés pour les Etats-Unis et ceux qui caractérisent la France pourrait s'atténuer.

A moyen terme, compte tenu de l'importance de r dans la variation de R_b , importance qui n'avait pas échappé à Modigliani [1966], cet auteur concluait à des fluctuations *contracycliques* de R_b : le rapport R_b diminuerait quand le revenu croît au-dessus de sa tendance et inversement. Cependant, comme l'on sait, les fluctuations du revenu n'ont plus la régulière périodicité d'antan et les mouvements de R_b autour de la moyenne (pour les Etats-Unis) ou de la tendance (pour la France) n'ont pas l'allure de cycles possédant un minimum de régularité. Au surplus, les conclusions de Modigliani portaient, on l'a dit, sur un rapport patrimoine/revenu en volume et ne tenaient donc pas compte de l'influence des mouvements de prix.

Ainsi, compte tenu des variations observées et de la complexité des facteurs influençant la valeur patrimoine/revenu, on peut déjà prévoir qu'il sera difficile de trouver, dans un cadre théorique unique, une explication des mouvements (ou de l'absence de mouvements) du rapport patrimoine/revenu.

Quelques références théoriques cherchant à expliquer l'évolution du rapport patrimoine/revenu

Plusieurs cadres théoriques ont tour à tour été proposés pour expliquer la « stabilité » du rapport patrimoine/revenu chez les ménages : par exemple, l'influence du rapport capital/produit ou la théorie du cycle de vie.

Dans une société très simple où la seule forme de propriété serait la propriété privée des moyens de production et où le revenu après impôt des ménages correspondrait très exactement à la valeur de la production, il n'y aurait aucune différence entre le rapport patrimoine/revenu des ménages et le rapport capital/produit de l'économie dans son ensemble. Dans nos économies complexes, la distance est évidemment plus grande entre, d'un côté, le produit intérieur brut du pays et le revenu disponible des ménages, de l'autre, le capital productif de la nation et le patrimoine physique et financier des ménages. D'aucuns ont cependant pu se demander si une certaine stabilité constatée au niveau macro-économique dans la valeur du rapport capital/produit — stabilité que l'on pouvait attribuer selon eux à des rigidités techniques — n'était pas à l'origine de la stabilité du rapport patrimoine/revenu : les ménages auraient été en quelque sorte contraints de maintenir le niveau de ce rapport par les exigences techniques du processus de production qui les auraient obligés, directement ou indirectement, à détenir dans leur patrimoine les montants requis de capital productif. Modigliani [1966] s'élève contre une telle thèse en constatant que, pour les Etats-Unis, le rapport capital/produit semble avoir été *moins stable* que le rapport patrimoine/revenu. S'il y a influence, selon lui, elle va plutôt, par le biais de l'offre de capital, du second vers le premier de ces rapports que dans le sens inverse.

Selon Modigliani, la véritable raison de la stabilité du rapport patrimoine/revenu est la théorie du cycle de vie dont on rappellera à grands traits les implications. Quand le revenu global et la population sont constants, l'épargne des jeunes générations est compensée par la désépargne des personnes âgées, de sorte que le taux d'épargne macro-économique est nul et que le patrimoine global reste lui-même constant, d'où la stabilité du rapport patrimoine/revenu. Si le revenu global croît, en raison de l'augmentation de la population ou de la productivité, un surplus d'épargne est réalisé par les générations actives, le taux d'épargne macro-économique devient alors positif et le patrimoine, dans certaines conditions, peut croître à la même vitesse que le revenu, ce qui expliquerait, là encore, la stabilité du rapport. En fait, que ce soit dans Modigliani [1966] ou dans un texte ultérieur (Modigliani [1975]), la démonstration macro-économique qui est faite n'est pas entièrement convaincante. Nous ne reviendrons pas ici sur les critiques adressées aux premières versions de la théorie du cycle de vie (notamment absence de prise en compte de la transmission héréditaire des patrimoines) et nous nous contenterons de présenter trois remarques :

— la fonction macro-économique de consommation qui est utilisée pour conduire à l'expression du rapport patrimoine/revenu et qui est censée traduire la théorie du cycle de vie, peut correspondre en fait à beaucoup d'autres théories et notamment à la théorie keynésienne des comportements d'épargne ;

— l'expression de régime permanent du rapport patrimoine/revenu qui est obtenue — et qui ressemble, en plus simple, à la relation (4) du texte, obtenue, rappelons-le, sans aucune hypothèse théorique — ne prouve évidemment en rien la stabilité du rapport patrimoine/revenu puisqu'un rythme identique de croissance du patrimoine et du revenu a été postulé dans le calcul ;

— enfin, outre le fait que la formulation présentée par Modigliani ne fait pas ressortir clairement le rôle de la consommation de capital, deux limitations nous paraissent particulièrement fâcheuses :

- les présentations de 1966 et 1975 ne laissent aucune place au comportement d'endettement dont on a pu mesurer toute l'importance chez les ménages depuis la seconde guerre mondiale ;

- le rapport étudié par Modigliani est plutôt un rapport *en volume* : « Tous ces développements [apparition de plus ou moins-values en capital] doivent être considérés comme exogènes à notre modèle. » (Modigliani [1966], p. 188.)

On voit donc que la théorie du cycle de vie ne paraît pas apporter d'explication vraiment décisive concernant l'évolution du rapport patrimoine/revenu. Signalons de plus quelques ambiguïtés chez les défenseurs de la « stabilité ». Aux yeux de Modigliani, cette stabilité paraît acquise pour les revenus et patrimoines des seuls ménages. Chez d'autres (Friedman [1981]), cette stabilité n'existe que pour l'ensemble des secteurs de l'économie. Pour les uns, d'autre part, c'est le rapport patrimoine net/revenu qui est stable, pour les autres le rapport patrimoine brut/revenu : il est vrai, comme on l'a vu, qu'on peut mettre d'accord ici les deux écoles en démontrant, au moins pour les Etats-Unis, la constance du rapport de la dette de tous les emprunteurs non financiers au produit national brut depuis la deuxième guerre mondiale (Friedman [1981]).

Essayons de préciser l'enseignement des pages précédentes eu égard à cette stabilité du ratio patrimoine/revenu. Celle qui est obtenue dans le cas des Etats-Unis est, il faut l'avouer, troublante ; mais l'évolution du rapport observée pour la France ne l'est pas moins : elle montre que lorsque des paramètres comme le taux d'épargne (a)

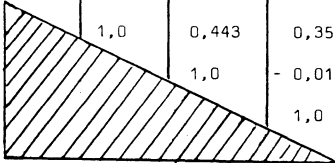

et le taux d'endettement (m) connaissent des tendances de longue durée, le rapport patrimoine/revenu est susceptible de faire apparaître, pour les ménages, des fluctuations assez amples.

D'autres auteurs (Modigliani [1975]) ont d'ailleurs déjà mis l'accent sur la liaison taux d'épargne-rapport patrimoine/revenu, liaison qui est bien mise en évidence par la relation (6) $\bar{R}_b = \frac{a}{r'}$. Mais on en déduisait alors que pour un taux de croissance donné du revenu réel (r'), tout ce qui « expliquait » la stabilité du taux d'épargne a (par exemple, la théorie de l'ultra-rationalité ou celle du cycle de vie) contribuait également à « expliquer » la stabilité de R_b . En fait, de plus en plus d'auteurs pensent maintenant que « la stabilité du taux d'épargne privé aux Etats-Unis pourrait bien résulter de la conjonction fortuite de forces s'exerçant en sens contraire » (Green [1980], p. 515). Il pourrait bien en être de même pour le rapport patrimoine/revenu dans le cas où celui-ci est stable, ce qui n'est d'ailleurs sans doute pas une observation générale puisque la France présente un contre-exemple.

Aussi, plutôt que de s'obnubiler sur la recherche d'un cadre théorique global « expliquant » la stabilité du rapport, mieux vaut, selon nous, réfléchir sur les causes de variation. Peut-être alors certaines « compensations » apparaîtront-elles dans les évolutions des paramètres : par exemple, une accélération de la croissance du revenu qui tend à réduire le rapport est peut-être compensé, au moins pendant un certain temps, par une augmentation de a situé au numérateur du rapport. De même les relations entre m et r devraient être scrutées : une forte augmentation du revenu freine-t-elle ou encourage-t-elle l'endettement ? Une forte augmentation des prix des actifs, dans leur diversité, stimule-t-elle ou décourage-t-elle l'épargne et l'endettement ? A toutes ces questions très difficiles, la présente recherche n'apporte pas de réponse. On constate au tableau 19 que les coefficients de corrélation linéaire entre les différents paramètres sont faibles, aussi bien pour les Etats-Unis que pour la France.

On remarquera cependant que les corrélations deux à deux entre a , m et r sont plutôt positives pour les deux pays. Mais il ne peut évidemment s'agir là que d'un premier constat qui devrait être notamment prolongé par une mise en correspondance de ces résultats avec les informations fournies par les modèles macro-économiques de moyen terme retraçant les comportements d'épargne et d'endettement.

Tableau 19. Coefficients de corrélation linéaire entre les paramètres du modèle

	E T A T S - U N I S (1948 - 1980)					F R A N C E (1949 - 1979)				
	a	m	r	p	d	a	m	r	p	d
a	1,0	0,144	0,139	0,427	0,138	1,0	0,695	0,263	- 0,178	- 0,868
m		1,0	0,443	0,357	0,556		1,0	0,187	- 0,062	0,615
r			1,0	- 0,012	0,278			1,0	0,256	0,104
p				1,0	0,518				1,0	0,347
d					1,0					1,0

A plus long terme, toutes les réflexions sur le rapport patrimoine revenu renvoient sans doute aux évolutions démographiques (taux de natalité, espérance de vie), aux comportements de transmission héréditaire du patrimoine (quel est « l'avenir » de l'héritage ?), plus fondamentalement encore au rôle du patrimoine dans des sociétés où le déclin de la sécurité familiale a sans doute été d'abord compensé par la montée de la prévoyance collective, mais où cette dernière commence peut-être à « s'essouffler ».

Résumons ici les étapes de la démarche suivie.

1. On a d'abord fourni une expression comptable du rapport patrimoine/revenu des ménages utilisant des paramètres qui tous peuvent être calculés à partir des informations que contiendront les *comptes patrimoniaux*. Ces paramètres ont des *significations différentes* : l'un est de nature technique (d qui exprime la consommation de capital), d'autres sont économiques (le taux de variation du revenu r , et le taux de variation des prix p), d'autres enfin sont des paramètres de comportement (le taux d'épargne a et le taux d'endettement m).

Un modèle analogue pourrait être obtenu en ne se plaçant plus du côté des ressources financières des ménages, mais du côté de leurs emplois.

2. Les *paramètres* entrant dans l'expression du rapport patrimoine/revenu ont des *évolutions de court terme* très différentes. Le paramètre technique d est le plus stable dans les deux pays étudiés, ce qui n'est

sans doute pas pour surprendre. Il est peut-être plus intéressant d'avoir montré, également pour les deux pays, que les paramètres les plus instables étaient les paramètres économiques (variation du revenu et des prix). La stabilité des paramètres de comportement (épargne et endettement) se situe entre celles des deux autres séries de paramètres, mais le taux d'épargne est cependant plus stable que le taux d'endettement.

3. *A moyen et long terme*, les évolutions de ces paramètres ont d'autres caractéristiques : r et p sont naturellement liés aux cycles de l'inflation (encore que la liaison entre p et g est plus faible qu'on ne pouvait le penser et nécessitera certainement de patientes recherches), mais ils ne paraissent pas manifester de tendance de longue période. Dans le cas d'un pays comme la France, les taux d'épargne et d'endettement font en revanche ressortir des évolutions d'assez longue période. Il n'est pas jusqu'au paramètre technique d qui ne soit susceptible de faire apparaître une tendance (poids des entrepreneurs individuels dans le secteur des ménages, importance des biens durables dans l'ensemble du patrimoine).

4. Compte tenu de ce qui vient d'être rappelé et s'agissant de l'évolution à *court terme du rapport patrimoine/revenu*, on ne sera pas surpris d'apprendre que les facteurs de variation les plus importants sont l'évolution des prix et celle du revenu.

5. Dans le cas de l'application aux Etats-Unis, on a montré que lorsque le rapport patrimoine/revenu est relativement stable, la relation de *régime permanent* exprimant ce rapport fournit une bonne approximation de la valeur moyenne observée en longue période (une trentaine d'années) ou même en période moyenne-longue (une dizaine d'années). Ceci est beaucoup moins vrai pour la France où le rapport patrimoine/revenu connaît des fluctuations plus prononcées.

6. En ce qui concerne l'évolution à *moyen et long terme du rapport patrimoine/revenu*, on pense avoir montré, dans le cas de la France, que des variations assez importantes pouvaient intervenir, liées peut-être, il est vrai, à une situation assez exceptionnelle (reconstruction après la seconde guerre mondiale ? Période de croissance particulièrement forte ? Passage à une économie d'endettement ?). Les évolutions de comportement (épargne, endettement) peuvent être à l'origine de telles fluctuations.

7. Enfin, en ce qui a trait à la *stabilité à long et très long terme* de ce même rapport, on a renvoyé la question à une réflexion ulté-

rieure en constatant qu'aucune explication théorique jusqu'ici présentée ne prenait en compte de façon satisfaisante la totalité des facteurs qui interviennent dans la détermination de ce rapport.

ANDRÉ BABEAU

Professeur à l'Université
de Paris-Dauphine

ANNEXE 1

DONNEES CONCERNANT LES ETATS-UNIS (1948-1980)

Ces données sont tirées de Ruggles [1981]. Cette étude, menée aux Etats-Unis pour le compte du Bureau of Economic Activity du Department of Commerce, avait pour but de montrer comment les comptes nationaux des Etats-Unis pouvaient être modifiés pour :

- séparer les transactions marchandes des imputations hors marché ;
- réaliser l'intégration des comptes de revenu et des comptes de patrimoine.

Cet objectif explique pourquoi ces données s'écartent, sur un certain nombre de points, des statistiques utilisées d'habitude (par exemple, en matière de calcul du taux d'épargne des ménages). Le secteur « ménages » ici considéré ne comprend pas les institutions sans but lucratif et ne comprend que l'actif net des entreprises individuelles. A côté du *revenu courant* des ménages (revenus du travail, revenus de la propriété, revenu de transfert) est calculé un *revenu brut imputé* comprenant :

- le revenu brut imputé aux propriétaires de leur logement ;
- la consommation de capital des biens durables ;
- le revenu agricole en nature.

La sommation de ces deux éléments — revenu *courant* et revenu brut imputé — correspond au *revenu brut courant* des ménages.

Le *revenu brut disponible* (Y_b) est obtenu en retranchant du *revenu brut courant* l'ensemble des *impôts directs* (impôts sur le revenu, sur la propriété, sur les successions, etc.). Le passage au *revenu net* (Y_n) est réalisé en retranchant de Y_b la consommation de capital des logements habités par leurs propriétaires et des autres biens durables.

L'épargne brute est alors calculée en retranchant de Y_b les dépenses de consommation courantes, les paiements d'intérêt et de transferts et les dépenses imputées (revenu agricole en nature, consommation des biens durables, etc.).

Le patrimoine brut des ménages P_b , évalué en principe aux prix de réalisation des actifs, comprend :

- les actifs corporels :
 - habitations
 - terres et terrains
 - biens durables
 - stocks (vêtements, produits alimentaires)
- les actifs financiers :
 - monnaie et dépôts
 - titres du gouvernement
 - autres actifs à revenu fixe
 - actions et actifs nets des entreprises individuelles.
- les dettes :
 - emprunts hypothécaires
 - emprunts bancaires
 - autres dettes

Au total, il y a, pour les ménages, d'assez sensibles différences entre cette présentation et celle qui est adoptée pour la comptabilité nationale des Etats-Unis par le Bureau of Economic Activity. Ceci explique en particulier que le taux d'épargne brute qui figure dans les tableaux 1, 2 et 3, soit beaucoup plus élevé que celui auquel il est fait ordinairement référence.

Séries utilisées (en milliards de dollars)

	Patrimoine brut (1)	Encours d'endettement (2)	Revenu dis- ponible brut (3)	Consommation de capital (4)	Epargne nette (5)
1947	808,2	45,4	184,7	14,1	20,7
1948	851,2	53,2	206,5	16,1	23,9
1949	877,9	61,4	209,1	17,5	17,6
1950	985,3	74,1	233,1	19,5	27,4
1951	1 076,6	82,5	238,4	22,6	31,6
1952	1 134,6	94,5	273,5	24,8	28,8
1953	1 169,3	107,1	290,4	26,9	27,4
1954	1 281,9	118,7	301,2	29,5	24,4
1955	1 398,1	138,9	322,1	31,6	26,8
1956	1 496,4	154,6	344,8	34,9	32,0
1957	1 514,0	166,4	364,0	37,6	28,8
1958	1 684,1	178,6	379,2	39,7	32,4
1959	1 784,1	200,7	401,2	41,7	26,5
1960	1 832,8	217,7	416,3	42,9	26,0
1961	1 992,1	234,9	432,0	44,4	28,1
1962	2 003,7	256,0	453,4	45,6	27,4
1963	2 151,2	284,0	476,6	47,2	32,6
1964	2 303,3	312,5	512,6	49,4	50,3
1965	2 485,0	342,4	549,2	51,2	56,3
1966	2 558,6	365,4	591,5	53,9	55,0
1967	2 838,1	389,5	632,2	58,7	79,6
1968	3 170,9	424,6	682,6	64,1	82,3
1969	3 229,2	454,9	736,4	71,3	56,3
1970	3 373,2	477,5	798,8	78,0	69,7
1971	3 679,4	524,5	864,3	84,8	75,0
1972	4 077,7	592,9	933,1	92,8	93,0
1973	4 344,5	668,2	1 049,3	100,9	111,3
1974	4 597,8	717,1	1 143,1	113,9	118,7
1975	5 120,5	766,8	1 254,8	128,9	140,8
1976	5 731,2	862,3	1 360,5	142,6	126,3
1977	6 289,8	1 002,8	1 488,5	158,6	134,8
1978	7 166,0	1 166,6	1 663,8	178,1	159,8
1979	8 081,1	1 336,3	1 871,9	200,8	156,4
1980	9 234,2	1 445,6	2 080,5	226,7	174,1

- (1) Ruggles [1981], tableau 2-40, ligne 40.
- (2) Tableau 2-40, ligne 41. Le taux d'endettement E est donc obtenu en faisant $\frac{\text{ligne 41}}{\text{ligne 40}}$, le patrimoine net P_n en faisant (ligne 40 — ligne 41).
- (3) Tableau 1-40, Household Gross Current Income less Tax Payments = (ligne 26 — ligne 35) = Y_b . Le paramètre m est calculé en rapportant la variation d'endettement à Y_b de la même année.
- (4) Tableau 2-40, Capital Consumption Allowances (ligne 45). Y_n est obtenu en faisant (Y_b — ligne 45). De même S_n est obtenu en faisant (S_b — ligne 45).

On a naturellement $a = \frac{S_b}{Y_b}$. Le taux de consommation de capital d est calculé

en rapportant la consommation de capital de l'année à la valeur de P_b à la fin de l'année précédente.

- (5) Tableau 2-40, ligne 58: On n'a pas repris la ligne 40 « réévaluation » correspondant à l'influence des mouvements de prix. En effet, à partir de la relation (1), connaissant la variation de patrimoine brut, la variation nette d'endettement et l'épargne nette, le calcul du terme « réévaluation » est immédiat. Par exemple pour 1980 :

$$1\,153,1 = 109,3 + 174,1 + \text{réévaluation}$$

soit réévaluation = 869,7.

Le paramètre p est calculé en rapportant la réévaluation de l'année courante à la valeur P_b à la fin de l'année précédente.

ANNEXE 2

DONNEES CONCERNANT LA FRANCE (1969-1979)

Il n'existe pas encore pour la France de séries longues de comptes patrimoniaux. Certaines séries des données ci-dessous ont donc dû être reconstituées à partir d'informations diverses, souvent non publiées. Pour chaque série on indiquera donc le degré de fiabilité que l'on croit pouvoir lui attribuer.

Patrimoine

Il s'agit du patrimoine des ménages au sens strict et des entrepreneurs individuels. Les différents postes inclus dans ce patrimoine sont :

- les terrains non bâtis,
- les logements (terrains compris),
- autres constructions,
- matériel,
- cheptel,
- stocks,
- actifs incorporels,
- monnaie et dépôts non monétaires,
- crédits à court et long terme,
- réserves techniques d'assurances,
- obligations,
- actions et autres participations.

La définition retenue est ainsi très proche de celle qui a été utilisée pour les premiers comptes patrimoniaux publiés (INSEE [1980]). De 1970 à 1979, certaines informations ont été tirées des données publiées par le CNC ; d'autres, concernant les actifs non financiers, ont été directement obtenues de la Division « Concepts et définitions statistiques et comparables » de l'INSEE à qui nous exprimons ici notre gratitude. Pour les années antérieures à 1970, on a utilisé des informations tirées du modèle du CREP, (EPHEBE II, Masson et Strauss-Kahn [1978]) et notamment les taux de croissance annuelle du patrimoine brut.

La principale différence entre les définitions du patrimoine en France et aux Etats-Unis est évidemment l'exclusion pour ce dernier des éléments de patrimoine des entrepreneurs individuels. Inversement, les biens durables autres que le logement sont exclus du patrimoine des ménages français et inclus dans celui des ménages américains.

Endettement

Seul a été retenu ici l'endettement à moyen et long terme des ménages et des entrepreneurs individuels. Pour les ménages, en effet, les biens durables autres que le logement n'étant pas inclus dans l'actif, il a semblé plus logique de ne pas faire figurer le crédit à la consommation ou les crédits personnels au passif du patrimoine, de sorte que tous les remboursements liés à ces dettes sont ici considérés comme relevant de la consommation. Pour les entreprises individuelles, on a également estimé, peut-être à moins bon escient, que l'endettement à court terme ne contribuait pas à accroître l'actif brut.

La Direction de la Prévision du ministère de l'Economie nous a obligeamment communiqué — et nous l'en remercions vivement — les encours d'endettement de moyen et long terme pour les ménages de 1954 à 1979 et pour les entrepreneurs individuels de 1959 à 1979. Pour les années antérieures à 1954 ou 1959, ces séries ont été rétropolées par nos soins à partir d'informations rares et fragiles.

Revenu disponible brut

La série est tirée de INSEE [1981] (p. 288-289) avec le changement de base de 1959.

Consommation de capital

La série a été obtenue de la Division « Synthèse des comptes nationaux » de l'INSEE à laquelle nous tenons à exprimer notre reconnaissance. La caractéristique de cette série est sans doute la décroissance au cours du temps de la part occupée dans le total par les amortissements correspondant aux entreprises individuelles, qui de plus de 58 % en 1949 passe à 52 % en 1980. Encore la partie de la série correspondant aux amortisse-

ments des actifs des ménages au sens strict (logements) nous paraît-elle plutôt sous-estimée de sorte qu'en fin de période la part des amortissements des entreprises individuelles pourrait bien être sensiblement inférieure à la moitié. Mais, manquant de points de référence, nous n'avons fait, pour notre part, aucun redressement et avons donc finalement utilisé la série telle qu'elle nous a été communiquée.

Épargne

La série d'épargne correspond aux taux d'épargne bruts de la base 1956 pour les années allant de 1949 à 1958, au-delà, au taux d'épargne de la base 1971. On a évidemment $S_n = S_b$ — consommation de capital.

Réévaluation

La série de réévaluations utilisée pour calculer les p des tableaux 9, 10 et 11 a été obtenue par solde à partir de la relation (1), avec tous les risques qu'un tel mode de calculs entraîne. Cependant des rapprochements encourageants ont pu être effectués avec les mouvements de prix calculés dans le modèle EPHEBE II (Masson et Strauss-Kahn [1978]), pour les années 1949 à 1975. Pour 1976, on a également pu rapprocher les résultats obtenus ici des informations contenues dans le compte de réconciliation publié dans les collections de l'INSEE [1980] (p. 250). L'équilibre de ce compte correspond à une relation identique à la relation (1), mais présentée de façon un peu différente (ci-dessous en temps discret).

Dans

$$P_t - P_{t-1} = (a + m) Y_{b(t-1)} - dP_{b(t-1)} + pP_{b(t-1)}$$

le terme $(a + m) Y_{b(t-1)} - dP_{b(t-1)}$ représente les investissements au sens large (financiers et non financiers) nets de la consommation de capital. La relation du compte de réconciliation de l'INSEE met l'accent, quant à elle, sur les *emplois des ressources financières* (épargne et emprunts) des ménages :

Δ Patrimoine brut = investissements (au sens large) — consommation de capital + réévaluation et ajustement

alors que la relation (1) met ici l'accent sur les *facteurs de financement* de la croissance réelle du patrimoine.

Pour l'année 1972, on obtient selon nos calculs (en 10⁹ F) :

$$3051 - 2686 = 365 = (120,7 + 42,1) - 26,1 + 228,3.$$

Selon les comptes et la présentation de l'INSEE :

$$2935 - 2551,5 = 383,5 = 186,5 - 32,5 + 229,5.$$

Sans entrer dans une comparaison approfondie de chaque terme de la relation, on peut constater que la part de la « réévaluation » (mouvements de prix) dans la croissance du patrimoine est à peu près la même dans les deux présentations : près de 60 % dans le compte INSEE, 62,6 % dans notre présentation.

Pour la période 1972-1976, les deux égalités donnent (toujours en 10⁹ F) pour l'INSEE :

$$5224,1 - 2935 = 2289,1 = 1021,4 - 197 + 1464,7.$$

Pour nous

$$5223 - 3051 = 2172 = 917 - 159 + 1414.$$

La part des prix dans la croissance du patrimoine est alors de 64 % pour l'INSEE et de 65 % pour nous.

En réalité, dans les calculs de l'INSEE comme ici, cette « part des prix » comprend le fameux poste « ajustement » de la comptabilité nationale traduisant le fait que les emplois financiers des ménages sont ordinairement supérieurs à leurs ressources : il s'ensuit donc une surestimation de la part des prix dont l'ordre de grandeur est fort variable d'une année à l'autre.

Séries utilisées (en milliards de francs)

	Patrimoine brut (1)	Encours d'endettement (2)	Revenu disponible brut (3)	Consommation de capital (4)	Epargne nette (5)
1949	240	4,0	65,1	3,5	4,4
1950	263	5,1	74,4	4,1	5,1
1951	296	6,0	90,3	5,0	5,0
1952	325	7,3	104,3	5,3	6,4
1953	360	8,7	106,7	5,4	4,5
1954	405	10,3	115,7	5,5	8,5
1955	451	12,7	126,0	5,9	10,9
1956	505	15,3	137,9	6,4	11,1
1957	579	19,1	153,9	7,4	12,9
1958	662	22,6	173,1	8,1	13,5
1959	751	26,6	193,7	8,5	16,9
1960	848	31,5	215,5	9,0	23,8
1961	962	37,2	234,1	9,7	24,3
1962	1100	43,3	268,3	10,3	34,5
1963	1227	49,6	299,5	11,6	35,6
1964	1350	57,1	326,4	12,7	37,9
1965	1486	65,0	351,1	13,8	43,0
1966	1620	74,0	377,3	14,9	44,3
1967	1783	88,6	409,8	16,2	49,0
1968	1979	106,4	445,6	17,1	52,9
1969	2212	127,1	497,8	19,0	52,2
1970	2471	144,0	561,1	21,3	72,4
1971	2686	169,2	631,4	23,6	82,5
1972	3051	211,0	709,1	26,1	93,7
1973	3523	253,7	805,7	29,9	109,4
1974	3845	286,7	941,8	36,7	127,2
1975	4645	333,2	1099,0	42,8	161,6
1976	5223	398,0	1241,3	49,6	154,0
1977	5795	462,7	1399,9	55,7	180,9
1978	6586	537,4	1600,5	62,3	222,6
1979	7505	645,6	1801,6	70,1	230,8

BIBLIOGRAPHIE

- [1974] BABEAU A., FANTON M., MASSON A., STRAUSS-KAHN D., *L'accumulation du patrimoine des ménages*, Rapport CREP au CORDES, février, exemplaire ronéoté.
- [1981] BABEAU A., « Comparaisons internationales : même revenu, même patrimoine ? », *Eurépargne*, juin.
- [1982] BABEAU A., « L'évolution du rapport patrimoine/revenu au cours du cycle de vie », *Consommation*, revue de socio-économie, 2.
- [1979] CERC, « Le patrimoine des Français, montant et répartition », *Documents du Centre d'Etude des revenus et des coûts*, 49, 2^e trimestre, 178 p.
- [1979] CSO, *National Income and Expenditure*, Londres, 141 p.
- [1980] DETERNE M., DETOURBET C., *Recherche des liaisons existant entre le patrimoine et les revenus des ménages*, rapport du CREP à la DGRST, février, exemplaire ronéoté, 218 p.
- [1981] FRIEDMAN B. M., « Debt and economic activity in the United States », NBER, *Working Paper*, 704, juin, exemplaire ronéoté, 25 p.
- [1980] GOLDSMITH R. W., *National balance sheets : concepts, estimations and findings for seventeen countries : 1688 to 1978*, première version, New Haven, Connecticut, avril, exemplaire ronéoté, 367 p.
- [1980] GREEN F., « A note on the overestimated importance of the constant US savings ratio », *The Southern Economic Journal*, 47 (2), octobre 1980.
- [1979] INSEE, « Le patrimoine national », *Economie et statistique*, 114, septembre, 125 p.
- [1980] INSEE, « Les comptes de patrimoine, une première expérience 1971-1972-1976 », *Les collections de l'INSEE*, série C, 89-90, septembre.
- [1981] INSEE, *Le mouvement économique en France, 1949-1979*. Séries longues macro-économiques.
- [1978] MASSON A., STRAUSS-KAHN D., « Croissance et inégalités des fortunes de 1949 à 1975 », *Economie et statistique*, 98, mars.
- [1966] MODIGLIANI F., « The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital », *Social Research*, 33 (2), été 1966, p. 160-217.
- [1975] MODIGLIANI F., « The life cycle hypothesis of saving, twenty years later » in *Contemporary Issues in Economics*, Proceedings of the Conference of the Association of University Teachers of Economics, Warwick, Michael Parkin and A. R. Nobay, Eds, p. 2 à 36.
- [1981] RUGGLES R. et N., « Integrated economic accounts for the United States, 1947-1980 », *Working Paper*, 841, Institution for Social and Policy Studies, Yale University, 18 novembre 1981, 88 p., plus tableaux.
- [1982] RUGGLES R. et N., « Integrated economic accounts for the United States, 1947-1980 » in *Survey of Current Business*, mai, 62 (5), p. 1 à 53. Commentaires par Addler, Sunga, Carson, Jaszi, Denison, Tobin, Gorman, Marimont, Taylor, Stone-Tice, p. 54 à 76.