

Le mystère de la consommation perdue

Loïc Cadiou

*Département d'économétrie de l'OFCE **

En France, l'évolution procyclique du taux d'épargne des ménages de 1990 à 1993 a été aussi marquée qu'inattendue, renforçant le ralentissement de l'activité économique observé durant cette période. En général, le comportement des ménages contribue, au contraire, à amortir les variations de la demande intérieure. En phase de ralentissement, les ménages puisent sur une épargne qu'ils reconstituent une fois la croissance retrouvée.

Cette étude montre que la modification de l'arbitrage entre consommation et épargne est en partie expliquée par les variations du taux de chômage à l'origine du comportement d'épargne de précaution des ménages.

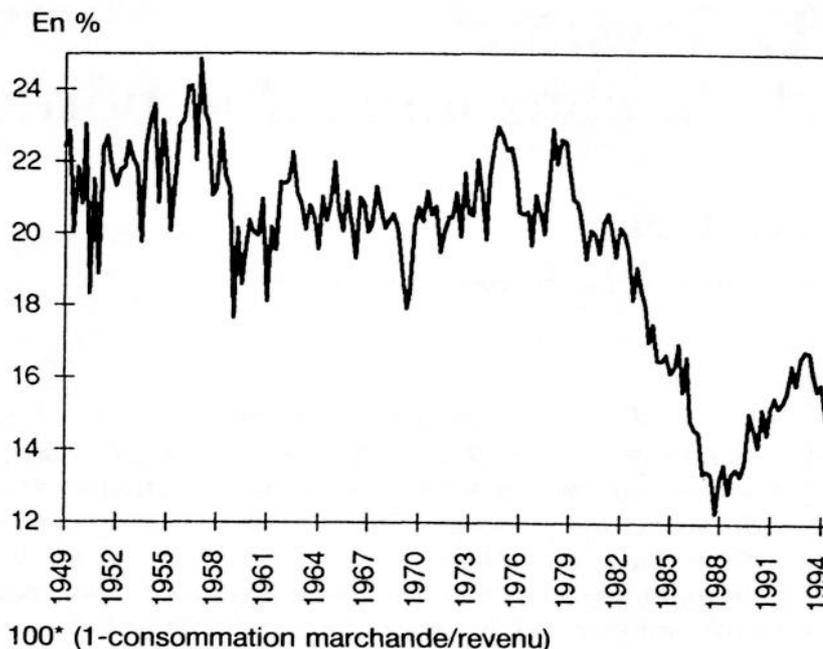
Par ailleurs, l'importance des revenus financiers sur cette période a vraisemblablement influencé le taux d'épargne par le biais d'une propension à consommer ce type de revenus inférieure à celle des revenus non financiers.

Enfin, il est possible que la déréglementation financière, en accroissant la concurrence dans le secteur de la distribution de crédits, explique une partie de la baisse du taux d'épargne dans les années quatre-vingt. Ce résultat est toutefois fragile car il repose sur l'introduction d'une variable « ad hoc » représentant la déréglementation. Cette dernière aurait par ailleurs rendu significative l'impact des taux d'intérêt sur le comportement d'épargne des ménages.

De 1990 à 1993, l'arbitrage des ménages entre consommation et épargne s'est modifié dans un sens tout à fait inattendu pour une période de ralentissement du revenu et de l'inflation. En quatre ans, le taux d'épargne a augmenté régulièrement pour gagner près de 2,5 points, accentuant le manque de dynamisme de la consommation dans cette phase de faible croissance des revenus (graphique 1). Les effets d'une telle évolution ont beaucoup d'importance sur la croissance de l'activité car la consommation des ménages représente environ 70 % du PIB

* Je remercie Pierre-Alain Muet et Henri Sterdyniak pour leurs remarques sur une version précédente de cet article.

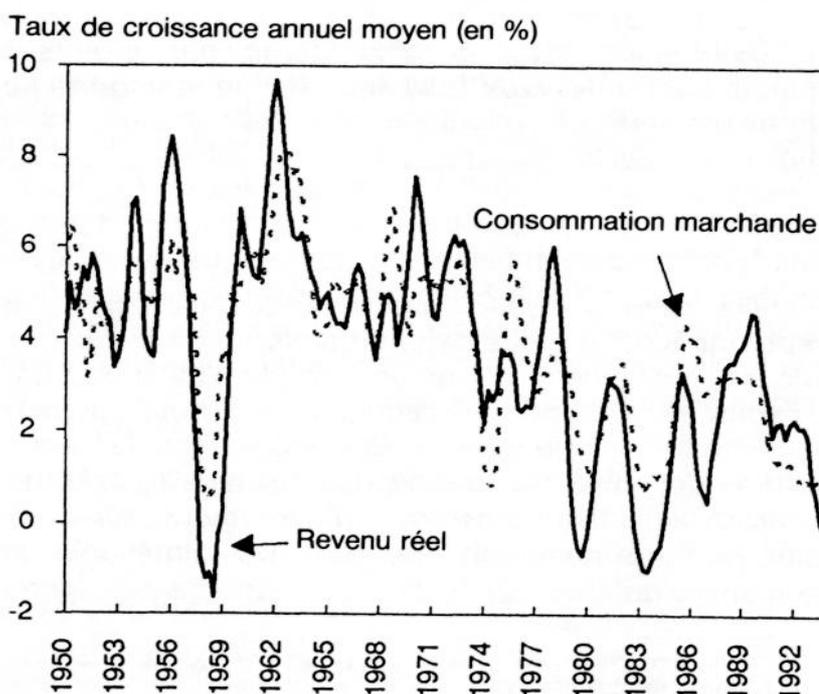
1. Pseudo-taux d'épargne des ménages



marchand. De 1990 à 1993, le revenu disponible brut réel des ménages a augmenté en moyenne de 1,9 % par an, la consommation de 1,3 % et le PIB marchand de 0,6 %. Avec un taux d'épargne constant sur cette période, la croissance française aurait été de l'ordre de 1,2 % en moyenne, compte tenu des effets multiplicateurs.

Cette évolution a été d'autant plus surprenante que le taux d'épargne suit généralement une évolution contra-cyclique qui contribue au contraire à amortir les fluctuations de la demande intérieure (graphique 2). Ainsi, les variations de la consommation sont, la plupart du temps, moins

2. Consommation et revenu



importantes que celles du revenu. Lorsque leurs revenus ralentissent, les ménages puisent dans leur épargne pour ne modifier que partiellement leur profil de consommation. Inversement, lorsqu'en phase de reprise les revenus accélèrent, les ménages reconstituent leur épargne en ne répercutant que lentement ce changement sur leur consommation courante.

Ce comportement atypique se mesure également par l'écart entre les prévisions des équations économétriques, estimées jusqu'à la fin des années quatre-vingt, et les évolutions effectives ⁽¹⁾. Sur une période allant de 1970 à 1990, la modélisation du comportement des ménages est assez satisfaisante. Les fonctions de consommation expliquent les évolutions de court terme aussi bien que les grands mouvements du taux d'épargne, et notamment la baisse du début des années quatre-vingt et la hausse de 1987 à 1990. Dans ces équations, les changements durables de l'arbitrage des ménages sont généralement expliqués par les variations de l'inflation et du taux de croissance du pouvoir d'achat du revenu. Les fluctuations de court terme sont le reflet de l'inertie de la consommation, les variations du revenu n'étant à court terme que partiellement répercutées sur la consommation courante. Enfin, ces équations retiennent aussi d'autres facteurs dont l'impact sur le taux d'épargne est plus exceptionnel (comme le chômage) ou dont la robustesse ne fait pas l'objet d'un consensus (investissement-logement, crédits de trésorerie,...).

Depuis le milieu de l'année 1990, les prévisions ont eu tendance à sous-estimer le taux d'épargne. Au départ imputée à la guerre du Golfe, cette hausse inattendue a été considérée comme transitoire. Mais l'écart n'a cessé de s'accroître jusqu'en 1993. Les ralentissements des prix et du revenu réel sur cette période auraient dû, au contraire, entraîner une baisse sensible du taux d'épargne. Depuis le troisième trimestre de 1993, les données provisoires fournies par l'INSEE montrent toutefois un retournement à la baisse plus compatible avec les déterminants traditionnels.

Cette incapacité des équations économétriques à retracer le comportement des ménages pourrait, dès lors, n'avoir duré que pendant la dernière phase de ralentissement économique (1990-1993). Jusqu'ici, la difficulté d'apporter une réponse claire à ce problème a tenu pour beaucoup au nombre limité et au caractère provisoire des observations disponibles. Mais, l'évolution est suffisamment marquée pour qu'elle ne soit pas fondamentalement affectée par la révision des comptes des années 1992 à 1994. Sous cette réserve, et dans la mesure où le nombre d'observations devient suffisant, il est intéressant d'examiner les déterminants du comportement de consommation des ménages en intégrant les informations les plus récentes.

L'échec prédictif des équations économétriques usuelles peut être considéré de deux manières. Tout d'abord, il est possible que les variables retenues ne soient plus des approximations satisfaisantes des phénomènes qu'elles sont sensées représenter (comme par exemple la

(1) Ces évolutions sont toutefois évaluées sur des comptes provisoires.

hausse du taux de chômage pour l'épargne de précaution, ou le taux d'inflation pour la taxe inflationniste sur les actifs détenus par les ménages), de sorte que la spécification des équations ne serait plus adéquate. D'un autre côté, les ménages ont pu réagir à des phénomènes jamais ou peu observés auparavant (surendettement, moins-values immobilières, importance des revenus financiers, doutes sur l'avenir du système de retraite), ou dont l'impact serait devenu significatif du fait de changements institutionnels (les taux d'intérêt avec la libéralisation financière...).

Après un rapide rappel des principales théories de la consommation, on présente une équation de comportement très proche de celle du modèle Mosaïque ⁽²⁾. Cette équation est ensuite réexaminée en s'intéressant à différentes spécifications. Puis, un certain nombre d'autres explications relatives au comportement récent des ménages sont passées en revue et testées économétriquement.

Il apparaît d'abord que la variation du taux de chômage explique une part significative du comportement procyclique des ménages lors du dernier cycle économique.

Il semble par ailleurs que le poids de plus en plus important des revenus financiers dans le revenu disponible brut de la Comptabilité nationale a pu modifier le taux d'épargne en raison d'une propension à consommer inférieure à celle des revenus non financiers. Cette démarche conduit à des résultats cohérents avec les équations des modèles français, ainsi qu'avec les estimations sur longue période.

Enfin, il ressort de cette étude que le niveau élevé des taux d'intérêt réels et la déréglementation des marchés financiers de la seconde moitié des années quatre-vingt ont très certainement influencé l'arbitrage des ménages entre consommation et épargne. Cependant, il n'est pas assuré que les taux d'intérêt aient un impact direct sur le taux d'épargne, puisque la mise en évidence d'un tel effet nécessite l'introduction d'une variable *ad hoc* représentant la libéralisation des marchés financiers.

De la théorie à un modèle empirique

Les enseignements de la théorie

L'essentiel des travaux théoriques repose sur la théorie du cycle de vie (TCV, Ando et Modigliani, 1963) et sur la théorie du revenu permanent (TRP, Friedman, 1957). Dans le cas de la TCV, les ménages maximisent

(2) Voir « Mosaïque : la nouvelle version du modèle OFCE trimestriel », Alain Gubian, Gérard Cornilleau, Catherine Mathieu et Marie-Ange Végonzonès, *Revue de l'OFCE*, n° 40, avril 1992.

leur utilité sur toute leur vie compte tenu de leurs anticipations sur leurs revenus futurs. Présentée dans le cadre d'un modèle à générations, cette approche établit dans sa version simple que la consommation des ménages dépend de la somme actualisée des revenus futurs (RP_t) et de la richesse initiale (P_t) :

$$C_t = \alpha RP_t + \beta P_t$$

Elle est adaptée à l'étude des effets de la structure de la population, du système de retraite ou de l'incertitude de la durée de vie sur le comportement d'accumulation de patrimoine des ménages. Cette approche permet également de tenir compte des transferts intergénérationnels volontaires ou involontaires. Enfin, d'après cette théorie, une augmentation du taux de croissance de long terme des revenus provenant d'un accroissement de la productivité entraîne une hausse du taux d'épargne des ménages.

La théorie du revenu permanent est l'extension de la TCV à un horizon de vie infini. La consommation courante ne dépend plus que du revenu permanent (RP_t) défini comme la moyenne actualisée des revenus futurs :

$$C_t = \gamma RP_t$$

Les ménages ne modifient leur comportement de consommation que s'ils constatent un changement de leur revenu permanent. Dans le cas d'un choc transitoire, le niveau de consommation n'est donc guère affecté. D'un point de vue pratique, cette théorie se heurte au problème de la spécification du revenu permanent qui, elle-même, dépend de la nature des anticipations des ménages. Essentiellement développée dans le cadre d'anticipations rationnelles, cette théorie établit que toute information de la période courante n'apporte rien à l'explication de la consommation si cette information était déjà présente dans les anticipations des ménages. Alors, la meilleure prévision de la consommation future est la consommation actuelle (Hall, 1978). Autrement dit, la consommation suit une marche au hasard autour d'une tendance croissante. D'autres implications ont été examinées comme la causalité négative entre le taux d'épargne et les variations anticipées du revenu (Campbell, 1987). Jusqu'à aujourd'hui, la plupart des études économétriques tendent à rejeter l'hypothèse du revenu permanent avec anticipations rationnelles (Campbell et Mankiw, 1987 et MacDonald et Speight, 1989). En particulier, cette théorie n'explique ni la grande inertie de la consommation relativement au revenu (Campbell et Deaton, 1987), ni la sensibilité de la consommation au revenu courant (Flavin, 1981). C'est pourquoi, les développements théoriques récents s'efforcent de rapprocher ces modèles de la réalité au prix de complications souvent difficiles à intégrer dans des équations économétriques.

L'attention a été portée plus particulièrement sur la volatilité des variables explicatives, et notamment du revenu du travail (Caballero, 1989 dans la TRP, Hubbard, Skinner et Zeldes, 1994 dans la TCV). Par ailleurs,

la distinction entre un taux d'intérêt des emprunts et un taux de rendement des placements (qui lui est supérieur) peut conduire, dans la TCV, à ce qu'une partie des ménages subisse une contrainte de liquidité telle que leur consommation n'est fonction que de leur revenu courant, et non plus de la somme des revenus actualisés (Tobin, 1980 et Charpin, 1988).

Au total, ces théories enrichissent le cadre d'analyse théorique du comportement de consommation des ménages. Toutefois, d'un point de vue plus pratique, la forme finale des équations auxquelles elles mènent ne se distingue guère, aux définitions près du revenu et de sa dynamique, de la loi psychologique fondamentale de la *Théorie Générale de Keynes* où la consommation est expliquée par le revenu courant et une constante :

$$C = \alpha' + \beta' R_t$$

À la recherche d'un modèle économétrique

En pratique, l'inertie de la consommation justifiée par des habitudes de consommation peut être introduite directement en considérant la consommation retardée d'une période et le revenu courant comme facteurs explicatifs (Brown, 1952). Le modèle de départ est donc le suivant :

$$C_t = \alpha R_t + \beta C_{t-1} + \gamma$$

Il peut être réécrit sous la forme :

$$\frac{C_t}{R_t} = \alpha + \beta \frac{C_{t-1}}{R_t} + \frac{\gamma}{R_t}$$

L'analyse économétrique montre que la variable keynésienne de « consommation incompressible » n'est pas significative. Le taux d'épargne est donc indépendant du niveau du revenu. Avec les données des Comptes trimestriels de l'INSEE, ce modèle simple explique une part importante des variations de court terme du taux d'épargne sur la période 1970 : 1-1994 : 3. Cette équation ne permet toutefois pas de retracer les grands mouvements du taux d'épargne au cours des quinze dernières années, notamment la baisse de 1979 à 1987 et la hausse de 1987 à 1993.

Pour cela, il faut tenir compte des effets de l'inflation et du taux de croissance du pouvoir d'achat du revenu sur le comportement d'accumulation de richesse des ménages. *A priori*, l'impact de l'inflation est ambigu. A court terme, les ménages peuvent accroître leur consommation lorsque l'inflation accélère afin de se débarrasser des liquidités dont le pouvoir d'achat diminue rapidement — effet de fuite devant la monnaie — ; à plus long terme, les ménages peuvent désirer maintenir la valeur réelle de leurs actifs en épargnant d'avantage — effet d'encaisse

réelle. En France, sur la période étudiée, c'est ce second comportement qui prédomine.

Dans la théorie du revenu permanent, l'amélioration des anticipations des ménages sur leurs revenus futurs entraîne un ajustement à la hausse de la consommation courante, provoquant une baisse du taux d'épargne. L'impact positif du taux de croissance tendanciel du revenu des ménages sur le taux d'épargne, va donc à l'encontre des conclusions de cette théorie dans le cas où les anticipations des ménages sont adaptatives. Ce résultat valide plutôt la thèse d'un ajustement du patrimoine désiré par les ménages à un niveau égal à une certaine proportion du revenu. Toute accélération du revenu est alors accompagnée d'une hausse du taux d'épargne⁽³⁾ afin d'augmenter proportionnellement la richesse accumulée. Ceci est également cohérent avec la théorie du cycle de vie lorsque la croissance du revenu est liée à une hausse de la productivité.

Il apparaît d'autre part pertinent d'introduire l'investissement-logement des ménages : une hausse de 1 point du taux d'investissement en logement réduirait le taux de consommation de 0,36 point.

Enfin, le taux de croissance du taux de chômage permet aussi d'améliorer l'équation, surtout pour les années 1974 et 1975 où la rapide dégradation du marché du travail a amené les ménages à constituer une épargne de précaution.

Ajoutées à la dernière équation, ces quatre déterminants permettent de retracer correctement l'évolution du taux d'épargne de 1970 à 1990 (graphique 3, équation 1) :

$$(1) \quad \frac{C_t}{R_t} = 0,46 + 0,51 \frac{C_{t-1}}{R_t} - 2,10 TRRA_t - 1,63 TPPA_t - 0,18 TVIL_t - 0,03 \Delta \log TCHO_t$$

(6,1) (6,3) (3,5) (4,9) (2,3)

(2,2)

$$R^2 = 0,98 \quad SEE = 0,46\% \quad DW = 2,2 \quad 1970:2-1990:4$$

où $TRRA_t$ et $TPPA_t$ sont des lissages exponentiels (0,1/0,9) du taux de croissance du revenu réel des ménages et de l'inflation, $TVIL_t$ est le rapport entre l'investissement-logement et le revenu des ménages, et $TCHO_t$ le taux de chômage, mesuré par le rapport entre les demandes d'emploi en fin de mois (DEFM) du ministère du Travail et la population active.

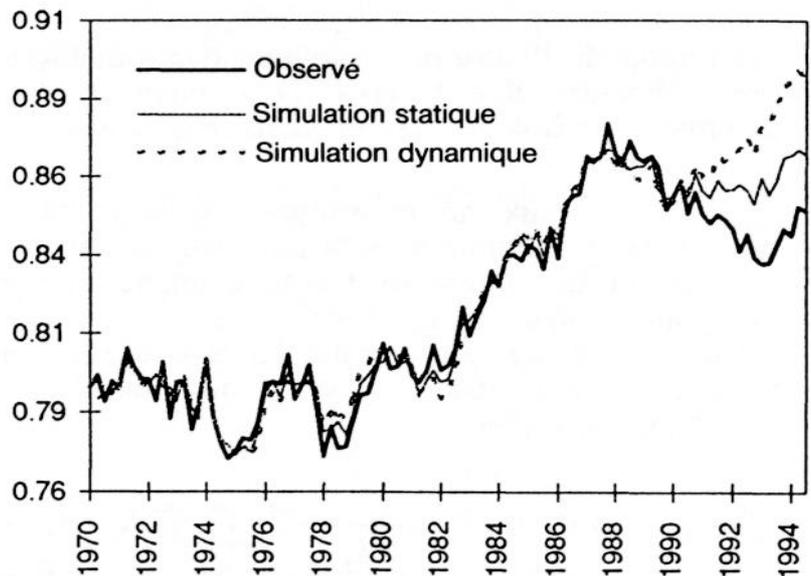
D'après cette équation, entre 1982 et 1987, le ralentissement de l'inflation contribue pour 5,4 points à la baisse du taux d'épargne. Ce

(3) En notant s le taux d'épargne des ménages, et k le ratio désiré P/R (patrimoine/revenu), il vient : $s = k * (g + II)$ où g est le taux de croissance du pouvoir d'achat du revenu des ménages et II le taux d'inflation.

mouvement de baisse est renforcé, jusqu'en 1984, par le ralentissement du pouvoir d'achat du revenu des ménages. De 1985 à 1990, le revenu augmente plus vite contribuant positivement au taux d'épargne, alors que l'inflation continue à avoir une influence négative. Enfin, le taux de croissance du taux de chômage a une influence à court terme sur le comportement d'épargne des ménages, notamment en 1974 et 1975.

La prise en compte des années 1991 à 1993 dégrade fortement les résultats de l'estimation. L'inflation et le rythme de croissance du revenu réel n'auraient plus que des effets très limités sur le taux d'épargne. C'est d'ailleurs bien les ralentissements conjoints de ces deux variables qui, d'après l'estimation jusqu'en 1990 (équation 1), auraient conduit à un taux d'épargne plus faible de l'ordre de 4 points en 1994 (graphique 3).

3. Taux de consommation :
équation 1



L'équation réestimée ne permettant pas d'expliquer les mouvements récents, on ne peut conclure à une simple instabilité des coefficients. Dans un premier temps, l'examen des spécifications de l'équation et des variables explicatives va permettre de mieux mesurer les effets déjà présents. Puis, à partir de l'équation ainsi obtenue, certaines autres explications seront passées en revue et testées économétriquement.

Un comportement plutôt cohérent avec le passé

Effet d'encaisse réelle approximé par le taux d'inflation

Le lissage du taux d'inflation ne permet pas de différencier un éventuel comportement de fuite devant la monnaie à court terme, puisque

seul l'effet dominant est mesuré. Pour cela, on peut réestimer l'équation de départ sans retenir de contrainte sur la distribution des retards. Mais, dès la première période, l'épargne augmente avec l'inflation, ce qui infirme l'existence d'un effet de fuite devant la monnaie sur la période 1970-1993.

Par ailleurs, l'inflation influence positivement le taux d'épargne par le biais de la dépréciation induite sur les actifs détenus par les ménages, imparfaitement indexés sur les prix. Plus précisément, on peut vouloir corriger le revenu disponible brut de la Comptabilité nationale de la taxe inflationniste définie précédemment. Selon la méthode de Minczeles et Scizic, 1987, il apparaît que le prélèvement inflationniste sur les liquidités et les titres obligataires nets des crédits est considéré par les ménages comme un élément négatif de leur revenu. Toutefois, ce résultat ne conduit qu'à une amélioration marginale de l'estimation du taux d'épargne des ménages. Pour plus de simplicité, nous considérons dans la suite que le lissage de l'inflation est une approximation satisfaisante de l'effet d'encaisse réel.

Une épargne de précaution motivée par l'évolution du chômage

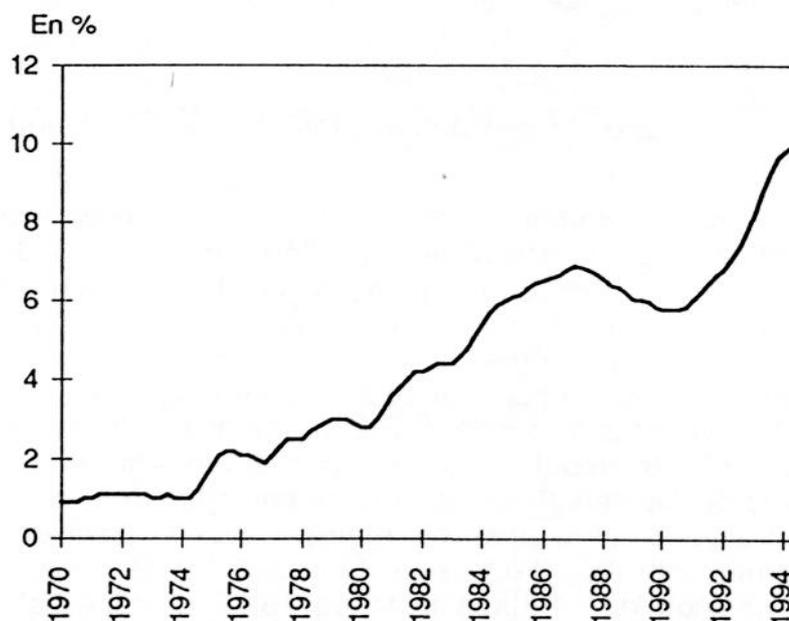
Dans l'équation de départ, le taux de croissance du taux de chômage influence positivement le taux d'épargne. En cas de forte dégradation du marché du travail, les ménages considèrent que la probabilité de perdre leur emploi et de subir une baisse de revenu s'accroît. Ils réagissent en constituant une épargne de précaution et en diminuant leur recours aux crédits à la consommation. Ce comportement a ponctuellement pu être observé dans le passé. Sur le graphique 2, il apparaît très clairement que fin 1974 et début 1975, le taux d'épargne a suivi une évolution procyclique où les variations de la consommation sont plus amples que celles du revenu. C'est bien à ce moment que la contribution du chômage est importante dans l'équation de départ. C'est également le point bas d'une récession qui, comme celle de 1993, a été aussi marquée que brutale. L'accélération du taux de chômage depuis 1990, après une période de stabilité et même de baisse entre 1987 et 1990, a vraisemblablement entraîné un comportement similaire à celui observé lors du premier choc pétrolier.

Il faut pour cela introduire la variation du taux de chômage et non plus son taux de croissance. Ce dernier a pour inconvénient de pondérer plus fortement les variations autour d'un faible niveau du taux de chômage, notamment pour bien rendre compte des années 1974 et 1975. A l'inverse, on peut penser que la variation du taux de chômage a un impact d'autant plus grand que le niveau du chômage est élevé. C'est ce que l'on trouve lorsque la variation du taux de chômage est lissée, pour tenir compte du délai de réaction des ménages (lissage exponentiel 0,25/0,75), et est multipliée par une fonction puissance du niveau du taux (avec un exposant égal à 0,7). Le meilleur résultat est par ailleurs obtenu en considérant le chômage au sens du Bureau International du Travail

(BIT) des hommes âgés de 25 à 49 ans, cette variable étant peu affectée par la politique de l'emploi. Elle explique alors une part importante du comportement procyclique des ménages lors de la phase de ralentissement de 1990 à 1993.

Cette meilleure prise en compte du chômage permet de réconcilier les estimations passées avec les évolutions récentes du taux d'épargne. En particulier, les coefficients de l'inertie de la consommation au revenu, du taux d'inflation et du taux de croissance tendanciel du revenu réel sont plus stables. De son côté, l'investissement-logement a un impact un peu plus important sur la consommation. Le comportement d'épargne de précaution ainsi modélisé permet d'améliorer très sensiblement l'équation de départ, sans véritable bouleversement. L'équation obtenue à ce stade, et qui servira de référence à l'analyse des autres hypothèses relatives au comportement des ménages est la suivante (graphique 4, équation 2) :

4. Taux de chômage des hommes adultes au sens du BIT

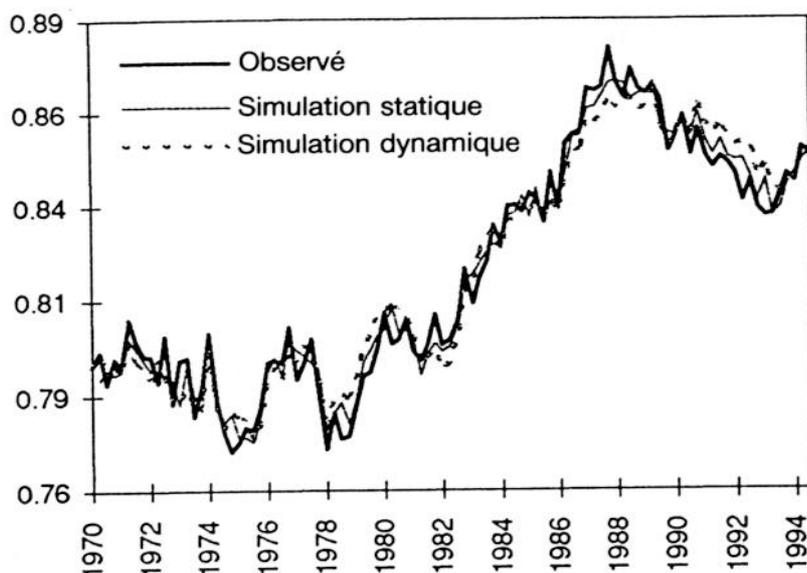


$$(2) \quad \frac{C_t}{R_t} = 0,43 + 0,56 \frac{C_{t-1}}{R_t} - 1,76 TRRA_t - 1,03 TPPA_t - 0,33 TVIL_t - 0,012 CHOM_t$$

(5.1) (6.3) (2.9) (3.7) (3.6) (4.8)

$$R^2 = 0,97 \quad SEE = 0,49\% \quad DW = 2,0 \quad 1970:2-1994:3$$

où $CHOM_t$ est égal à la variation lissée du taux de chômage des hommes adultes au sens du BIT multipliée par le taux de chômage à la puissance 0,7.



5. Taux de consommation :
équation 2

La dynamique de court terme n'est pratiquement pas modifiée par rapport à la spécification initiale. En effet, les valeurs des deux premiers coefficients de l'équation ne sont pas significativement différentes de celles de l'équation 1. Pourtant, cette équation ne donne pas tout à fait satisfaction, car elle surestime le taux d'épargne à la fin des années quatre-vingt, et elle le sous-estime de 1991 à 1993.

Un comportement véritablement nouveau ?

Un revenu des ménages revisité

Comme nous l'avons vu en s'intéressant au prélèvement inflationniste, il peut être pertinent d'intégrer au revenu disponible brut (RDB) de la Comptabilité nationale des éléments qui sont en fait pris en compte par les ménages lorsqu'ils effectuent leur choix entre consommation et épargne. On peut, par exemple, vouloir ajouter les plus-values sur les actifs financiers ou immobiliers détenus par des ménages. Cette démarche s'inscrit plus largement dans la recherche d'un « revenu économique » mieux approprié à l'analyse de l'arbitrage des ménages à chaque période. La définition peut être plus ou moins large selon des critères de disponibilité (liquidité) ou de volatilité (revenus exceptionnels imparfaitement anticipés) des éléments du revenu qui peuvent être envisagés. Le problème se pose surtout pour les revenus financiers que la Comptabilité nationale prend partiellement en compte dans le calcul du RDB, et dont l'importance a été grandissante depuis le milieu des années quatre-vingt. En ce qui concerne les plus-values, celles relatives aux OPCVM sont intégrées dans le RDB alors que celles relatives aux actions ne le sont pas. Par ailleurs, certains intérêts spécifiques (assurance-vie, PEP,

PEL...), peu disponibles pendant la durée du contrat, sont totalement imputés au RDB. On peut dès lors envisager deux corrections du revenu des ménages. La première consisterait à retrancher les intérêts non réellement disponibles des placements dont la sortie prématurée est pénalisée. Malheureusement, ceux-ci ne peuvent être comptablement identifiés. Une seconde correction, consiste à prendre en compte l'ensemble des plus-values, et ainsi à intégrer les variations du patrimoine dans le revenu des ménages.

Dans le premier cas, la Comptabilité nationale ne permet pas de distinguer les intérêts effectivement mis à la disposition des ménages dans l'unité de temps considérée (par exemple, les intérêts sur les PEL sont comptabilisés avec les intérêts des dépôts à terme). Plusieurs regroupements ont toutefois été envisagés, et seule la correction de l'ensemble des intérêts relatifs aux contrats d'assurance-vie permet d'améliorer significativement les résultats. Avec le développement spectaculaire de l'assurance-vie, ceux-ci ont vu leur part dans le RDB total croître de moins de 0,5 % avant 1979, à plus de 2,0 % en 1994. Le taux d'épargne corrigé de ces intérêts s'éloigne régulièrement du taux d'épargne originel, l'écart atteignant 2 points en 1994. Ce résultat n'est toutefois pas satisfaisant car une partie des intérêts des contrats d'assurance-vie sont effectivement disponibles. Par ailleurs, la distinction de ces seuls intérêts n'a guère de justification.

Dans le second cas, la prise en compte des plus-values n'est également pas facilitée par les données. En particulier, l'impact des actifs immobiliers n'a pu être mesuré faute de statistiques suffisamment agrégées portant sur le volume et le prix du marché immobilier français. Une hausse du prix du logement est favorable aux propriétaires, mais elle est défavorable à ceux qui envisagent d'acheter, de sorte que l'effet global est ambigu. De plus, on peut douter qu'un ménage propriétaire de son habitation principale modifie son comportement d'épargne en cas de variation du prix de son logement. Du côté des actifs financiers, des séries de flux et de stocks ont été rétopolées sur la période 1970-1992, à partir du Tableau d'équilibre des relations financières (TERF) et du Tableau des opérations financières (TOF). Malheureusement, les plus-values obligataires et boursières n'apparaissent pas jouer significativement.

Les effets d'une modification de la structure du revenu des ménages

Dans ce cadre, on peut vouloir distinguer les éléments du revenu des ménages en considérant qu'ils ont des propensions différentes à être consommés. Une augmentation du revenu n'aurait pas le même effet sur la consommation selon la composante qui en est responsable. On s'attend, par exemple, à ce qu'une hausse des prestations vieillesse se répercute plus vite et plus intégralement sur la consommation, qu'une augmentation des revenus financiers. Cette différenciation repose sur deux critères. Premièrement, la nature de chaque type de revenu et le caractère considéré comme durable de ses évolutions, font que l'impact

sur la consommation courante et sur le niveau d'épargne est plus ou moins important. Deuxièmement, les différentes composantes du revenu peuvent être associées à des catégories de ménages se distinguant par le niveau de leur revenu et leur situation patrimoniale. L'idée que plus les ménages sont aisés, plus leur taux d'épargne est élevé, conduit alors à des propensions à consommer propres à chaque type de revenu (par exemple, les prestations sociales pour les bas revenus, et les plus-values pour les ménages les plus aisés). Pour ces deux raisons, une modification de la structure du revenu des ménages peut influencer la propension moyenne à consommer.

Or, la structure du revenu des ménages a subi de grandes modifications au cours des vingt dernières années. Les traits les plus marquants sont, la baisse tendancielle de la part des revenus salariaux nets de cotisations sociales depuis le début des années quatre-vingt, la hausse de la part des prestations sociales (surtout jusqu'à la fin des années quatre-vingt), et l'augmentation de la part des revenus financiers et des impôts directs (avec l'instauration de la CSG) au début des années quatre-vingt-dix.

Deux types de revenus tels que : $R_t = R1_t + R2_t$, peuvent être distingués en estimant l'équation suivante :

$$\frac{C_t}{R_t} = \alpha_1 + \delta \frac{R2_t}{R_t} + \beta \frac{C_{t-1}}{R_t} + \gamma TRRA_t + \eta TPPA_t + \nu TVII_t + \zeta CHOM_t$$

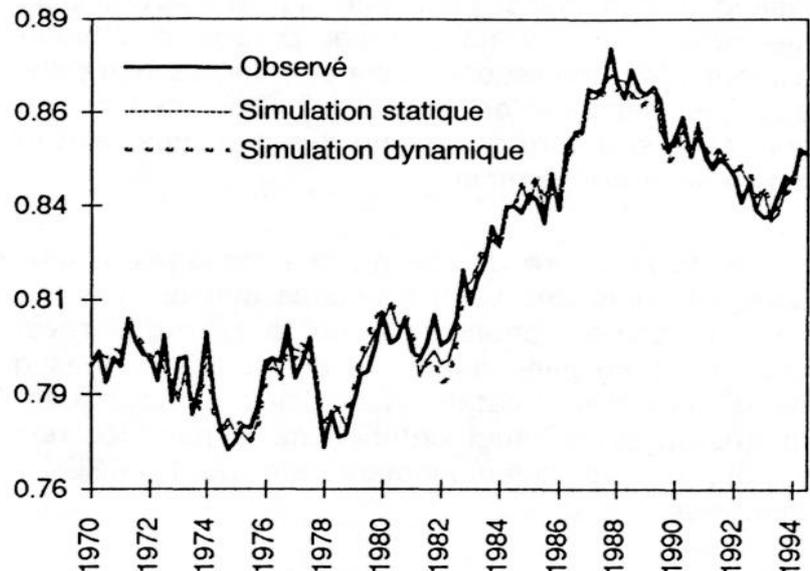
Si δ est significativement différent de zéro, alors la propension à consommer le revenu $R1_t$ est α_1 et la propension à consommer le revenu est $R2_t$ égale à $\alpha_1 + \delta$. Ceci conduit alors à considérer le « revenu économique » $RE_t = R1_t + \left(\frac{1 + \delta}{\alpha_1}\right) R2_t$ et son taux de croissance lissé (au lieu de $TRRA_t$) et à réestimer l'équation de départ.

Les prestations sociales, les salaires nets et les impôts directs ne sont pas pris en compte par les ménages de façon différenciée.

En ce qui concerne les revenus financiers, les dividendes ne peuvent être séparés des intérêts reçus par les ménages, dans la mesure où les intérêts distribués par les SICAV et les FCP sont comptabilisés avec les dividendes. Ces ressources financières présentent une propension à être consommées inférieure à celle des autres revenus. L'effet du taux de croissance tendanciel du revenu est plus important lorsqu'on exclut les revenus financiers. Cette distinction permet notamment de mieux expliquer l'évolution du taux d'épargne de 1988 à 1993. Ainsi, une augmentation de 100 des revenus financiers entraîne une hausse de la consommation de 29 à court terme et de 54 à long terme, alors que si les autres

revenus augmentent de 100, la consommation s'accroît de 56 à court terme et de 104 à long terme. L'équation obtenue est alors la suivante (équation 3) :

6. Taux de consommation :
équation 3



$$(3) \quad \frac{C_t}{R_t} = 0,56 - 0,29 \frac{RFIN_t}{R_t} + 0,46 \frac{C_{t-1}}{R_t} - 3,18 TRRAFIN_t - 1,63 TPPA_t - 0,42 TVIL_t - 0,013 CHOM_t$$

(6.5)
(4.5)
(5.2)
(4.7)

(5.4)
(4.8)
(5.8)

$$R^2 = 0,98 \quad SEF = 0,46\% \quad DW = 2,1 \quad 1970:2-1994:3$$

où $TRRAFIN_t$ est le taux de croissance du « revenu économique » défini par le RDB auquel on retranche 0,6 fois les revenus financiers bruts.

Les taux d'intérêt enfin récompensés ?

En tant que variable d'actualisation des revenus futurs, le taux d'intérêt joue un rôle théorique important dans le partage entre consommation courante et consommation future. Toutefois, son impact sur le taux d'épargne est *a priori* ambigu. En effet, des taux d'intérêt réels élevés accroissent les revenus financiers futurs, diminuant d'autant l'effort d'épargne nécessaire pour assurer l'évolution de la consommation (effet de revenu). Inversement, ils réduisent la consommation courante en renchérissant le coût du crédit, et rendent les placements financiers et, donc la consommation future, plus attrayants (effet de substitution). Jusqu'ici, cette ambiguïté théorique n'a pu être levée par l'économétrie. Après avoir été voisins de zéro dans les années soixante-dix, les taux d'intérêt réels

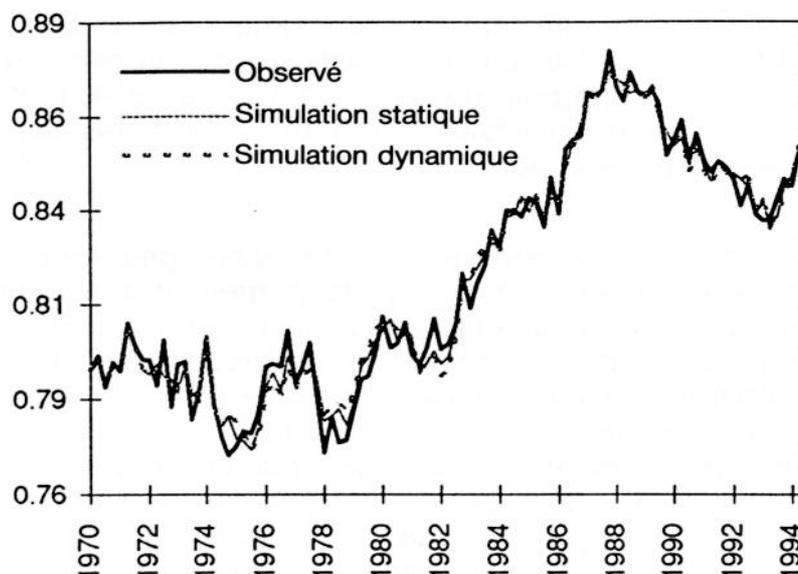
à court terme ont rapidement augmenté en 1982-1983 puis ont progressé plus lentement avant d'atteindre un niveau exceptionnel de la mi-92 à la mi-93. Sur une période allant de 1970 à 1994, la corrélation avec le taux d'épargne est très faible, de sorte qu'en l'état, les taux d'intérêt réels ne sont d'aucun apport.

Pourtant, la baisse du taux d'épargne correspond à la phase de déréglementation et de développement des marchés financiers français. Celle-ci a eu pour effet de desserrer la contrainte de liquidité qui pesait auparavant sur les ménages, contribuant à la fois à diminuer le niveau d'épargne des ménages et à augmenter la sensibilité de l'épargne au taux d'intérêt. Dans le cadre d'un modèle de cycle de vie, les jeunes désirent s'endetter pour lisser leur consommation, avant d'épargner au cours de leur période d'activité. La contrainte de liquidité pesant sur eux les oblige à épargner d'avantage qu'ils ne le désirent, et conduit donc à un niveau global d'épargne supérieur à ce qu'il serait sans contrainte (voir Bayoumi, 1994). Ainsi, la libéralisation des marchés financiers, en accroissant la concurrence dans le secteur de la distribution de crédit, pourrait être une cause de la baisse du taux d'épargne au cours des années quatre-vingt. Par ailleurs, la sensibilité de l'épargne au taux d'intérêt aurait été accrue.

Cette hypothèse nécessite, pour être testée, la construction d'une variable représentant cette phase de déréglementation. A l'instar de Levy et Ostry, 1994, on peut considérer que les encours des crédits de trésorerie en part du PIB sont un bon indicateur de cette évolution. La variable ainsi obtenue fluctue assez peu jusqu'à la fin des années soixante-dix, puis croît tout au long des années quatre-vingt avant de se stabiliser aux alentours de 1990. Elle est ensuite normalisée, valant 0 en début d'estimation et 1 à partir de 1991, dans la mesure où depuis cette date on peut considérer qu'il n'y a plus eu de changement institutionnel majeur dans le secteur de la distribution de crédit.

L'introduction simultanée, du taux d'intérêt réel à court terme, de la libéralisation des marchés financiers et du produit de ces deux variables améliore très nettement l'équation de départ. L'investissement-logement n'apparaît plus significatif et doit être écarté. Le meilleur résultat est obtenu en considérant la moyenne mobile du taux réel du marché monétaire sur six trimestres, décalée d'une période. D'après cette équation, la déréglementation financière est à l'origine de 3,5 points de baisse du taux d'épargne des ménages entre le début et la fin des années quatre-vingt. Par ailleurs, cette équation conduit à une semi-élasticité de l'épargne au taux d'intérêt, non seulement variable au fil des ans, mais qui, en outre, change de signe. Une hausse de 1 point du taux d'intérêt réel réduirait le taux d'épargne de 0,1 point en moyenne dans les années soixante-dix (effet de revenu dominant) et n'aurait aucun impact en 1986-1987, alors qu'elle entraînerait une hausse de 0,4 point du taux d'épargne à partir de 1991 (effet de substitution dominant). Enfin, par rapport à l'équation de départ, l'influence du chômage représentant un comportement de précaution est deux fois moins importante, mais reste significative (équation 4) :

7. Taux de consommation :
équation 4



$$\begin{aligned}
 (4) \quad \frac{C_t}{R_t} = & 0,57 + 0,36 \frac{C_{t-1}}{R_t} - 2,92 \text{TRRA}_t - 1,56 \text{TPPA}_t - 0,007 \text{CHOM}_t \\
 & \quad (6,7) \quad (3,9) \quad (4,7) \quad (4,7) \quad (2,4) \\
 & - 0,006 \text{DEREG}_t \text{TXCTR}_{t-1} + 0,002 \text{TXCTR}_{t-1} \\
 & \quad (4,4) \quad (4,5) \\
 & + 0,035 \text{DEREG}_t \\
 & \quad (3,1)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,98 \quad \text{SEE} = 0,45\% \quad \text{DW} = 2,0 \quad 1970:2-1994:3$$

La fragilité de cette équation réside dans l'introduction d'une variable *ad hoc* de libéralisation des marchés financiers, expliquant une partie significative de la baisse du taux d'épargne dans les années quatre-vingt.

En outre, le patrimoine financier net des ménages est égal à environ 60 % de leur revenu disponible brut, et donc une hausse de 1 point des taux d'intérêt augmente le revenu des ménages 0,6 point. Ainsi, l'effet de substitution de l'équation 4 qui entraîne une baisse de la consommation de 0,4, toutes choses égales par ailleurs, ne fait que compenser l'effet de revenu.

D'autres explications ont été examinées comme la présence du niveau du patrimoine financier des ménages dans la fonction de consommation conformément à l'hypothèse du cycle de vie, mais cette variable est trop inerte pour être retenue. La prise en compte des crédits de trésorerie n'apporte rien non plus.

Conclusion

Cette étude propose deux modélisations alternatives du comportement de consommation des ménages. La première est l'équation 3 qui distingue les revenus financiers des autres revenus des ménages et prend mieux en compte l'effet du chômage. Elle conduit à une spécification traditionnelle où les effets de l'inflation, du taux de croissance tendanciel du revenu et de l'investissement-logement sont stables.

La seconde est plus ambitieuse (équation 4), mais aussi plus fragile. Elle prend en compte l'impact de la libéralisation des marchés financiers sur l'arbitrage entre consommation et épargne, et sur la sensibilité des ménages aux taux d'intérêt.

Quoi qu'il en soit, ces deux équations devront être confrontées aux révisions des données provisoires. Ceci permettra d'établir si l'introduction des taux d'intérêt, telle qu'elle a été présentée ici, ne constitue pas un simple artefact.

Références bibliographiques

- ALLARD P., 1992 : « La modélisation de la consommation des ménages en France », *Revue d'Économie Politique*, n° 102, pp. 728-768.
- ANDO A. et F. MODIGLIANI, 1963 : « The "Life Cycle" Hypothesis of Saving », *American Economic Review*.
- BARRO R., 1974 : « Are Government Bonds Net Wealth ? », *Journal of Political Economy*, novembre.
- BAYOUMI M., 1993 : « Financial Deregulation and Household Saving », *Economic Journal*, vol. 103, pp. 1432-1443.
- BLOCH L. et F. MAUREL, 1991 : « Consommation-revenu permanent : un regard d'économètre », *Économie et Prévision*, n° 99, pp. 113-144.
- BROWN T., 1952 : « Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior », *Econometrica*, vol. 20.
- CABALLERO R., 1990 : « Consumption Puzzles and Precautionary Saving », *Journal of Monetary Economics*, n° 25.
- CAMPBELL J., 1987 : « Does Saving Anticipate Declining Labor Income ? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis », *Econometrica*, vol. 55, pp. 1249-1273.
- CAMPBELL J. et A. DEATON, 1989 : « Why is Consumption so Smooth ? », *Review of Economic Studies*, vol. 56, pp. 357-374.
- CAMPBELL J. et G. MANKIW, 1989 : « Consumption, Income and Interest Rates : Reinterpreting the Time Series Evidence », *NBER Macroeconomics Annual*.
- CHARPIN F., 1988 : « Le modèle du cycle de vie : une approche numérique », *Revue de l'OFCE*, n° 25, pp. 173-198.

- FLAVIN M., 1981 : « The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income », *Journal of Political Economics*, vol. 89, n° 5.
- FRIEDMAN M., 1957 : « The Theory of the Consumption Function », *Princeton University Press*.
- HALL R., 1978 : « Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis », *Journal of Political Economy*, vol. 86, pp. 971-988.
- HALL R., 1988 : « Intertemporal Substitution in Consumption », *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 339-357.
- HUBBARD R., J. SKINNER et S. ZELDES, 1994 : « The Importance of Precautionary Motives in Explaining Individual and Aggregate Saving », *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, n° 40.
- MINCZELES A. et P. SICSIC, 1987 : « Incidences de la désinflation et des plus-values sur les variations de richesse et la consommation des ménages », *Cahiers Économiques et Monétaires*.
- OSTRY J. et J. LEVY, 1994 : « Household Saving in France », *Mimeo FMI*.
- SARGENT T., 1977 : « Observations on Improper Methods of Simulating and Teaching Friedman's Time Series Consumption Model », *International Economic Review*.
- STERDYNYAK H., 1987 : « Le choix des ménages entre consommation et épargne en France de 1966 à 1986 », *Revue de l'OFCE*, n° 21, pp. 191-210.
- TOBIN J., 1980 : *Asset Accumulation and Economic Activity*, Basil Blackwell.
- YAARI M., 1976 : « A Law of Large Numbers in the Theory of Consumer's Choice Under Uncertainty », *Journal of Economic Theory*, vol. 12, pp. 202-217.