

Du nouveau sur le taux d'épargne des ménages français ?

De 1994 à 2003, le taux d'épargne en France s'est stabilisé, aux environs de 16 %, alors qu'il a enregistré une baisse dans la plupart des pays de l'OCDE au cours de la dernière décennie. Les comparaisons internationales le situent néanmoins dans la moyenne de la zone euro, mais bien au-dessus de celui des États-Unis ou du Royaume-Uni. Le taux d'épargne en France s'est toutefois réduit en 2003 (revenant à 15,8 %, contre 16,7 % en 2002), puis en 2004, pour s'établir à 15,2 % à la fin du deuxième trimestre.

En général, le taux d'épargne français est déterminé dans les modèles macroéconométriques par une modélisation de la consommation, elle-même expliquée par le revenu disponible, l'inflation, les crédits de trésorerie ou encore les taux d'intérêt réels¹. Cependant, de 2000 à 2003, ces déterminants plaideraient pour un niveau du taux d'épargne plus bas que celui observé sur cette période. L'analyse qui suit vise à comparer ce diagnostic à celui délivré par une autre spécification du comportement de consommation, fondée sur des arguments théoriques courants dans la littérature, même si ceux-ci sont parfois difficiles à concilier avec les observations.

Après une définition du taux d'épargne et une description de ses grandes évolutions, la spécification de l'équation de consommation du modèle Mascotte de la Banque de France est présentée². Celle-ci amène au diagnostic d'un niveau d'épargne supérieur d'environ 1,5 point à celui qu'expliqueraient ses déterminants traditionnels sur la période 2000-2003. Plusieurs auteurs invoquent la baisse des prix des actifs financiers en 2000-2002 pour expliquer cette situation. Cette hypothèse est testée par l'estimation d'une relation supposant a priori l'existence d'effets de richesse et faisant intervenir, conditionnellement à cette hypothèse, des variables autres que celles couramment mobilisées dans les modèles macroéconométriques, à savoir des variables démographiques ou caractérisant les finances publiques.

La modélisation finalement retenue explique les évolutions du taux d'épargne par celles de la richesse, du ratio de dépendance, c'est-à-dire la part des ménages âgés et des jeunes de moins de 25 ans dans la population totale, des crédits de trésorerie, du revenu, de l'inflation, des taux réels et des déficits publics.

¹ *Économie et Prévision* (1998)

² Baghli, Brunhes-Lesage, De Bandt, Fraise et Villetelle (2003 et 2004)

Le calcul des contributions des variables explicatives permet de réétudier les variations du taux d'épargne depuis le début des années quatre-vingt et offre une analyse complémentaire à celle offerte par l'équation de Mascotte. L'aggravation des déficits publics observée de 2001 à 2003 a pu contribuer à relever transitoirement le taux d'épargne ; cet effet n'aurait été que partiellement compensé par un effet de richesse, lié à la hausse des prix immobiliers sur la période la plus récente.

Cette analyse est contingente aux conventions comptables retenues et donc sujette à d'inévitables incertitudes. Elle pourrait être rétrospectivement modifiée à l'occasion d'un changement de base, en perspective pour 2005.

Henri FRAISSE

*Direction générale des Études et des Relations internationales
Service d'Études macroéconomiques et de Prévision*

1. Mesure et évolution du taux d'épargne

L'épargne des ménages se définit comme la fraction non consommée de leur revenu. Plusieurs concepts sont utilisés en comptabilité nationale pour mesurer le revenu des ménages : le revenu disponible (qui est le concept courant), le revenu disponible ajusté des transferts sociaux en nature (remboursements de médicaments, allocations logement, dépenses non marchandes individualisables concernant notamment la santé et l'éducation) ou encore le revenu disponible ajusté, net des versements des ménages aux fonds de pension.

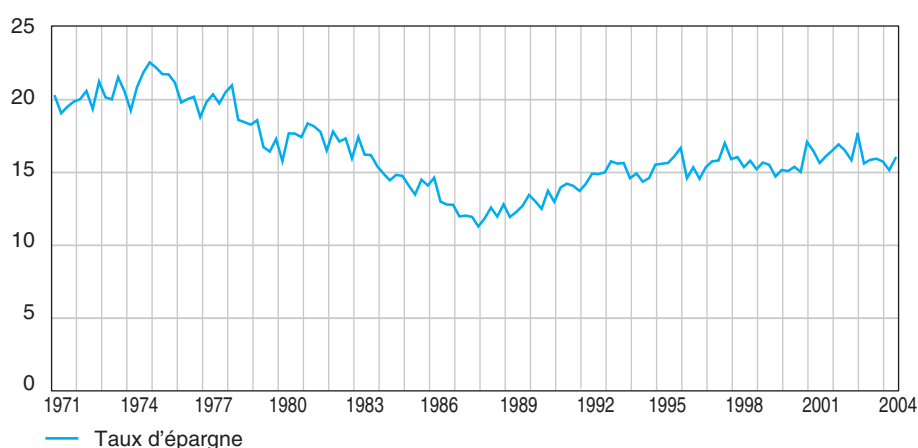
En ce qui concerne la mesure de la consommation, les comptes nationaux peuvent dans leur calcul du taux d'épargne inclure l'obsolescence du capital fixe³ détenu par les ménages, c'est-à-dire la « consommation de capital fixe ». Le taux d'épargne, calculé à partir de cette mesure de la consommation, est alors qualifié de « net » de la consommation de capital.

Dans le cas de la France, le taux d'épargne publié jusqu'à présent par l'INSEE est un taux d'épargne brut calculé à partir d'un revenu disponible brut (RDB). Cette définition est celle utilisée dans l'étude, à savoir :

$$\text{Taux d'épargne des ménages} = \frac{(\text{RDB} - \text{Dépenses de consommation des ménages})}{\text{RDB}}$$

Graphique 1
Taux d'épargne brut des ménages en France

(en %)



Source : INSEE, comptes trimestriels

³ Le capital fixe détenu par les ménages est constitué à 91 % de logements en 2000.

Sur la période 1970-2002, quatre grandes sous-périodes se distinguent dans l'évolution du taux d'épargne (voir graphique 1) :

- une stabilité à un niveau élevé de l'ordre de 20 % jusqu'en 1978 ;
- une baisse importante jusqu'en 1987, de l'ordre de 9 points ;
- une remontée d'environ 4 points jusqu'en 1994 ;
- une certaine stabilité de 1994 à 2000 (à 15,5 % en moyenne) avec un niveau supérieur d'un peu moins de 1 point en moyenne sur la période récente (2000-2003). Les derniers comptes nationaux annuels, publiés fin avril 2004, établissent le taux d'épargne brut de ménages à 16,7 % pour 2003.

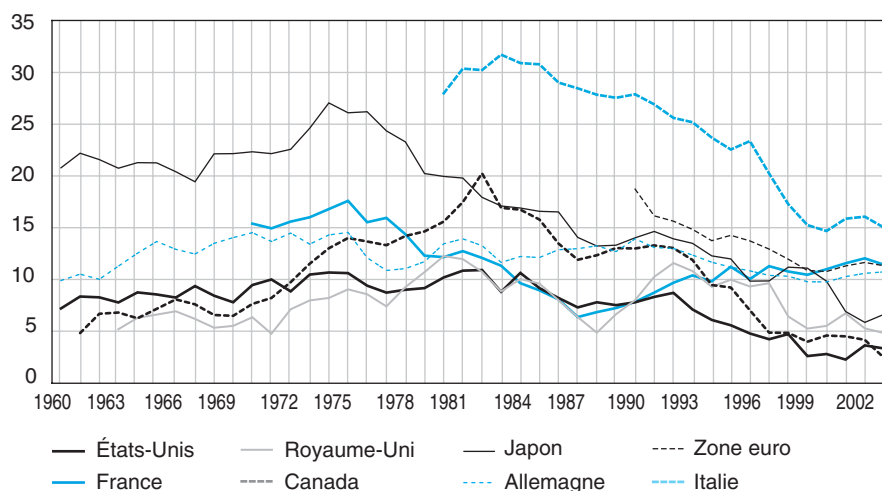
Les comparaisons internationales de taux d'épargne sont difficiles. Ainsi, jusqu'à la fin de l'année 2002, faute de données disponibles en fréquence trimestrielle sur la consommation de capital fixe des ménages, l'OCDE publiait, pour la France, un taux d'épargne brut et, pour d'autres pays de la zone euro, un taux d'épargne net, c'est-à-dire ajusté de la consommation de capital fixe.

$$\text{Taux d'épargne net} = \frac{(\text{RDB} - \text{Consommation des ménages} - \text{Consommation de capital fixe})}{(\text{RDB} - \text{Consommation de capital fixe})}$$

En évolution, la consommation de capital fixe étant assez inerte, on retrouve pour le taux d'épargne net les quatre sous-périodes caractérisant l'évolution du taux d'épargne brut. En niveau, la France présente un taux d'épargne net des ménages très comparable à celui des autres pays d'Europe continentale ou du Japon, mais plus élevé que ceux enregistrés en Europe du Nord ou en Amérique du Nord. Néanmoins, le caractère relativement stable du taux d'épargne des ménages en France depuis 1994 se distingue de celui de la plupart des autres pays, où il a diminué sensiblement, notamment là où l'épargne est la plus forte (Italie, par exemple). Toutefois, en fin de période (2002-2003), plusieurs de ces taux se stabilisent, voire se redressent (Amérique du Nord, Japon, Allemagne).

Graphique 2
Comparaison internationale des taux d'épargne nets

(en %)



Source : OCDE, *Perspectives économiques*

2. Les déterminants du taux d'épargne

Les analyses théoriques du comportement d'épargne des ménages distinguent plusieurs types de variables explicatives ⁴ :

- des variables démographiques telles que l'espérance de vie ou le ratio de dépendance ;
- des variables financières : taux de rendement, crédits, richesse ;
- des variables réelles et nominales : inflation (pour l'effet d'encaisses réelles) ou encore taux de chômage et, bien sûr, revenu.

2.1. Variables démographiques

Dans la théorie du cycle de vie, la distribution des ménages par classes d'âge influence fortement le niveau agrégé de l'épargne puisque la propension à épargner varie de manière significative avec l'âge. Ainsi, le taux d'épargne diminue avec la proportion de retraités et celle de jeunes parents. L'enquête « *Budget des familles* » réalisée par l'INSEE en 1995 ⁵ semble apporter une confirmation de cette lecture.

⁴ Voir Bérubé et Côté (2000) pour une analyse similaire passant en revue les déterminants possibles du taux d'épargne au Canada

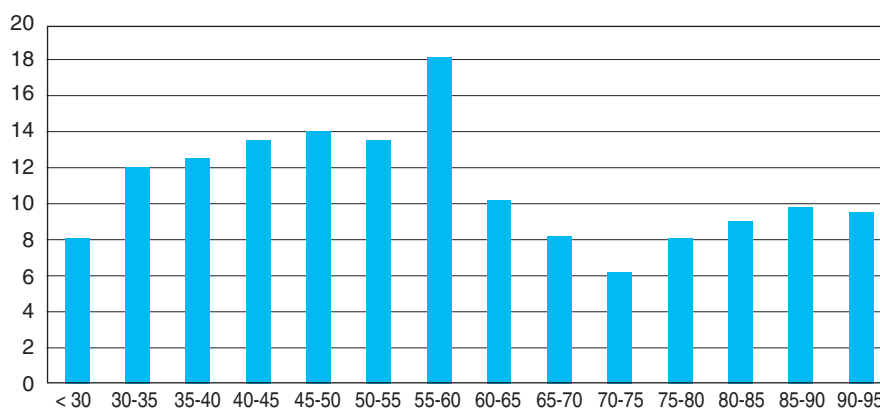
⁵ INSEE (1996)

En effet, le taux d'épargne présente un pic juste avant l'âge de la cessation d'activité (cf. graphique 3). Cependant, la diminution du taux d'épargne après celle-ci est limitée. Des modèles prenant en compte l'incertitude sur l'espérance de vie et les dépenses de santé, les revenus pendant la retraite ainsi que l'« altruisme intergénérationnel » ont cherché à amender le modèle de base de cycle de vie pour rendre compte de cette constatation empirique.

La modélisation présentée dans cet article utilise le ratio de dépendance, c'est-à-dire le ratio de la population des 0-19 ans et des plus de 64 ans à la population des 20-64 ans. En cohérence avec la théorie du cycle de vie, les deux extrémités de la pyramide des âges sont donc considérées⁶. Comme indicateur de « cycle de vie », ce ratio a connu une évolution contrastée sur les trente dernières années. Après être resté au-dessus de 80 % durant les années soixante-dix (cf. graphique 4), il a fortement chuté au début des années quatre-vingt, sous l'effet de la forte baisse de la part des plus de 64 ans due à l'entrée dans cette tranche d'âge des générations creuses de la première guerre mondiale. Le ratio de dépendance s'est stabilisé depuis le début des années quatre-vingt-dix. Il devrait, en revanche, connaître une très forte augmentation à partir de 2012 sous l'effet du vieillissement de la population.

Graphique 3
Taux d'épargne par classes d'âge

(en % du revenu)



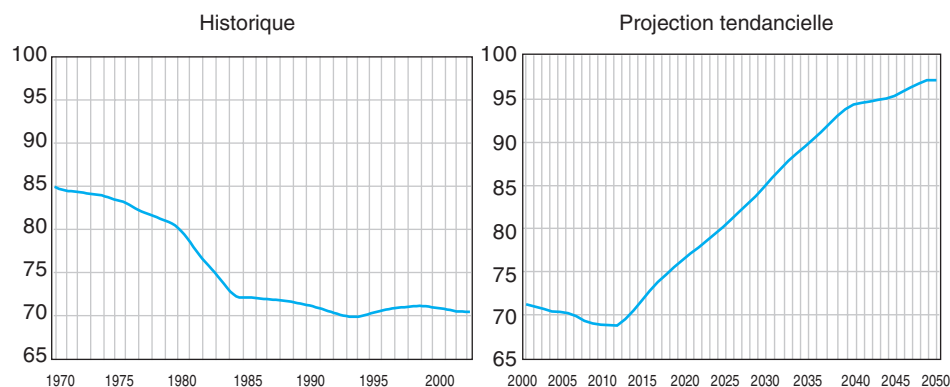
Source : INSEE (1995), enquête *Budget des familles*

⁶ Beffy et Monfort (2003) utilisent comme indicateur de cycle de vie la proportion d'individus âgés entre 40 ans et l'espérance de vie à 40 ans moins 10 ans.

Graphique 4

Ratio de dépendance de la population âgée de 0 à 19 ans et de plus de 65 ans à celle des 20-64 ans

(en %)

Source : INSEE, *Projections tendancielle de la population française*

2.2. Variables financières

Dans la phase de spécification de l'équation étudiée ici, l'influence de trois variables financières a été testée : le taux d'intérêt réel, les crédits de trésorerie et la richesse.

La première variable rend compte d'effets à court terme ambigus : une hausse des taux d'intérêt augmente, dans le cas de ménages prêteurs, les revenus financiers et donc la consommation courante (effet de revenu) ; elle incite également à réduire la consommation courante pour bénéficier d'un surplus de consommation future (effet de substitution) ; elle réduit enfin la valeur actualisée des revenus, poussant les ménages à épargner dans la période courante pour maintenir leur richesse inchangée. Le taux d'intérêt des obligations d'État à dix ans déflaté par l'inflation courante, mesurée par le déflateur de la consommation des ménages des comptes trimestriels, a été utilisé ici comme taux d'intérêt réel.

Les crédits de trésorerie permettent aux ménages de desserrer, temporairement, les contraintes de liquidité auxquelles ils peuvent être soumis. Un accès plus ou moins facile au crédit influence alors la consommation et modifie le montant d'épargne de précaution constitué pour pallier l'incapacité à emprunter. Une question de causalité se pose néanmoins : dans le cas d'un marché du crédit parfait, le montant des crédits distribués est la résultante de la confrontation de comportements de demande et d'offre. Il peut alors tout aussi bien refléter une modification des contraintes de liquidité pesant sur les ménages (si les ménages ont, par exemple, une plus forte solvabilité et peuvent donc emprunter davantage) qu'une modification du comportement des banques dans leur activité de distribution du crédit. L'indicateur utilisé est le ratio de la variation de l'encours des crédits de trésorerie au revenu disponible. Sous l'impact de la libéralisation du marché de crédit, ce

ratio a fortement augmenté à partir du milieu des années quatre-vingt. En effet, avec la modification des contraintes réglementaires pesant sur la distribution du crédit, les banques se sont alors fait une forte concurrence, de sorte que, au moins sur cette période, la causalité a bien été des crédits sur la consommation et non l'inverse.

Une appréciation de la valeur du patrimoine des ménages peut conduire les ménages à modifier leur comportement d'épargne. La formation à la fin des années quatre-vingt-dix et l'éclatement au début des années deux-mille de la bulle boursière ont conduit à une réévaluation empirique récente des effets richesse, jusque-là considérés comme peu significatifs (Bonnet et Dubois, 1995). Ainsi, Beffy et Monfort (2003), Ludwig et Slok (2002) ou encore Boone *et alii* (2001) concluent à un effet richesse significatif en France. Case *et alii* (2001), sur des données déjà anciennes⁷, soulignent l'intérêt à distinguer dans l'analyse de court terme le patrimoine boursier du patrimoine immobilier, les caractéristiques différentes de liquidité et de transparence des marchés immobiliers et financiers pouvant conduire à des effets différenciés. Case, Quigley et Shiller (2001) trouvent un effet dominant de la richesse immobilière, du fait de son importance dans la richesse des ménages (près de 30 % du total de leur actif en France), même si ceci peut paraître contre-intuitif, les marchés financiers étant plus transparents et liquides que le marché de l'immobilier. Dans le cas de la France, Flandrin-Le-Maire (2004)⁸ conclut, au contraire, comme Ludwig et Slok (2002) et Juster *et alii* (2004)⁹, à un effet plus important de la richesse financière sur la consommation.

Pour tester la présence d'effet « richesse » sur le taux d'épargne des ménages, la série de richesse totale élaborée par Beffy et Monfort (2003) a été utilisée. Celle-ci a été construite par trimestrialisation des données annuelles des comptes de patrimoine élaborés conjointement par l'INSEE et la Banque de France¹⁰ en utilisant l'information fournie par des données *infra* annuelles, telles que les flux d'investissement des ménages ou la variation des indices boursiers ou des prix d'OPCVM.

La constitution d'une série de richesse sur longue période se heurte à de nombreux problèmes méthodologiques tels que la valorisation des actions non cotées¹¹. De nombreux travaux ont été conduits depuis plus de dix ans afin de les traiter. Plusieurs améliorations notables ont été introduites à l'occasion du passage à la base 95 et permettent en particulier de corriger partiellement la surévaluation de ces actions en base 80. Néanmoins, on peut toujours, en comparant avec d'autres pays de la zone euro, s'interroger sur la part constituée par les actions non cotées dans la richesse financière des ménages en France (près de 40 % en 2001).

⁷ La période étudiée est 1982-1996 dans le cas de la France.

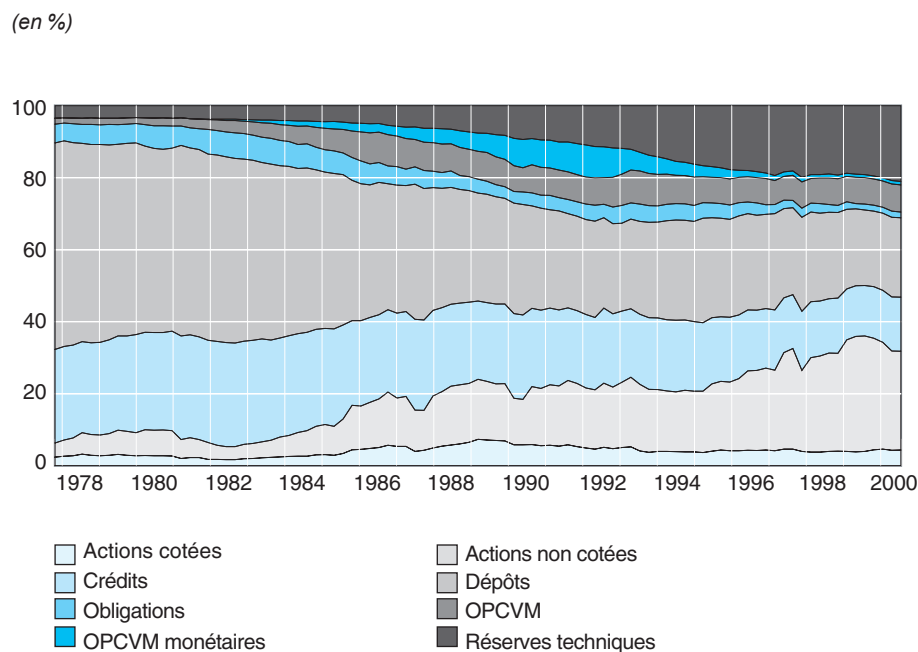
⁸ Les résultats de Ludwig et Slok (2002) et Case *et alii* (2001) sont obtenus à partir de régressions sur données de panels de pays. Beffy et Monfort (2003), Flandrin-Le-Maire (2004), Boone *et alii* (2001) étudient le cas de la France indépendamment des autres pays.

⁹ Dans le cas des États-Unis pour cette étude

¹⁰ Par ailleurs, les tableaux et opérations financières (TOF) trimestriels élaborés par la Banque de France et qui peuvent être utilisés pour construire des séries de patrimoines financiers trimestriels ne sont disponibles en base 1995 qu'à partir du premier trimestre 1995.

¹¹ Cf. « Actions non cotées », Rapport du groupe de travail présidé par J.-P. Milot, Commissariat général du Plan, décembre 2002 ou encore Picart (2003)

Graphique 5
Structure de la richesse financière des ménages



Source : Calculs Banque de France

2.3. Variables réelles et nominales

L'inflation est un déterminant du taux d'épargne. En effet, en termes nominaux, l'épargne des ménages, partie non consommée du revenu disponible, est aussi égale à la variation de leur actif net. Pour définir une « épargne réelle », égale à la variation de l'actif net réel des ménages, il faut tenir compte de l'inflation, qui érode le pouvoir d'achat de la richesse détenue entre deux périodes. Celle-ci influence donc le comportement d'épargne par ce qui est traditionnellement qualifié d'« effet d'enchasses réelles ». En effet, si certains placements donnent lieu à une rémunération pouvant inclure une prime permettant de se couvrir face aux risques d'inflation, cela n'est pas possible en ce qui concerne la détention d'enchasses liquides. Les ménages augmentent alors leur épargne en période d'inflation pour maintenir le pouvoir d'achat de ces enchasses. Une inflation forte étant souvent concomitante à un environnement économique incertain, elle peut aussi engendrer un supplément d'épargne de précaution. Par ailleurs, l'écart entre l'inflation perçue et l'inflation réellement observée s'est élargi avant même le passage à l'euro fiduciaire. Cet élargissement s'est produit parallèlement à une légère hausse du taux d'épargne. Nous avons testé l'inflation perçue sans que cela apporte un gain notable par rapport à l'utilisation de l'inflation observée¹². Par ailleurs, au vu du graphique 6, introduire une telle variable reviendrait à utiliser l'inflation mesurée par l'INSEE de façon concomitante à une

¹² L'inflation perçue est une mesure de l'inflation, reconstituée à partir d'une question de l'enquête mensuelle de conjoncture de l'INSEE auprès des ménages, concernant l'évolution des prix au cours de la période sous revue. Le solde d'opinion relatif à cette question est la différence entre le pourcentage de réponses à l'item « beaucoup augmenté » et l'ensemble des autres items, de « peu augmenté » à « légèrement diminué ».

variable indicatrice sur la période 2000-2003. Or, l'élargissement de l'écart entre l'inflation perçue et l'inflation a été observé sur une période statistiquement trop courte pour privilégier comme indicateur l'inflation perçue, qui n'est, en outre, disponible qu'à partir de 1987.

Intégrée directement dans une équation de taux d'épargne, la croissance du revenu disponible réel mesure un comportement de « lissage ». Face à une « surprise » sur leur revenu disponible « permanent », les ménages n'ajustent que progressivement leur consommation et, en conséquence, font varier à court terme leur taux d'épargne (par exemple à la hausse, en cas de supplément de revenu).

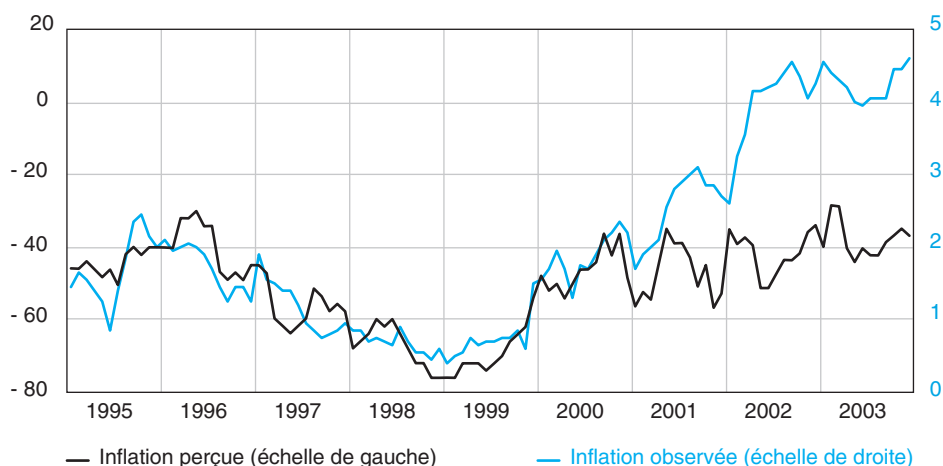
Le taux de chômage est souvent utilisé pour rendre compte d'un éventuel phénomène d'épargne de précaution causé par une hausse de l'incertitude sur le montant des revenus futurs. Son effet peut cependant être ambigu. Ainsi, une hausse du chômage pèse sur les revenus et incite les ménages à puiser dans leur épargne. Cet effet à la baisse du taux d'épargne peut être plus significatif que l'effet de précaution¹³. De plus, si une large partie de la population est protégée du chômage, son taux d'épargne doit être peu sensible à ce risque. Enfin, une hausse du taux de chômage augmente la part de la population épargnant moins.

L'impact des déficits publics est aussi testé. Une hausse des déficits publics peut conduire les ménages à épargner davantage en anticipation d'impôts futurs. La capacité de financement des administrations publiques, en points de PIB, est utilisée pour évaluer la présence d'un tel effet néo-ricardien sur le taux d'épargne.

Graphique 6

Glissement annuel de l'inflation et solde d'opinion sur l'évolution des prix au cours des six derniers mois

(glissement annuel en %, solde d'opinion)



Source : INSEE

¹³ En décomposant la variation de taux d'épargne $\Delta(\text{taunept}) = [1 - \text{taunept}(-1)] * [\Delta(\text{revenu})/\text{revenu}(-1) - \Delta(\text{consommation})/\text{consommation}(-1)]$, si l'effet de précaution est peu significatif, la baisse de revenu l'emporte sur la baisse de la consommation lors d'une hausse du taux de chômage.

La constitution d'un capital retraite peut fournir un motif supplémentaire d'épargne. Les modifications réglementaires d'un régime de retraite par répartition (durée de cotisation, indexation des pensions) et ses caractéristiques éventuellement redistributives influencent le rendement actuariel de la retraite de ses adhérents et donc leur comportement d'épargne. De nombreux indicateurs visant à mesurer le degré de « générosité » des différents régimes de retraites ont été construits pour mesurer la relation entre les cotisations versées et les pensions de retraite perçues d'un régime donné. Il peut s'agir par exemple, du taux de remplacement — c'est-à-dire du ratio moyen de la première pension de retraite au dernier salaire reçu — ou du taux de récupération — c'est-à-dire du nombre d'années au bout duquel le montant des pensions versées est supérieur aux cotisations versées — ou encore du taux de rendement actuariel qui égalise les flux actualisés des cotisations et des prestations. Ces différents indicateurs dépendent, entre autres, de l'âge de départ à la retraite et de l'espérance de vie. Ils ont été calculés pour l'étude de quelques cas types, mais n'existent pas encore au niveau agrégé, les séries n'étant malheureusement pas assez longues pour offrir une période d'observation suffisante à l'analyse économétrique ¹⁴.

Tableau 1
Description des variables utilisées

	Nom	Fréquence	Période d'observation	Source	Construction
Taux d'épargne brut	TAUNEPT	T	1970 T1-2003 T4	INSEE	Rétropolation base 80(a)
Taux d'inflation en glissement trimestriel	PI	T	1970 T1-2003 T4	INSEE	Déflateur de consommation des ménages Rétropolation base 80
Déficit public sur PIB	DEFPIB	T	1970 T1-2003 T4	INSEE	Rétropolation base 80 en valeur absolue L'opposé de la capacité de financement des APU
Revenu disponible brut réel	RDB	T	1970 T1-2003 T4	INSEE	Rétropolation base 80 (a)
Taux de chômage	TXCHO	M	1968-2003	INSEE	
Richesse nette sur revenu disponible	RICH	A	1969-2003	INSEE	Trimestrialisation Befly-Monfort (2003) sur 1978-2003. Rétropolation et trimestrialisation des comptes de patrimoine base 80
Crédit à la consommation sur revenu disponible	TRES	T	1970 T1-2003 T4	INSEE	Rétropolation base 80
Ratio de dépendance	DEP	A	1946-2001	INSEE	Extrapolé sur 2002-2003 avec les données tendancielle de population active par classes d'âge
Taux d'intérêt réel	TOREE	M	1970M1-2003M12	Banque de France	

(a) La réropolation base 80 se fait de 1970 à 1978

¹⁴ Une enquête réalisée auprès de 80 000 retraités en 1993, 1997 et 2001 par le ministère des Affaires sociales donne pour ces trois années une pension moyenne par retraité.

Le choix de la fréquence des observations est aussi important. En effet, du fait de la construction des comptes trimestriels et, notamment, de l'affectation des baisses ou des hausses d'impôt au trimestre de prise de connaissance par les ménages du montant de l'impôt, le taux d'épargne connaît des évolutions trimestrielles chahutées pour des raisons purement conventionnelles. Par ailleurs, les variables de richesse et de déficit public sont, en France, des variables annuelles. Néanmoins, compte tenu du nombre de variables mises en jeu, notamment dans la relation de coïntégration, l'utilisation d'une fréquence trimestrielle a été privilégiée pour disposer d'un plus grand nombre d'observations et gagner en significativité statistique.

3. Modélisations de la consommation et du taux d'épargne

3.1. Modélisation de la fonction de consommation dans le modèle Mascotte de la Banque de France

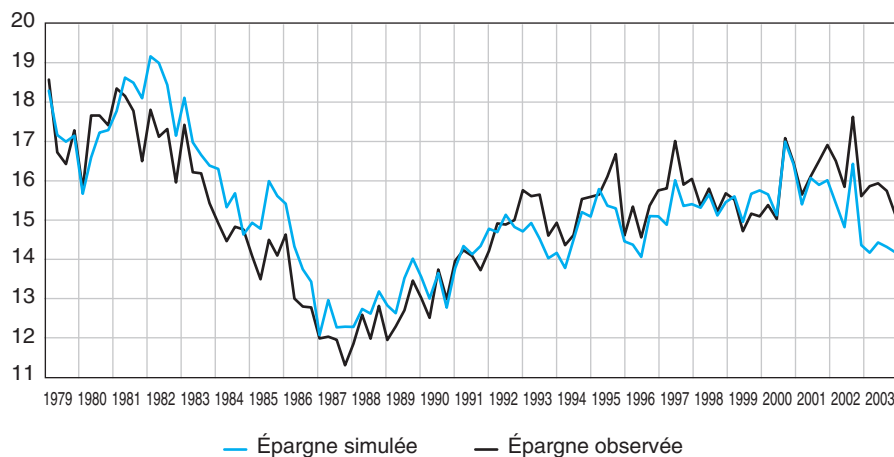
L'équation de consommation du modèle Mascotte¹⁵ s'inspire de Sicsic et Villetelle (1995). Elle rend compte de la consommation des ménages par le revenu disponible, de la part de la variation de l'encours des crédits à la consommation dans ce revenu et des prix à la consommation. Une variable indicatrice a été ajoutée sur la période 1986-1990 pour prendre en compte le phénomène de libéralisation financière partiellement capté par l'augmentation des encours de crédits (cf. annexe 1).

Par ailleurs, reprenant une modélisation des crédits utilisée dans le modèle Mefisto (1993), le ratio des variations des crédits de trésorerie sur le revenu disponible a été spécifié en fonction du taux d'intérêt réel, de la croissance du revenu disponible et d'un terme d'inflation (cf. annexe 1). Ce système de deux équations a ensuite été estimé sur la période 1972-2003. Il retrace bien les évolutions du taux d'épargne sur la période d'estimation. Depuis 2001, on constate néanmoins une légère sous-estimation du taux d'épargne, de l'ordre de 1,5 point cumulé (cf. graphique 7). Compte tenu de la précision de l'équation, cet écart est de l'ordre de grandeur de ceux que l'on a pu observer par le passé — notamment dans les années quatre-vingt — et qui n'ont pas été de nature à remettre en doute les aspects fondamentaux de cette équation. Le travail entrepris ici vise néanmoins à affiner l'analyse en cherchant des explications à ce phénomène.

¹⁵ Baghli *et alii* (2003 et 2004)

Graphique 7
Taux d'épargne simulé avec le système d'équations du modèle Mascotte

(en %)

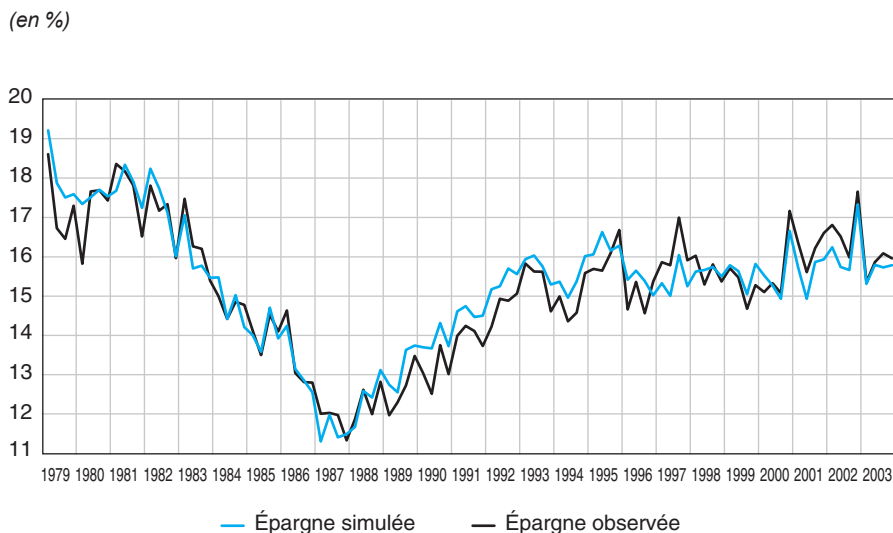


3.2. Une modélisation alternative

La spécification alternative modélise, non pas la consommation, mais directement le taux d'épargne. Par rapport aux études les plus récentes, exception faite de la présence de la richesse, aucune restriction n'est imposée pour tester la présence de telle ou telle variable dans la relation de long terme. Compte tenu des choix exposés dans la partie 2, cette relation déterminant le taux d'épargne peut potentiellement faire intervenir la richesse, les crédits de trésorerie, le taux d'intérêt réel, l'inflation, le chômage, la variation du ratio de dépendance et les déficits publics. Nous testons la présence d'une relation de long terme (relation de cointégration) sur l'ensemble des relations possibles entre ces variables, en imposant toutefois la présence de la richesse dans la relation de long terme, contrainte justifiée sur le plan théorique. Cela revient à envisager 64 (2^6) relations (cf. annexe 1).

Sur l'ensemble de ces relations, seules quatre d'entre elles sont statistiquement significatives, celles-ci présentant un résidu stationnaire d'après les tests effectués (cf. annexe 2). Après avoir successivement testé les quatre relations de cointégration dans une spécification à correction d'erreur, seule l'une d'elles, ne reprenant que la richesse, les crédits de trésorerie et la variation du ratio de dépendance, a été retenue. La simulation de cette équation sur sa période d'estimation ne fait pas apparaître de niveau d'épargne supérieur à sa valeur observée sur la période allant jusqu'en 2003 (cf. graphique 8).

Graphique 8
Simulation dynamique du taux d'épargne 1970 T1-2003 T4



NB : Simulation dynamique de court et de long termes de l'équation (3) avec endogénéisation des crédits de trésorerie suivant l'équation (2) (cf. annexe 1) de Mascotte. L'impact de l'épargne sur l'accumulation de la richesse n'est pas pris en compte.

En ce qui concerne la dynamique de long terme de cette équation, le coefficient associé au taux d'intérêt réel est apparu non significatif en procédant à une réestimation en une étape. En fait, comme pour l'équation de Mascotte, l'impact de long terme transite par l'équilibre de long terme de l'équation de crédits de trésorerie. Une hausse du taux d'intérêt diminue la part des crédits de trésorerie à long terme et conduit donc alors à une hausse du taux d'épargne par ce canal. Par ailleurs, une rupture du comportement d'épargne au milieu des années quatre-vingt a également été observée. Celle-ci peut être rapprochée du développement du marché du crédit et du processus de libéralisation financière¹⁶. Les crédits de trésorerie accordés aux ménages, mesurés comme la variation de l'encours, semblent, comme dans l'équation de Mascotte, insuffisants pour rendre compte de cette rupture. En l'absence d'autres variables candidates, une variable muette est donc introduite de 1985 à 1987.

Le taux d'intérêt réel joue en revanche à court terme, de manière positive, plaçant en faveur d'un effet substitution, bien qu'on puisse plutôt s'attendre à un effet de revenu. Au total, compte tenu de l'effet sur les crédits de trésorerie, l'effet maximum sur le taux d'épargne d'une augmentation de cent points de base des taux d'intérêt réels (taux courts comme taux longs) est une hausse du taux d'épargne d'environ 0,2 point à long terme.

¹⁶ Sicsic et Villetelle (1995)

À court terme, seul le revenu disponible brut réel contemporain joue dans la dynamique du taux d'épargne (comportement de « lissage »). L'introduction de cette variable enlève au taux de chômage toute significativité. Comme dans la modélisation proposée dans Mascotte, il est difficile de trouver un comportement d'épargne de précaution lié à l'évolution du taux de chômage.

Le niveau de déficit joue un rôle également important dans la détermination de la dynamique de court terme du taux d'épargne. Une hausse du déficit se traduit très rapidement par une hausse du taux d'épargne sans avoir pour autant d'effet à long terme. Ainsi, une hausse d'un point de PIB de déficit conduirait à une hausse du taux d'épargne d'environ 0,25 point au bout d'un an.

Un surcroît d'inflation conduit à une légère hausse du taux d'épargne puisque 1 point de glissement annuel des prix en plus conduit à une hausse maximale de 0,06 point du taux d'épargne au bout d'un an.

Tableau 2
Semi-élasticités du taux d'épargne à ses déterminants

		(en points)				
		1 trimestre	1 an	2 ans	5 ans	LT
Taux réel	100 points de base	0,00	0,07	0,05	0,02	0
Taux réel (crédit endogène)	100 points de base	0,00	0,10	0,12	0,18	0,21
Déficit public en point de PIB	1 point PIB	0,33	0,26	0,20	0,09	0
Inflation	1 point annualisé	0,00	0,06	0,05	0,03	0
Richesse en RDB trimestriel	1 RDB	0,00	-0,10	-0,16	-0,27	-0,36
Ratio de dépendance	1 point	0,00	0,30	0,27	0,12	0
Revenu disponible brut réel	1 %	0,50	0,23	0,17	0,08	0

4. Analyse rétrospective des évolutions du taux d'épargne

Une simulation dynamique du modèle permet de calculer les contributions des différentes variables aux variations du taux d'épargne. L'analyse développée ci-après reprend les trois dernières phases d'évolution du taux d'épargne (cf. graphique 1).

Les variations des différentes variables explicatives du taux d'épargne à long terme (richesse, taux de dépendance, crédits de trésorerie) et à court terme (revenu disponible réel, taux réel, déficit public, inflation) sur les trois grandes périodes sont tout d'abord reportées au tableau 3.

Tableau 3

Variations moyennes des variables

(RDB réel, inflation, ratio de dépendance, taux d'épargne en %, taux réel en points de base, déficit public en % du PIB, crédit de trésorerie et richesse en RDB trimestriel)

	1981-1987	1987-1994	1994-2003
RDB réel (taux de croissance moyen sur la période)	4	14,0	18,0
Taux réel	3,5	- 0,9	- 2,8
Déficit public	- 0,3	3,5	- 1,3
Inflation	- 9,7	- 1,2	- 0,4
Crédit de trésorerie	0,0149	- 0,0160	0,0025
Richesse	3,3	- 0,1	4,6
Ratio de dépendance	- 5,8	- 2,0	0,6
Taux d'épargne	- 5,9	3,0	0,9

NB : Différence des moyennes annuelles entre l'année initiale et l'année finale de la période considérée

La période 1981-1987 est la plus illustrative du rôle des déterminants de long terme du taux d'épargne. Sur cette période, la forte baisse du taux d'épargne s'accompagne, en effet, à la fois d'une forte hausse de la richesse comparativement au revenu, d'une baisse importante du ratio de dépendance ainsi que d'une augmentation conséquente de l'encours des crédits de trésorerie.

Les contributions de ces variables à la variation du taux d'épargne sur les trois grandes périodes d'évolution du taux d'épargne sont présentées ci-dessous.

Tableau 4

Contributions des différentes variables à la variation du taux d'épargne

	1981-1987	1988-1994	1995-2003
Revenu	- 0,52	0,42	0,47
Taux réel	0,09	- 0,10	- 0,14
Déficit public	- 0,32	0,69	- 0,05
Inflation	- 0,37	0,13	0,05
Crédit de trésorerie	- 1,14	1,01	- 0,23
Richesse	- 0,59	- 0,71	- 1,16
Ratio de dépendance	0,08	0,57	0,44
Indicatrice 85-87	- 2,99	2,57	0,38
Résidu	- 0,11	- 0,28	0,61
Taux d'épargne	- 6,11	4,26	0,38

NB : Somme des contributions à la variation trimestrielle du taux d'épargne sur la période.

Pour calculer ces contributions, nous simulons un taux d'épargne en considérant toutes les variables constantes (niveau de 1972). Nous simulons ensuite un taux d'épargne où une seule variable *i* évolue, les autres variables étant considérées comme constantes. La différence entre les deux taux d'épargne simulés correspond à la contribution de la variable *i* aux évolutions du taux d'épargne.

On observe que :

- entre 1981 et 1987, le processus de libéralisation financière — représentée par la variable indicatrice et le développement des crédits de trésorerie —, la baisse de l'inflation, des déficits (en fin de période) et du ratio de dépendance ainsi que l'accroissement de la richesse sont les principales explications de la baisse du taux d'épargne ;

- entre 1988 et 1994, la hausse du taux d'épargne s'explique par un creusement important des déficits publics, la stabilisation du ratio de dépendance et le reflux de la progression des crédits de trésorerie ¹⁷ ;
- depuis 1995, le taux d'épargne montre des fluctuations importantes autour d'un niveau moyen d'environ 16 %. La richesse joue un rôle proportionnellement plus important que par le passé dans la variance de ses fluctuations.

Sur la période récente, un changement sur le niveau du taux d'épargne apparaît à partir de l'année 2000. Celui-ci passe d'un niveau moyen de 15,5 % sur la période 1995-1999 à 16,2 % sur la période 2000-2003, soit une variation de 0,7 point. Le tableau ci-dessous présente la contribution des variables de l'équation à ce changement de niveau sur la période la plus récente.

Tableau 5
Contribution des différentes variables à la variation du taux d'épargne entre les périodes 1995-2000 et 2000-2003

	<i>(en points)</i>
	Variation
Constante	0,0
Revenu	0,0
Taux réel	- 0,1
Déficit	2,2
Inflation	0,1
Crédit de trésorerie	0,6
Richesse	- 1,1
Ratio de dépendance	- 0,6
Résidu	- 0,4
Taux d'épargne	0,7

NB : À partir de la modélisation adoptée, on affecte aux variables leur niveau moyen (pour celles présentes dans la cible de long terme) ou leur variation moyenne (pour celles présentes dans la dynamique de court terme) sur la période considérée. Sur les deux sous-périodes, la variation du taux d'épargne est négligeable. On en déduit alors des contributions des variables au niveau moyen du taux d'épargne.

L'aggravation des déficits serait la principale explication à la hausse du niveau moyen du taux d'épargne sur la période récente. Le ralentissement de l'encours des crédits de trésorerie dans le revenu des ménages contribue à une hausse de 0,6 point. L'inflation a également joué un rôle modéré dans cette hausse (0,1 point). Plus encore, en raisonnant en termes d'inflation perçue et en estimant grossièrement, au vu du graphique 6, que l'inflation perçue — mesurée en glissement annuel des prix — serait supérieure d'environ 2 points à l'inflation observée sur la période 2000-2003, elle pourrait conduire, selon l'équation de taux d'épargne — et toutes choses égales par ailleurs ¹⁸ — à expliquer au total 0,2 point de la hausse du taux d'épargne entre les deux périodes.

¹⁷ La variable indicatrice sur l'intervalle 1985-1987 a un effet instantané sur cette période où le taux d'épargne s'est écarté de la « normale » définie par les autres arguments de l'équation. Elle a ensuite un effet dynamique au-delà de cette période, avec le retour du taux d'épargne vers le niveau défini par l'équation.

¹⁸ L'introduction directe de l'inflation perçue dans l'équation de consommation de Mascotte conduit à un effet statistiquement peu différent de celui de l'inflation observée.

Par ailleurs, cette hausse a été ralentie par la baisse des taux réels et la baisse du ratio de dépendance. Enfin, la richesse mesurée en part de revenu, même si elle a baissé fortement — d'environ une fois et demie le revenu disponible trimestriel — suite à l'éclatement de la bulle boursière durant la période 2000-2001, a atteint, d'après les comptes de patrimoine, un niveau moyen bien supérieur sur la période 2000-2003 à celui de la période 1995-2000. En moyenne, elle contribue donc négativement au taux d'épargne.

D'après la modélisation adoptée, les évolutions futures du taux d'épargne seraient gouvernées à moyen terme par un effet négatif de l'augmentation de la richesse des ménages — elle-même fortement dépendante des prix de l'immobilier — et de la diminution des déficits, dans le cadre d'un scénario de retour à la croissance potentielle au cours de 2004. D'après les projections de population active réalisées par l'INSEE et comme indiqué dans le graphique 4, le ratio de dépendance devrait diminuer très légèrement dans les années à venir (de 1 point d'ici à 2007) et devrait donc peu jouer sur le taux d'épargne d'ici là.

La modélisation présentée ici, avec effet de richesse, ratio de dépendance et déficit public, offre une explication synthétique de l'évolution du taux d'épargne en France depuis le début des années quatre-vingt. Elle mobilise pour cela des variables absentes des modèles macroéconométriques traditionnels. Par rapport aux études récentes, en modélisant directement le taux d'épargne sur la base des dernières données disponibles, en intégrant de nouvelles variables démographiques pertinentes au plan théorique (taux de dépendance) et les déficits publics, elle met en avant la présence d'effet néo-ricardien à court terme. Elle fait aussi apparaître un impact à moyen terme de la structure par âge de la population résumée par la part des plus âgés, mais aussi des plus jeunes dans la population totale. En prévision, ces ajouts ne sont certes pas statistiquement déterminants par rapport aux modélisations habituelles. Cependant, ils offrent une lecture alternative de l'évolution du taux d'épargne. En particulier, la hausse des déficits publics explique en grande partie le changement de niveau observé du taux d'épargne sur les années 2001 à 2003 par rapport à celui qui prévalait durant la seconde moitié des années quatre-vingt-dix. Les effets de richesse, liés notamment à la hausse des prix immobiliers, jouent négativement sur le taux d'épargne et ne semblent donc pas pouvoir être invoqués pour expliquer un taux d'épargne supérieur au niveau attendu sur la période 2000-2003.

Les enseignements de cette analyse doivent néanmoins être considérés avec prudence, en particulier parce que le parti a été pris ici de conditionner la spécification étudiée à l'existence d'effets de richesse, afin de travailler d'emblée sur la base d'un paradigme différent de celui qui sous-tend la spécification d'équations plus usuelles, celle du modèle Mascotte par exemple, sans tester ces spécifications les unes contre les autres. Par ailleurs, il convient de signaler que l'évaluation du taux d'épargne, comme celle des autres variables intervenant dans les estimations, est contingente aux conventions comptables retenues et donc sujette à d'inévitables incertitudes. Cette évaluation comptable peut être rétrospectivement modifiée à l'occasion de changement de base comptable. Un tel changement est en perspective pour 2005.

Plusieurs prolongements à cette étude pourraient s'avérer utiles. Il s'agirait d'abord d'élucider si d'autres variables d'incertitude que le chômage ou l'inflation peuvent rendre compte d'éventuels effets de précaution. Ensuite, il conviendrait de construire en historique un indicateur de « générosité » des systèmes de retraite successivement en vigueur, même à partir de l'étude de cas-types, ce qui permettrait de compléter l'approche purement démographique du problème des retraites. Enfin, des calculs d'élasticités de la richesse totale aux évolutions des différents types d'actifs financiers permettraient d'effectuer des variantes intéressantes pour l'étude des effets de richesse en France.

Bibliographie

Baghli (M.), Brunhes-Lesage (V.), De Bandt (O.), Fraise (H.) et Villetelle (J.-P.) (2003) : « Le modèle de prévision Mascotte pour l'économie française : principales propriétés et résultats de variantes », *Bulletin de la Banque de France*, n° 118, octobre

Baghli (M.), Brunhes-Lesage (V.), De Bandt (O.), Fraise (H.) et Villetelle (J.-P.) (2004) : « Modèle d'analyse et de prévision de la conjoncture trimestrielle », Banque de France, NER n° 106

Beffy (P.-O.) et Monfort (B.) (2003) : « Patrimoine des ménages, dynamiques d'allocation et comportement de consommation », INSEE, direction des Études et Synthèses économiques, Document de travail G2003/8

Bérubé (G.) et Côté (D.) (2000) : « *Long-term determinants of the personal saving rate: literature review and some empirical results for Canada* », Banque du Canada, *Working paper*, Series 2000-3

Bonnet (X.) et Dubois (E.) (1995) : « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et Prévision*, n° 121, mai, p. 39-58

Boone (L.), Girouard (N.) et Wanner (I.) (2001) : « *Financial market liberalisation, wealth and consumption* », OCDE, *Working paper*, n° 308

Case (K.), Quigley (K. J.) et Shiller (R.) (2001) : « *Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market* », *NBER Working paper*, n° 8606

Commissariat général du Plan (2002) : « Actions non cotées », Rapport du groupe de travail, décembre

Économie et Prévision (1998) : « Structure et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *Économie et Prévision*, n° 121

Engle (R. F.) et Granger (C. W. J.) (1987) : « Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing », *Econometrica*, n° 61, p. 783-820

Équipe Mefisto (1993) : « Mefisto — version 2 : la maquette du système financier français de la Banque de France », Banque de France, Document de travail n° 1993-5

Flandrin-Le-Maire (G.) (2004) : « Les effets de richesse et l'arbitrage consommation-épargne », ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, direction de la Prévision

INSEE (1996) : « Revenus et patrimoine des ménages », *Synthèses*, n° 5

Juster (F. T.), Lupton (J. P.), Smith (J. P.) et Stafford (F.) (2004) : « *The decline in household saving and the wealth effect* », Federal Reserve Board, *Discussion series*, juin, n° 32

Ludwig (A.) et Slok (T.) (2002) : « The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries », *FMI, Working paper*, janvier

Mc Kinnon (J. G.) (1991) : « Critical values for co-integration », Oxford University Press, Oxford, p. 267-276

Orasio (A.) et Rohwedder (S.) (2001) : « *Pension wealth and household saving: evidence from pension reforms in the UK* », IFS, *Working paper*

Picart (C.) (2003) : « L'estimation d'une valeur de marché des actions non cotées », *Économie et Statistique*, n° 366

Sicsic (P.) et Villetelle (J.-P.) (1995) : « Du nouveau sur le taux d'épargne des ménages ? », *Économie et Prévision*, n° 121, mai, p. 59-64

Stock (J. H.) et Watson (M. W.) (1993) : « A simple estimation of co-integration vectors in higher order integrated systems », *Econometrica*, n° 61, p. 783-820

Annexe 1

Modélisation du taux d'épargne

Modélisation de la fonction de consommation dans le modèle Mascotte de la Banque de France

L'équation de consommation du modèle Mascotte s'écrit :

$$\Delta \ln C = b_0 + B_1 \left[\Delta_2 \ln R + v \Delta_2 \left(\frac{Tres}{PcR} \right) \right] + \rho \ln \left(\frac{C_{-1}}{R_{-1}} \right) - \rho v \frac{Tres_{-1}}{Pc_{-1} R_{-1}} + B_2 \Delta \ln Pc + b_1 \mathbf{1}_{[86-90]} \quad (1)$$

avec :

Δ : l'opérateur différence première

C : la consommation des ménages aux prix de 1995

R : le revenu disponible réel

$Tres$: la variation de l'encours réel des crédits à la consommation

Pc : les prix à la consommation

$\mathbf{1}_{[86-90]}$: variable indicatrice sur la période 1986 à 1990

L'équation de crédits de trésorerie reprend une modélisation utilisée dans le modèle MEFISTO (1993) :

$$B(L) \frac{\Delta Tres}{PcR} = B_1(L) \Delta \ln R + B_2(L) \Delta \ln Pc + b_1 (TC - 4 \Delta \ln Pc) + b_2 \mathbf{1}_{[84-89]} + b_0 \quad (2)$$

avec :

TC : taux d'intérêt nominal à court terme

Une modélisation alternative

A. Tests de stationnarité

Avant de proposer une modélisation alternative, les tests de stationnarité usuels sont effectués sur les variables considérées (cf. annexe 2). À l'exception du ratio de dépendance qui peut être considéré comme intégré d'ordre 2, toutes les autres variables peuvent être considérées comme stationnaires en différence (ou intégrées d'ordre 1). Le ratio de dépendance intervient donc en variation dans les relations de cointégration, les autres variables en niveau.

B. Estimation de la cible de long terme

64 relations (2⁶) sont envisageables, liant le taux d'épargne à la richesse — ce que nous imposons — et éventuellement les crédits de trésorerie, le taux d'intérêt réel, l'inflation, le taux de chômage, la variation du ratio de dépendance et les déficits publics. Plusieurs méthodes statistiques peuvent être mises en œuvre pour tester la présence d'une relation de coïntégration entre ces variables. La méthode d'Engle et Granger (1987) est utilisée ici ¹. En utilisant les tests ADF tabulés par Mc Kinnon (1991), qui prennent en compte la taille de l'échantillon et le nombre de variables dans la relation de coïntégration, sur l'ensemble des relations, seules quatre d'entre elles présentent un résidu stationnaire. Le tableau A1 présente les tests de stationnarité effectués sur les résidus de ces quatre relations.

Tableau A1
Test de coïntégration

Variables (a)	ADF c				ADF c + t	
	4 (b)	- 3,70 (c)	- 3,38 (d)	4 (b)	- 3,74 (c)	- 3,55 (e)
Taux réel	4	- 4,07	- 3,80	4	- 4,09	- 3,90
Taux réel, crédits de trésorerie, ratio de dépendance	4	- 4,22	- 3,18	4	- 4,22	- 4,23
Taux réel, crédits de trésorerie, inflation	4	- 4,20	- 3,18	4	- 4,18	- 4,23

(a) En plus de la richesse

(b) Nombre de retards dans le test augmenté de Dickey-Fuller

(c) Valeur du test

(d) Valeur critique à 5 %

(e) Valeur critique à 10 %

Le tableau A2 présente les coefficients associés à chacune des variables dans l'estimation par les moindres carrés de la relation de coïntégration. Les coefficients ont pour partie les signes attendus : une baisse des crédits entraîne une hausse du taux d'épargne. À l'inverse, une augmentation de la richesse réduit le niveau d'épargne. En ce qui concerne l'influence des taux d'intérêt réels, l'effet revenu l'emporte sur l'effet substitution. En revanche, le signe positif du coefficient associé au ratio de dépendance va à l'encontre de la théorie de base du cycle de vie. Le vieillissement de la population s'accompagnerait, sur notre échantillon, d'une augmentation de l'épargne.

Tableau A2
Relations de coïntégration

	Relation 1		Relation 2		Relation 3		Relation 4	
Richesse	- 0,0018	- 3,30	- 0,0018	- 3,40	- 0,0023	- 4,16	- 0,0037	- 6,09
Taux réel	- 0,0073	- 13,77	- 0,0068	- 12,64	- 0,0067	- 12,68	- 0,0084	- 14,39
Crédits de trésorerie	—	—	- 0,72361	- 3,08	- 0,8300	- 3,55	- 0,82	- 3,81
Ratio de dépendance	—	—	—	—	0,022	2,42	—	—
Inflation	—	—	—	—	—	—	- 0,95	- 5,10

¹ Sur les autres méthodes, voir l'annexe 3

C. Écriture de l'équation à correction d'erreur par la méthode d'Engle et Granger

Il s'agit par la suite d'utiliser ces relations de long terme pour l'écriture d'un modèle à correction d'erreur que nous estimons en une étape. Après avoir successivement testé les quatre relations de cointégration, compte tenu de la non-significativité de certains coefficients de la cible de long terme ou du terme de rappel de la cible elle-même, la spécification suivante est retenue ² :

$$\begin{aligned} \Delta taunept = & \beta_0 + \beta_1 \Delta taunept_{-1} + \beta_2 \Delta taunept_{-2} + \beta_3 \Delta taunept_{-3} + \beta_4 \Delta toree_{-2} \\ & + \beta_5 \Delta txcho + \beta_6 \Delta txcho_{-3} + \beta_7 \Delta defpib + \beta_8 \Delta defpib_{-1} + \beta_9 \Delta pi_{-2} + \beta_{10} \Delta pi_{-3} + \beta_{11} 1_{[85-87]} \\ & + \beta_{12} \Delta \log(rdb) + \gamma EC_{-1} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{avec :} \quad EC_{-1} = taunept - \gamma_1 rich_{-1} - \gamma_2 tres_{-1} - \gamma_3 \Delta dep_{-1} \quad (4)$$

Tableau A3

Équation retenue pour la modélisation du taux d'épargne (Engle-Granger)

Dtaunept	1971 T4-2002 T4		1971 T4-1998 T4	
	Coefficients	t-stat	Coefficients	t-stat
β_0	0,02	3,21	0,04	3,07
$\Delta taunept_{-1}$	- 0,44	- 5,84	- 0,43	- 5,09
$\Delta taunept_{-2}$	- 0,11	- 1,66	- 0,12	- 1,58
$\Delta taunept_{-3}$	- 0,12	- 1,95	- 0,10	- 1,48
$\Delta toree_{-2}$	0,13	1,64	0,14	1,66
$\Delta defpib$	0,003	4,11	0,003	3,88
$\Delta defpib_{-1}$	0,003	3,56	0,003	3,32
Δpi_{-2}	0,24	2,08	0,23	1,85
Δpi_{-3}	0,24	2,40	0,25	2,31
$\Delta \log(rdb)$	0,50	6,67	0,48	5,70
β_{11}	- 0,01	- 3,34	- 0,01	- 3,61
γ	- 0,11	- 4,38	- 0,16	- 3,97
$rich_{-1}$	- 0,0037	- 1,88	- 0,008	- 3,69
$tres_{-1}$	- 2,21	- 2,38	- 1,79	- 2,59
Δdep_{-1}	0,07	1,91	0,08	2,82
Ser	0,47 %		0,50 %	
DW	2,15		2,16	
R2	0,72		0,70	

Exception faite du coefficient associé à la richesse, les coefficients présentent une bonne stabilité. La période récente (1998-2002) réduit l'importance de la richesse dans la détermination du taux d'épargne de long terme. Par ailleurs, la perte de significativité du troisième retard du taux d'épargne sur une période d'estimation se terminant en 1998 provient sans doute de l'absence dans l'échantillon de baisse d'impôts ayant significativement agi sur le taux d'épargne sur la période 1999-2002 et ayant donné lieu à un lissage de la consommation dans le temps.

² Cf. tableau 1 pour une définition des variables

Tests de stationnarité

Tableau A 4

Test de stationnarité ADF d'intégration d'ordre 1 à 5 %

Indicateurs	ADF c	Ordre	ADF c+t	Ordre		
pi	3	- 1,07	<i>I (1)</i>	2	- 2,927	<i>I (1)</i>
defpib	1	- 0,938	<i>I (1)</i>	1	- 2,647	<i>I (1)</i>
txcho	2	0,67	<i>I (1)</i>	2	- 0,914	<i>I (1)</i>
rich	2	1,826	<i>I (1)</i>	2	- 2,125	<i>I (1)</i>
tres	2	- 1,768	<i>I (1)</i>	2	- 3,029	<i>I (1)</i>
toree	1	- 2,547	<i>I (1)</i>	2	- 2,376	<i>I (1)</i>
taunept	2	- 0,953	<i>I (1)</i>	2	- 0,999	<i>I (1)</i>
Valeur critique à 5 %		- 2,89			- 3,45	
Valeur critique à 10 %		- 2,58			- 3,15	

À 5 %, on rejette l'hypothèse de stationnarité sur l'ensemble des séries.

Tableau A 5

Test de stationnarité ADF d'intégration d'ordre 2 à 5 %

Indicateurs	ADF c	Ordre	ADF c+t	Ordre		
pi	4	- 6,63	<i>I (1)</i>	2	- 3,321	<i>I (1)</i>
defpib	1	- 16,206	<i>I (1)</i>	1	- 16,15	<i>I (1)</i>
txcho	1	- 4,845	<i>I (1)</i>	2	- 5,557	<i>I (1)</i>
rich	1	- 9,328	<i>I (1)</i>	1	- 9,36	<i>I (1)</i>
tres	1	- 11,51	<i>I (1)</i>	1	- 11,49	<i>I (1)</i>
toree	0	- 6,294	<i>I (1)</i>	0	- 6,368	<i>I (1)</i>
taunept	0	- 16,76	<i>I (1)</i>	0	- 16,758	<i>I (1)</i>
Valeur critique à 5 %		- 2,89			- 3,45	
Valeur critique à 10 %		- 2,58			- 3,15	

Méthodes alternatives d'estimation

Méthode de Stock et Watson

Les résultats obtenus par des méthodes alternatives à la méthode d'Engle et Granger ici mobilisée nuancent les résultats présentés. La méthode d'Engle et Granger présente des biais de simultanéité. Ces biais conduisent à ne pas pouvoir interpréter les statistiques de Student associées aux coefficients de la relation de long terme. Pour corriger ces biais, Stock et Watson (1993) proposent d'estimer des modèles du type suivant :

$$\begin{cases} y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i x_t^i + \sum_{i=1}^p \sum_{j=-k}^{j=k} \Delta x_{t-j}^i + \varepsilon_t \\ \varepsilon = \sum_{s=1}^m \rho_s \varepsilon_{t-s} + u_t \end{cases}$$

où y est la variable endogène et x ses déterminants de long terme.

Dans ce cadre, il est possible de tester la significativité des coefficients dans la relation de long terme avec un test de Wald. Le coefficient associé au ratio de dépendance est similaire à celui obtenu par la méthode d'Engle et Granger. En revanche, celui associé à la richesse est deux fois plus important. Les crédits de trésorerie deviennent non significatifs et les taux d'intérêt réels jouent négativement sur le taux d'épargne. Utiliser les estimations obtenues par cette méthode pour construire un modèle à correction d'erreur conduit néanmoins à une cible de long terme non significative.

Méthode de Johansen

Nous pouvons, à partir de l'écriture d'un VECM réalisé sur le taux d'épargne et ses déterminants, effectuer les tests de cointégrations de la trace ou de la valeur propre maximum. Ceux-ci conduisent à conclure à la présence d'une à deux relations de cointégration. En imposant une seule relation de cointégration, la richesse apparaît aussi significative que dans la modélisation obtenue par la méthode d'Engle-Granger. Le coefficient associé au ratio de dépendance est proche de celui estimé par la méthode de Stock et Watson. Par ailleurs, le coefficient associé à la relation de cointégration dans l'équation de taux d'épargne du VECM est non significatif.