

L'ÉVOLUTION DU TAUX D'ÉPARGNE DES MÉNAGES DANS QUELQUES PAYS DE L'OCDE UNE INTERPRÉTATION BASÉE SUR LES DÉTERMINANTS DE MOYEN TERME

Karine Berger et Aurélien Daubaire

Dalloz | *Revue d'économie politique*

2003/6 - Vol. 113
pages 829 à 849

ISSN 0373-2630

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-d-economie-politique-2003-6-page-829.htm>

Pour citer cet article :

Berger Karine et Daubaire Aurélien, « L'évolution du taux d'épargne des ménages dans quelques pays de l'OCDE une interprétation basée sur les déterminants de moyen terme », *Revue d'économie politique*, 2003/6 Vol. 113, p. 829-849.

Distribution électronique Cairn.info pour Dalloz.

© Dalloz. Tous droits réservés pour tous pays.

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

L'évolution du taux d'épargne des ménages dans quelques pays de l'OCDE une interprétation basée sur les déterminants de moyen terme

Karine Berger*
Aurélien Daubaire**

L'approche en données de panel proposée ici présente deux avantages pour l'étude des déterminants du taux d'épargne des ménages. Du point de vue économétrique, elle permet de disposer d'un grand nombre d'observations pour estimer l'effet des déterminants de moyen terme du taux d'épargne, et également de tester l'existence d'hétérogénéités entre pays. Du point de vue économique, elle permet de comparer directement les déterminants de l'évolution des taux d'épargne dans plusieurs pays. Cette étude met ainsi en évidence l'influence de certains facteurs de moyen terme, comme l'épargne publique et le ratio de dépendance. Elle souligne notamment l'importance de l'effet néo-ricardien sur l'évolution du taux d'épargne des ménages au cours de la dernière décennie.

épargne -données de panel -OCDE - France -équivalence ricardienne

The evolution of households saving in some OECD countries a medium-term factors based interpretation

From a panel data study in OECD countries we try to determine the medium-term factors explaining the evolution of households saving. This approach enables to take into account the impact of medium-term factors, such as public saving or demography, that are difficult to identify in a time-series approach. It also enables to test heterogeneity between countries and to draw a comparison between them.

* INSEE, Bureau des projections économiques d'ensemble de la Direction de la Prévision lors de la rédaction de cet article.

** INSEE, Division des Comptes Nationaux Trimestriels.

Avertissement et remerciements : Les idées exposées dans cet article n'engagent que ses auteurs. Elles ne reflètent pas la position de la Direction de la Prévision, ni celle de l'INSEE et ni *a fortiori* celle du Ministère de l'économie, des finances et de l'industrie. Les auteurs tiennent à remercier vivement *Antoine Magnier et Alain Quinet* pour leur aide et leurs conseils, ainsi que les *trois rapporteurs anonymes* qui, par leurs remarques denses et pertinentes, ont permis une évolution considérable de l'article, et surtout *Patrick Sevestre* pour ses interrogations, ses conseils et sa patience qui ont intensivement irrigué cette étude. Toutes les erreurs qui subsistent demeurent de la pleine responsabilité des auteurs. Enfin, nous souhaitons remercier *Pierre Blanchard* dont les programmes d'économétrie des panels mis à disposition sur internet nous ont fait gagner un temps précieux.

This study proves in particular the impact of Ricardian equivalence and of demography on the evolution of households saving during the past ten years.

saving - panel data -OECD -France -ricardian equivalence

Classification JEL : E21, C23, H31

Introduction

La baisse du taux d'épargne des ménages observée dans la plupart des pays de l'OCDE depuis une quinzaine d'années a suscité une importante littérature dans les années 1990. Ces études visaient essentiellement à comprendre quels étaient les déterminants des décisions de consommation des ménages¹. Parce que basées sur l'estimation de modèles économétriques sur séries temporelles, ces études ne pouvaient rendre compte de l'influence sur la consommation de certains facteurs variant peu dans le temps tels que les évolutions démographiques ou celles des soldes publics. Notre étude adopte donc une analyse différente : en retenant une approche en termes de panel de pays, nous nous sommes demandé s'il était possible de détecter des déterminants communs aux comportements d'épargne des ménages au sein des pays de l'OCDE.

Plus précisément, nous nous sommes posé trois questions :

- peut-on repérer des déterminants communs expliquant le comportement d'épargne des ménages à moyen terme dans les pays de l'OCDE ?
- l'évolution de l'épargne des pays de l'OCDE peut-elle être mieux interprétée au regard de ces déterminants communs ?
- enfin, existe-t-il une spécificité de niveau et d'évolution de l'épargne des ménages français au regard de ceux des principaux partenaires de l'OCDE ?

Concernant la première question, l'intérêt de notre approche sur données de panel macro-économiques est de faire apparaître un certain nombre de déterminants communs, tels que le solde des finances publiques, la structure démographique, l'inflation, le taux d'intérêt réel et le taux de chômage.

Pour répondre à la deuxième question, nous avons cherché à évaluer l'influence respective sur l'évolution du taux d'épargne dans quelques pays de l'OCDE (Allemagne, Italie, Royaume-Uni et États-Unis) depuis 30 ans, des facteurs explicatifs communs, comme par exemple un comportement néo-ricardien des ménages en réponse à une détérioration des finances publiques ou le vieillissement de la population.

La réponse à la troisième question est que, contrairement à une idée reçue, il n'y a pas de spécificité de niveau du taux d'épargne des ménages

1. Voir notamment l'étude très complète de X. Bonnet et E. Dubois [1995].

français, mais bien une spécificité de son évolution depuis 1988. Ainsi, alors que le taux d'épargne des principaux partenaires de la France a baissé continûment à partir du début des années 1980, le taux d'épargne des ménages français s'est redressé depuis la fin des années 1980. Si notre approche démontre l'influence du vieillissement et de la désépargne publique sur les mouvements du taux d'épargne des ménages en France, elle ne permet pas, pour autant, d'interpréter complètement l'évolution enregistrée depuis 10 ans.

1. L'évolution des déterminants traditionnels du taux d'épargne des ménages

1.1. Les déterminants théoriques traditionnels de l'épargne selon les théories de la consommation

Les modèles d'inspiration keynésienne font jouer un rôle central au revenu dans la détermination de la consommation des ménages. Les théories du revenu permanent de Friedman et du cycle de vie de Modigliani, qui supposent que la consommation est une fonction du revenu permanent des ménages (défini comme la somme de leur richesse et de la valeur actualisée de leurs revenus futurs) et non du revenu courant, ont profondément modifié le modèle keynésien initial. Dans la spécification retenue ici, on suppose une élasticité unitaire de l'épargne au revenu à moyen terme, toutes choses égales par ailleurs (notamment hors variations de fiscalité), puisque le taux d'épargne ne dépend pas du revenu².

Par ailleurs, dans le cadre d'un modèle de choix inter-temporels de consommation, le consommateur fonde ses décisions sur ses anticipations de revenu et sur la comparaison entre *le taux d'intérêt* et son taux de préférence pour le présent. Une variation positive du taux d'intérêt a un double effet sur l'épargne, à la fois positif (*effet de substitution intertemporelle*) et négatif (*effet revenu*), l'effet net n'étant pas déterminé par la théorie.

L'inflation constitue également l'un des facteurs déterminants de l'épargne. Une variation positive de l'inflation a deux effets opposés sur l'épargne :

2. Cette hypothèse d'élasticité unitaire, validée empiriquement par de nombreuses travaux, présente l'avantage de faire porter l'erreur de mesure du revenu permanent sur la variable endogène du modèle, ce qui évite les problèmes liés à une erreur de mesure sur les régresseurs.

— érodée par l'inflation, l'épargne de l'agent doit être plus forte pour compenser l'effet de l'inflation : c'est un effet revenu, dit de *reconstitution de l'encaisse réelle*.

— parallèlement, l'épargne est rendue moins attractive : par l'effet de substitution, une hausse de l'inflation provoque une chute de l'épargne ; c'est que l'on nomme un *effet de fuite devant la monnaie*.

L'effet d'encaisses réelles l'emporte sur l'effet de fuite devant la monnaie dans les estimations économétriques de modèles de consommation sur données françaises (voir par exemple Bonnet et Dubois [1995]).

Les facteurs démographiques ont également un impact théorique sur la consommation agrégée, dans le cadre de la théorie du cycle de vie qui postule que les ménages empruntent lors de leur jeunesse, épargnent au cours de leur vie active et désépargnent pendant leur retraite. Par exemple, dans la modélisation de Modigliani et Brumberg [1954], les différences d'effectifs entre les classes d'âge et la croissance de la productivité influent sur les taux d'épargne et de consommation. S'il n'y avait ni croissance de la population ni croissance de la productivité, il n'y aurait pas d'épargne, car ce qui serait épargné par les actifs serait exactement égal à ce que les retraités consommeraient après l'avoir épargné selon les mêmes modalités que les actifs actuels. On retient traditionnellement un effet négatif sur l'épargne de la part de la population âgée dans la population totale.

La principale limite de l'ensemble des approches brièvement rappelées ci-dessus est *l'incertitude* évidente de l'agent vis-à-vis de l'évolution future du taux d'intérêt, de l'inflation et de ses revenus. Les modélisations en environnement incertain ont suggéré l'apparition d'un mécanisme d'épargne de précaution : l'incertitude de l'agent sur ses revenus futurs (découlant par exemple d'un niveau élevé de chômage, c'est-à-dire d'une hausse de la probabilité d'être au chômage) provoque une épargne supplémentaire.

Enfin, une autre critique à la théorie keynésienne de la consommation a été apportée par la *proposition d'équivalence ricardienne* avancée par Barro [1974], qui constitue une généralisation de la théorie du revenu permanent et du cycle de vie. Elle postule que les agents économiques internalisent, dans leur comportement de consommation, la nécessité faite à l'État de rembourser la dette publique dans le long terme. Par conséquent, dans un cadre ricardien parfait, une baisse d'impôts n'est pas consommée mais entièrement épargnée : à dépenses publiques inchangées, une réduction du montant des prélèvements obligatoires courants, financée par l'endettement, conduit les ménages à anticiper les hausses d'impôts qui seront nécessaires pour assurer le remboursement de la dette. L'épargne que les agents constituent à cette fin contrebalance exactement la baisse d'impôts de sorte que leur consommation demeure inchangée. La question de l'équivalence ricardienne est encore controversée (voir par exemple Seater [1993]), notamment du fait de la faible validation empirique de la théorie. Mais surtout, la critique porte sur la théorie même, puisque l'équivalence ricardienne repose sur l'hypothèse cruciale selon laquelle l'État et les agents ont le même horizon temporel infini, ce qui suppose un altruisme parfait d'une génération à la suivante.

Au-delà de l'effet direct d'éviction par les soldes, la composition du solde public influe également sur les décisions d'épargne des ménages. Il est

important de distinguer l'influence sur l'épargne des ménages de l'épargne publique (à la fois dépenses publiques et fiscalité) de celle de la seule fiscalité. A ce titre, l'influence de la fiscalité directe, qui a une *structure progressive* dans la plupart des pays de l'OCDE, devrait être plus forte que l'influence de la fiscalité indirecte. En effet, les ménages aisés épargnant plus en points de revenu disponible que les ménages modestes, on peut attendre un lien négatif entre le poids de la fiscalité directe dans le PIB et le taux d'épargne des ménages (voir par exemple Tanzi & Zee [1998]).

1.2. Les données utilisées

L'objet de cette étude étant une comparaison internationale des comportements d'épargne, nous avons choisi des sources statistiques provenant d'organisations internationales, afin d'assurer l'homogénéisation des définitions de comptabilité nationale utilisées.

Les données de comptabilité nationale (taux d'épargne des ménages, inflation, solde public, fiscalité, taux de chômage...) proviennent des bases annuelles des Perspectives économiques de l'OCDE n° 73 entre 1970 et 2001 pour 14 pays³ de l'OCDE. Les données démographiques ont été construites à partir des statistiques de l'ONU disponibles tous les 5 ans.

Outre le taux d'épargne des ménages, les variables utilisées sont les suivantes :

- l'inflation, calculée comme le taux de croissance du déflateur de la consommation ;
- le taux d'intérêt réel de court terme, taux d'intérêt nominal à trois mois déflaté de l'inflation telle que mesurée précédemment ;
- le ratio de dépendance, défini comme la proportion de personnes âgées de plus de 70 ans dans la population totale ;
- le taux de chômage ;
- la capacité ou le besoin de financement des administrations publiques ;
- les impôts directs sur les ménages. Ils comprennent les impôts directs perçus par l'État (impôt sur le revenu) et ceux perçus par les collectivités locales, ainsi que la CSG dans le cas de la France, mais ne comprennent pas les cotisations sociales ;

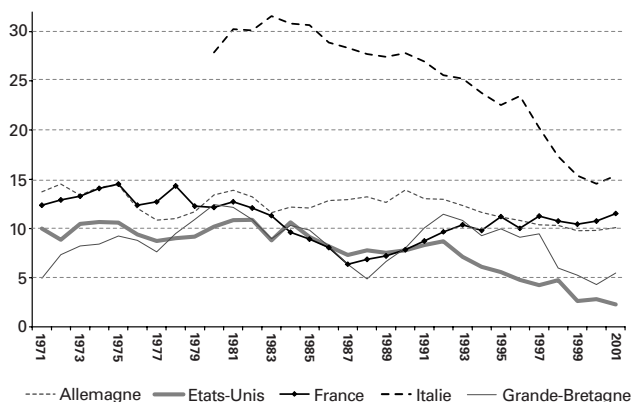
De manière à rendre comparables les séries entre pays, nous exprimons toutes les variables autres que celles déjà exprimées en taux (chômage, inflation, taux d'intérêt) sous forme de ratios : d'une part le taux d'épargne des ménages en proportion de leur revenu disponible (RDB), d'autre part le solde public et la taxation directe des ménages en proportion du Produit Intérieur Brut (PIB).

3. Pays retenus dans le panel : Allemagne, Belgique, Canada, Danemark, Espagne, Finlande, France, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Royaume-Uni, Suède, États-Unis.

1.3. Les évolutions de l'épargne dans les pays de l'OCDE

Les taux d'épargne au sein de l'OCDE étaient très hétérogènes au début des années 70 (de 5 % au Royaume-Uni à plus de 30 % en Italie), mais les écarts entre pays se sont comblés au cours des années 80 : la fourchette de taux d'épargne actuels s'étend de 0 % en Finlande et 3 % aux États-Unis à près de 16 % en Italie (graphique n° 1).

Contrairement à une idée reçue, le niveau du taux d'épargne des ménages français n'est pas plus élevé que celui de ses partenaires au cours des années 1990. Sa moyenne au cours des dix dernières années est de 10,5 % pour un taux moyen des quatorze pays de l'échantillon de 10 %. Les moyennes au cours de la période pour chaque pays s'étendent de 3 % en Finlande et 5,3 % aux États-Unis à 21,1 % pour l'Italie.



Graphique 1. Les taux d'épargne des ménages dans cinq pays de l'OCDE — 1970-2001

Note : L'ensemble des statistiques de taux d'épargne des ménages utilisées dans l'étude est présenté en annexe 1

En revanche, l'évolution du taux d'épargne des ménages français est très atypique au sein de l'OCDE depuis plus de 10 ans. Alors que le taux d'épargne de la plupart de nos partenaires (à l'exception de la Suède) a baissé presque continuellement depuis le début des années 1980, le taux d'épargne des ménages français n'a cessé de se redresser depuis la fin des années 1980. Ainsi, entre 1980 et 1988, il a baissé de plus de cinq points, soit une baisse comparable à celle observée dans les autres pays de l'OCDE. En revanche, entre 1988 et 2001, alors que ses partenaires continuaient d'enregistrer un repli ou au moins une stabilité du taux d'épargne des ménages (baisse moyenne de 1,5 point), il s'est redressé de 4,5 points en France.

Afin d'interpréter le mouvement des taux d'épargne des ménages, une première interrogation porte naturellement sur l'évolution des déterminants traditionnels du taux d'épargne dans les pays de l'OCDE.

2. Une approche en données de panel met en évidence les déterminants des décisions d'épargne des ménages dans l'OCDE depuis 1980

Quelques études sur séries temporelles univariées comparent les performances d'une même spécification d'un modèle de consommation pour plusieurs pays de l'OCDE. Notamment, Boone *et al.* [1998] estiment des relations décrivant la consommation en prenant en compte les effets de richesse boursière, pour les pays du G7 pris individuellement, tout en insistant sur le manque de séries de patrimoine infra-annuelles. Leur étude montre clairement l'influence positive de l'augmentation des indices boursiers sur la consommation.

Toutefois, ces études basées sur des séries temporelles se heurtent à une limite majeure : elles ne permettent pas d'apprécier l'influence de variables qui diffèrent notablement entre les pays, mais dont la variance temporelle est faible (épargne publique, variables démographiques, structure du système de taxation selon le poids des prélèvements directs dans le PIB). Ces déterminants sont plutôt des facteurs de moyen-long terme de l'épargne des ménages, alors que les déterminants intervenant dans les modèles à correction d'erreur visent en général à décrire une dynamique de court terme pour les besoins de l'analyse conjoncturelle ou de la projection à moyen terme. Des estimations sur un panel de quatorze pays permettent de tirer parti d'un plus grand nombre d'observations et d'une plus forte variabilité de certains facteurs. En outre, cette méthodologie peut permettre de capter des hétérogénéités de comportements entre les pays.

Suivant cette méthodologie, différentes études ont été menées afin d'évaluer le rôle des déterminants de moyen terme des taux d'épargne (taux d'épargne des ménages ou taux d'épargne privé). Masson, Bayoumi et Samiei [1995] concluent à un effet ricardien partiel mais net des déficits publics sur les comportements d'épargne privée dans les pays de l'OCDE, ainsi qu'à l'influence notable des effets démographiques. Callen et Thimann [1997] aboutissent au même résultat en étudiant les variations de l'épargne des ménages. Ul Haque, Pesaran et Sharma [1999] critiquent les techniques économétriques adoptées par les études précédentes, qui selon eux ne prennent pas en compte les hétérogénéités de comportements entre pays et modélisent de façon fallacieuse la dynamique : en affinant les techniques économétriques, ils prolongent ces études et concluent à un effet ricardien

plus fort que celui obtenu par les autres auteurs. Thomas [2001] (MCQG), quant à lui, met en évidence le lien négatif entre la soutenabilité budgétaire et le niveau d'épargne des pays. Enfin, l'OCDE [2001] parvient à des résultats similaires par des techniques économétriques proches de celles de Thomas.

Notre étude s'inscrit directement dans le prolongement des ces travaux, mais en les abordant sous un angle particulier d'application. Deux questions sont ainsi soulevées dans notre démarche. D'une part, comment les évolutions des taux d'épargne des pays de l'OCDE peuvent-elles être comparées à travers la grille de lecture donnée par l'estimation sur données de panel ? D'autre part, peut-on mieux comprendre les évolutions du taux d'épargne français, soit par l'intervention de déterminants communs identifiés qui n'ont pas pu être testés en données temporelles comme l'épargne publique, soit en démontrant une rupture (hétérogénéité du modèle) entre le comportement des ménages français et celui des autres pays de l'OCDE ?

2.1. La spécification économétrique testée

Nous souhaitons mettre en évidence les déterminants du taux d'épargne des ménages communs à un panel de pays. Dans ce but, la spécification générale des modèles en données de panel paraît particulièrement bien adaptée. Nous nous plaçons dans ce cadre en postulant :

$$s_{it} = x_{it} \beta + \alpha_i + u_{it}$$

où

- s_{it} désigne le taux d'épargne des ménages du pays i à la date t ,
- x_{it} le vecteur-ligne des déterminants du taux d'épargne du pays i à la date t ,
- β un vecteur de paramètres à estimer,
- α_i un effet individuel qui capte l'effet des déterminants non observés, propres à chaque pays et invariants dans le temps,
- u_{it} un terme d'erreur supposé non-corrélé aux variables explicatives.

La particularité de notre modélisation en données de panel par rapport aux modélisations sur données microéconomiques est de disposer d'un nombre d'individus faible ($N = 14$) et d'un nombre de périodes d'observations élevé ($T = 27$ en moyenne par pays).

Dans un premier temps, nous estimons donc ce modèle statique⁴ dans la dimension intra-individuelle (« within »), estimation convergente même dans le cas de corrélation entre effets individuels et régresseurs. L'estima-

4. Nous avons également essayé d'enrichir la modélisation en introduisant des retards du taux d'épargne et des variables explicatives sous forme auto-régressive afin de faire apparaître la dynamique du taux d'épargne et des variables explicatives. Toutefois, la plupart des variables apparaissent non-significatives. Ces résultats décevants nous conduisent finalement à ne pas retenir cette modélisation.

tion par la méthode des moindres carrés quasi-généralisés (MCQG), efficace dans le cas où les effets individuels ne sont pas corrélés aux régresseurs, est utilisée à titre de vérification : comme le nombre d’observations par individu est élevé, cet estimateur est asymptotiquement (en T) équivalent à l’estimateur « within ».

Toutefois, il est assez communément admis que l’estimateur « within » permet de rendre compte des effets de court terme alors que l’estimateur « between » (inter-individuel) serait mieux à même de rendre compte des effets de long terme. Ainsi, Pirotte [1996] a mis en évidence que l’estimateur inter-individuel était, sous des conditions assez générales, un bon estimateur des relations de long terme. Malheureusement, le faible nombre d’individus observés ici rend non significatifs les coefficients estimés d’une régression inter-individuelle. Néanmoins, on peut approcher cette idée d’effets de long terme en recourant à l’estimateur des moindres carrés ordinaires du fait de la prédominance de la variabilité inter-individuelle dans la variance totale de nos observations. C’est pourquoi nous présentons également les estimations obtenues par cette méthode.

Nous testons dans ce cadre le modèle suivant, dont les estimations sont présentées en annexe 2.

Modèle 1 / statique	
Déterminants significatifs ⁵	Solde public Ratio de dépendance Inflation Taux de chômage Taux d’intérêt de court terme réel Taxes directes sur les ménages

Les estimations de ce modèle apparaissent satisfaisantes. Le test d’Hausman basé sur la comparaison des estimations « within » et des MCQG conduit à accepter la non-corrélation des effets individuels avec les variables explicatives : toutefois, cette particularité semble due au fait que le nombre d’observations par individu est élevé et le nombre d’individus faible. D’ailleurs, les estimations intra-individuelles et celles réalisées par les moindres carrés généralisés sont très proches.

Il convient de relever que le test de l’homogénéité du comportement d’épargne entre pays vis-à-vis des différents déterminants n’est pas clairement accepté. Toutefois, les effets fixes ne sont pas particulièrement marqués (voir annexe 2). Les résultats obtenus sont donc à interpréter comme l’effet moyen pour l’ensemble des pays étudiés des différents déterminants sur le taux d’épargne des ménages. Le modèle à effets fixes semble donc un bon compromis pour prendre en compte les hétérogénéités de comporte-

5. Outre le fait de rendre comparables les données entre pays, considérer des ratios permet d’assurer au mieux la stationnarité des variables, sachant que les tests de non-stationnarité sont peu fiables étant donné le faible nombre de points.

ment. Nous commentons donc les résultats obtenus par la simulation basée sur cette estimation « within ».

2.2. Les déterminants de moyen terme du taux d'épargne des ménages communs aux pays de l'OCDE

Les estimations réalisées confirment le rôle de la plupart des déterminants attendus. L'impact néo-ricardien des finances publiques, l'impact du ratio de dépendance, l'effet d'encaisse réelle dû à l'inflation ressortent clairement ; les effets du taux d'intérêt réel et du taux de chômage sur l'épargne des ménages sont plus difficiles à mettre en évidence.

La forte inflation des années 1970 explique en bonne partie les niveaux élevés d'épargne enregistrés au cours de cette période, tandis que la désinflation entraîne une baisse générale de l'épargne dans les pays de l'OCDE au cours des années 1980. Les effets d'encaisses réelles sont en effet validés par les estimations, avec un coefficient du déterminant « inflation » de 0,4.

L'éviction partielle de l'épargne des ménages par l'épargne publique est vérifiée. Le coefficient d'éviction du taux d'épargne des ménages par le solde des administrations publiques est de l'ordre de $-0,35$. En outre, cette première influence des finances publiques est renforcée par l'impact de la composition des recettes. Ainsi, la taxation directe des ménages apparaît bien comme un déterminant significatif de la variation d'épargne, avec un coefficient du ratio de taxation directe par rapport au PIB de l'ordre de $-0,5$.

La théorie du cycle de vie est également partiellement illustrée par nos estimations : une population plus âgée semble impliquer moins d'épargne. Cet effet négatif du vieillissement de la population sur le taux d'épargne des ménages est vérifié dans les deux estimations : le coefficient du ratio de dépendance est proche de $-0,5$.

L'influence du taux de chômage est en revanche beaucoup moins évidente : la variable est peu significative, voire non-significative. Cette absence de validité souligne que le mécanisme de constitution d'une épargne de précaution liée au chômage n'est sans doute pas commun à l'ensemble des pays de l'OCDE.

3. Les contributions des déterminants aux évolutions du taux d'épargne dans quelques pays de l'OCDE

L'étude des contributions des différents déterminants aux variations du taux d'épargne offre une interprétation des évolutions comparées du taux

d'épargne dans quelques pays de l'OCDE au cours des 20 dernières années. Les contributions des déterminants, déduites de l'estimation « within » du modèle, sont présentées dans l'annexe 3. Les résultats sont plus ou moins satisfaisants selon les pays.

L'Allemagne : la montée du taux de chômage dans les années 80.

Une forte singularité de l'évolution du taux d'épargne des ménages allemands se situe entre 1980 et 1988 : alors qu'il se repliait de - 2 à - 4 points en moyenne dans les pays de l'OCDE, le taux d'épargne des ménages allemands est demeuré quasi-stable. Cette évolution peut s'expliquer par une désinflation moins marquée en Allemagne que dans le reste de l'OCDE, du fait d'un rythme d'inflation plus faible au début des années 1980, mais également par la montée du taux de chômage qui contribuerait à hauteur de 0,4 point à la stabilité de l'épargne allemande.

Le creusement limité du solde public en Allemagne explique que ce soit le pays qui connaisse la plus faible contribution du solde public sur les fluctuations de l'épargne des ménages entre 1988 et 1995. Enfin, la baisse du taux d'épargne depuis 1995 résulterait à la fois de la réduction du déficit public et de la hausse parallèle de la taxation directe.

L'Italie : le poids de la désinflation, du vieillissement et de la chute des taux d'intérêt réels.

Le taux d'épargne des ménages italiens s'est replié de près de 13 points en l'espace de 20 ans. Cette chute résulte d'une part du repli de l'inflation (contribution de - 7 points), mais également de la hausse particulièrement marquée du ratio de dépendance en Italie : ce vieillissement de la population contribue pour - 3,3 points à la baisse du taux d'épargne depuis 1980.

Dans les années 1990, la réduction du déficit public (passé de 12 % du PIB en 1990 à moins de 2 % du PIB en 1999) et la hausse de la pression fiscale joueraient à hauteur de - 2,0 points dans le repli du taux d'épargne des ménages.

Le Royaume-Uni : une désépargne publique importante au début des années 1990.

Le modèle rend particulièrement mal compte des variations du taux d'épargne des ménages au Royaume-Uni. Plus de 4 points de hausse demeurent inexpliqués entre 1988 et 1995. Néanmoins, il est intéressant de relever que la contribution de la variation du solde public (2,1) est la plus forte des cinq pays observés, ce qui pourrait plaider pour un effet néo-ricardien massif dans ce pays sur cette période, à l'origine, entre autres facteurs, de la remontée de 5 points du taux d'épargne. Entre 1995 et 2001, la résorption du déficit public et la désinflation seraient les deux principaux contributeurs au repli du taux d'épargne de - 4,2 points.

Les États-Unis : assainissement des comptes publics.

Aux États-Unis, le repli du taux d'épargne des ménages s'établit à pratiquement - 8 points en 20 ans. La désinflation dans les années 1980, puis l'assainissement marqué des comptes publics et le faible niveau de chômage dans les années 1990 semblent expliquer en grande partie ce mouvement continu. Le modèle rend plutôt assez bien compte des mouvements de l'épargne des ménages dans ce pays.

4. Les déterminants de moyen terme, qui ont influencé le relèvement du taux d'épargne en France, ne l'expliquent pas entièrement

4.1. Les limites des modélisations des évolutions du taux d'épargne des ménages en France sur séries temporelles

Les comportements de consommation en France ont suscité au cours des années 1990 une importante littérature aussi bien théorique qu'économétrique. L'une des raisons de cet engouement a été l'échec des équations de consommation habituelles dans le domaine de la prévision. Les performances médiocres des équations traditionnelles ont conduit les économistes à proposer des explications plus riches, dans lesquelles l'éventualité d'une rupture du comportement de consommation des ménages n'est pas écartée pour rendre compte du relèvement du taux d'épargne des ménages depuis 1988.

La première hypothèse avancée a été le *rôle de l'épargne de précaution*. Face à la montée ou à la persistance du chômage, les individus auraient tendance à épargner par « précaution » plutôt qu'à consommer. L'effet dissuasif du chômage se comprend théoriquement de deux manières : d'une part une anticipation de baisse des revenus (par perte/disparition d'emploi), d'autre part l'effet propre d'une augmentation d'incertitude quant aux revenus futurs. Bonnet et Dubois [1995] obtiennent, de manière très cohérente, un effet négatif de l'augmentation du taux de chômage sur la consommation. Cependant, cet effet n'explique qu'en très faible proportion la hausse du taux d'épargne du début des années 1990.

La seconde hypothèse est l'*influence de la libéralisation financière* à partir de 1986. Cette libéralisation financière aurait accru la sensibilité de la consommation des ménages aux taux d'intérêt. Bonnet et Dubois [1995] introduisent des indicatrices sur la période considérée, indicatrices qui sont toutefois susceptibles de refléter d'autres phénomènes que la seule libéralisation financière. Sicsic et Villette [1995] introduisent les crédits de trésorerie dans leur équation de consommation, montrant ainsi la sensibilité des ménages aux conditions de financement par le crédit.

La troisième hypothèse explicative concerne l'*effet de richesse*. Bonnet et Dubois [1995], en introduisant les actifs et en distinguant richesse financière et richesse immobilière, montrent que l'effet de richesse n'apparaît pas significatif dans la fonction de consommation. Toutefois, ils insistent sur la difficulté de construire des séries de richesse à partir des statistiques exis-

tantes. De plus, leur période d'étude s'arrête au début des années 1990 et rien ne permet d'affirmer que ces effets ne sont pas devenus importants par la suite.

Ainsi, le travail de synthèse de la revue *Économie et Prévision* [1998], qui rappelle les spécifications des équations de consommation utilisées dans les modèles économétriques de prévision en France, constate leur manque de capacité prédictive concernant la demande des ménages. Les auteurs proposent toutefois une piste de réflexion : faire une distinction entre biens fongibles et biens durables. Enfin, la présentation du modèle Mesange par Allard-Prigent *et al.* [2002] souligne également que la modélisation de la consommation dans le modèle de la direction de la Prévision nécessite l'introduction d'une indicatrice sur la période 1988-1995.

Les modèles univariés en séries temporelles rendent ainsi bien compte de la dynamique de l'épargne jusqu'en 1988, mais concluent à un repli de l'épargne des ménages au cours de la dernière décennie, en lien avec la hausse des indices boursiers, le repli du chômage et la poursuite de la désinflation. Ces estimations concluent en fait à une rupture de comportement des ménages français à la fin des années 1980 : un test de Chow récursif rejette la stabilité du modèle avec un niveau de confiance de 90 %, le point de rupture étant situé autour de 1990.

Au total, depuis le début des années 1990, le mouvement spécifique du taux d'épargne des ménages français demeure mal expliqué par les modélisations temporelles. Aucun des facteurs explicatifs envisagés dans la littérature (libéralisation financière à partir de 1986 ; épargne de précaution, dans un contexte de montée ou de persistance à un niveau élevé du chômage ; mécanismes d'« effets de richesse »), pris isolément, ne permet de rendre compte de la dynamique du taux d'épargne au tournant des années 1990. En outre, aucun de ces facteurs explicatifs potentiels n'est spécifique à la France. La libéralisation financière a concerné tous les pays européens, de même que la montée du chômage au début des années 1990.

4.2. Les hétérogénéités de la France au sein du panel

L'évolution spécifique du taux d'épargne des ménages français depuis la fin des années 1980 est peut-être due à une différence de comportement d'épargne entre les ménages français et ceux des autres pays de l'OCDE considérés. Dans le cadre du modèle commenté précédemment, le test de Fisher d'égalité du comportement d'épargne des ménages français au comportement des autres pays rejette l'homogénéité de comportement au seuil de significativité de 5 %⁶.

L'étude des hétérogénéités entre la France et l'ensemble des autres pays du panel peut être prolongée et affinée en testant l'hypothèse d'hétérogé-

6. La valeur de la statistique de Fisher vaut 2,17 ; l'hypothèse d'homogénéité est par conséquent rejetée au seuil de 5 %.

néité variable par variable, et non pas en bloc comme dans le test de Fisher précédent. Cette approche conclut à une hétérogénéité de comportement d'épargne entre les ménages français d'une part, et les ménages des autres pays d'autre part vis-à-vis de trois variables explicatives retenues précédemment : le solde public, le taux de chômage et le taux d'intérêt réel de court terme.

La prise en compte de ces hétérogénéités nous amène logiquement à estimer un nouveau modèle, plus général, permettant pour la France un comportement spécifique au sein du panel vis-à-vis de l'épargne publique, du taux de chômage et du taux d'intérêt réel de court terme. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.a de l'annexe 4.

Étant donné le faible nombre de points disponibles pour la France, l'estimation des paramètres spécifiques à la France est entachée d'imprécision. En particulier, les variables sur lesquelles porte l'hétérogénéité de comportement apparaissent non-significatives.

Toutefois, il demeure intéressant de comparer la sensibilité du taux d'épargne en France et dans l'ensemble des autres pays aux variables sur lesquelles porte l'hétérogénéité. Concernant le solde public, les différences de comportement entre la France et les autres pays semblent peu marquées au vu des coefficients obtenus. L'absence d'influence apparente du taux d'intérêt réel de court terme sur l'épargne des ménages en France est à mettre en perspective avec des études de type univarié concernant spécifiquement le cas français : les taux d'intérêt n'auraient eu d'impact sur l'utilisation du revenu des ménages qu'à partir du milieu des années 1980 du fait de la libéralisation financière⁷. Il serait donc logique, dans une étude sur longue période comme celle-ci, de ne pouvoir mettre en évidence un effet du taux d'intérêt sur le taux d'épargne des ménages.

4.3. L'influence des déterminants de long terme sur l'évolution du taux d'épargne des ménages en France

Comme pour les autres pays du panel, il est possible de mettre à l'épreuve notre modélisation en calculant les contributions des différents déterminants à l'évolution du taux d'épargne des ménages en France. La France ayant un comportement d'épargne différent des autres pays, cet exercice peut être réalisé dans le cadre du modèle autorisant l'hétérogénéité entre la France et l'ensemble des autres pays pour certaines variables.

L'évaluation des contributions des déterminants aux variations du taux d'épargne des ménages en France est particulièrement décevante. Les déterminants de long terme rendraient compte d'une stabilisation du taux d'épargne des ménages entre 1988 et 1995, alors qu'une hausse de 4,3 points est enregistrée sur cette période. En outre, ils suggéreraient un

7. Voir par exemple Bonnet et Dubois [1995] ou Allard-Prigent *et al.* [2002].

repli de 3,1 points du taux d'épargne depuis 1995, alors qu'une quasi-stabilisation est constatée.

La hausse de 4,3 points du taux d'épargne des ménages français entre 1988 et 1995 n'est que partiellement expliquée par les évolutions du solde public.

La contribution sur la période 1988-1995 de l'aggravation du déficit public à la hausse du taux d'épargne des ménages est particulièrement forte en France (0,9 point) et va dans le sens du relèvement du taux d'épargne des ménages. Toutefois, cet effet est en partie compensée par le relèvement de la fiscalité directe qui pèserait de - 0,5 point sur l'épargne des ménages au cours de la période.

Le redressement du taux de chômage, quant à lui, n'aurait pas influencé la dynamique du taux d'épargne des ménages français.

En outre, le vieillissement de la population française aurait plutôt pesé dans le sens d'une baisse sur le taux d'épargne des ménages (- 0,3 point), tout comme le processus de désinflation (- 0,3 point).

Au total, si le facteur désépargne publique a vraisemblablement influencé le relèvement du taux d'épargne des ménages en France entre 1988 et 1995, il ne rend pas entièrement compte de ce mouvement dans les simulations.

Dans la seconde moitié des années 1990, la poursuite de la hausse du taux d'épargne des ménages n'est pas expliquée par les déterminants communs du taux d'épargne des ménages à moyen terme.

Sur cette période, pratiquement tous les facteurs de long terme exercent une pression à la baisse sur le taux d'épargne des ménages français :

- la réduction très conséquente du déficit public et le relèvement de la fiscalité directe (contribution cumulée de - 3,4 points)
- le repli de l'inflation et du taux de chômage (contribution cumulée de - 0,2 point)
- le vieillissement de la population (contribution de - 0,4 point)

Au total, l'estimation suggère un repli de - 3,1 points entre 1995 et 2001. La hausse de 0,3 point du taux d'épargne français sur cette période est par conséquent loin d'être expliquée par les déterminants de moyen terme mis en évidence dans cette étude.

On peut toutefois conclure de ces résultats que, dans le cadre actuel d'un nouveau creusement des déficits publics, d'un allègement de la fiscalité directe et d'une nouvelle hausse du taux de chômage, il est probable que la pression à la baisse d'autres facteurs (vieillissement et faiblesse des taux d'intérêts réels) n'entraîne pas une réduction du taux d'épargne des ménages à horizon de 2 ou 3 ans.

*
* *

Cette étude valide, en comparaison internationale sur un panel de pays, un effet néo-ricardien et un effet démographique sur les décisions d'épargne

des ménages, tout en confirmant l'effet dit d'encaisses réelles provoqué par l'inflation.

Les résultats économétriques souffrent de certains défauts qui tiennent à la particularité du panel utilisé. D'une part, le nombre de pays étudiés est restreint (14 pays), ce qui limite l'information contenue dans la dimension inter-individuelle. Cependant, la démarche utilisée permet de travailler sur données annuelles en utilisant un nombre d'observations relativement élevé, exercice qui n'est pas possible en étudiant chaque pays isolément.

Ainsi, cette étude souligne le poids des différents facteurs de moyen terme dans la formation de l'épargne dans plusieurs pays de l'OCDE, comme l'Allemagne, l'Italie et les États-Unis. Les simulations demeurent, pour autant, relativement décevantes.

En outre, bien qu'elle mette en évidence une hétérogénéité de comportement des ménages français par rapport à ceux des autres pays de l'OCDE, cette étude ne permet pas d'interpréter entièrement les mouvements du taux d'épargne des ménages en France depuis 1988. Elle offre toutefois comme piste d'interprétation du relèvement du taux d'épargne des ménages sur cette période, le mouvement de désépargne publique.

Références bibliographiques

- ALLARD-PRIGENT C., AUDENIS C. BERGER K., CARNOT N., DUCHÊNE S., PESIN F. [2002], « Présentation du modèle MESANGE », *Document de travail de la Direction de la Prévision*, mai 2002.
- BARRO R. [1974], « Are Government Bonds Net Wealth ? », *Journal of Political Economy*, novembre-décembre, vol. 82, n° 6, p. 1095-1117.
- BARRO R. [1989], « The Ricardian Approach to Budget Deficits ? », *Journal of Economic Perspectives*, spring, vol. 3, n° 2, p. 37-54.
- BLANCHARD P. [2001], « Variables instrumentales et moments généralisés avec SAS-IML », *Document de travail ERUDITE*, n° 00-0.
- BLANCHARD P. [2001], « L'économétrie des données de panel avec SAS », *Document de travail ERUDITE* n° 00-01.
- BONNET X., DUBOIS E. [1995], « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et Prévision*, n° 121, p. 39-58, 5/1995.
- BOONE L., GIORNO C., RICHARDSON P. [1998], « Stock market fluctuations and Consumption Behaviour : some Recent Evidence », *OECD Working Paper*, n° 208.
- CALLEN T., THIMANN C. [1997], « Empirical Determinants of Household Saving : Evidence from OECD Countries », *IMF working paper*, WP/97/181.
- Collectif [1998], « La demande des ménages, in Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *Économie et Prévision*, n° 134.
- MASSON P.R., BAYOUMI T., SAMIEL H. [1995], « International Evidence on the Determinants of Private Saving », *International Monetary Fund Working Paper*, 95/51.

- MODIGLIANI F., BRUMBERG R. [1954], « Utility Analysis and the Consumption Function : An Interpretation of cross-section Data », in *Post-Keynesian Economics*, ed. Kurihara, p. 388-436.
- OECD [2001], « Saving and investment : determinants and policy implications », *Document de travail CPE-WP1*, septembre 2001.
- OECD [2001], « Economic Outlook Database Inventory », *Document de travail EO70*, décembre 2001.
- PIROTTE A. [1996] « Estimation de relations de long terme sur données de panel : nouveaux résultats », *Economie et Prévision*, n° 126, 5/1996.
- SEATER J. [1993], « Ricardian Equivalence », *Journal of Economic Literature*, mars, vol. 31, p. 142-909.
- SICSIC P., VILLETTE J.P. [1995], « Du nouveau sur le taux d'épargne des ménages ? », *Économie et Prévision*, n° 121, 5/1995.
- TANZI V., ZEE H.H. [1998], « Taxation and the Household Saving Rate : Evidence from OECD Countries », *IMF working paper*, 98/115.
- THOMAS A. [2001], « An Exploration of the Private Sector Response to Changes in Government Saving Across OECD Countries », *IMF working paper*, 01/6.
- UI HAQUE N., PESARAN H., SHARMA S. [1999], « Neglected Heterogeneity and Dynamics in cross-country Savings Regressions », *IMF working paper*, 99/128.

Annexes

Annexe 1

Les statistiques de taux d'épargne des pays de l'OCDE entre 1970 et 2002 — source harmonisée OCDE

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Allemagne	13,4	13,9	13,2	11,6	12,2	12,1	12,9	12,9	13,2	12,7	13,9	13,0	13,0	12,3	11,6	11,2	10,8	10,4	10,3	9,8	9,8	10,1	10,4
Autriche	13,2	11,2	12,2	10,1	10,1	10,5	10,5	12,3	13,9	11,9	12,8	14,0	14,9	12,0	10,9	11,8	11,7	9,9	7,4	8,4	8,5	7,4	7,5
Belgique	20,3	19,9	17,6	17,7	17,3	15,9	18,5	16,9	17,0	15,3	18,0	17,9	19,0	19,4	19,3	18,8	17,0	15,7	14,5	14,1	13,4	13,0	13,7
Canada	15,5	17,4	20,2	16,9	16,7	15,8	13,4	11,9	12,3	13,0	13,3	13,3	13,0	11,9	9,5	9,2	7,0	4,9	4,9	4,1	4,8	4,6	4,4
Danemark								7,4	8,4	8,4	11,2	10,8	9,7	8,3	4,2	6,9	5,6	3,6	5,0	1,4	4,8	6,0	6,2
Espagne	11,1	12,4	13,2	12,8	11,6	11,1	12,1	10,6	11,0	10,2	12,3	13,4	11,9	14,3	11,9	14,4	14,2	13,2	12,2	11,1	10,6	10,2	10,1
Finlande	4,1	3,7	4,4	6,0	4,9	3,4	2,1	3,8	-0,5	-0,3	2,2	7,2	9,5	6,9	1,8	5,2	0,9	2,5	0,7	1,8	-0,9	-0,9	-0,3
France	12,1	12,7	12,1	11,3	9,6	8,9	8,1	6,4	6,9	7,2	7,8	8,7	9,7	10,4	9,8	11,2	10,0	11,3	10,8	10,4	10,8	11,5	12,2
Irlande	12,1	14,2	15,9	14,3	14,5	12,5	10,7	11,6	8,7	6,8	8,5	9,6	9,1	12,0	8,2	11,7	10,1	11,0	13,0	12,1	10,7	12,7	13,8
Italie	27,9	30,2	30,1	31,6	30,8	30,7	28,9	28,3	27,7	27,4	27,8	27,0	25,6	25,2	23,8	22,5	23,5	20,2	17,3	15,4	14,5	15,4	16,0
Japon	19,9	19,7	17,9	17,1	16,9	16,5	16,5	14,0	13,2	13,3	14,0	14,6	13,9	13,5	12,3	11,9	9,8	9,8	11,2	11,1	9,8	6,9	5,8
Pays-Bas	7,8	9,3	9,3	5,8	5,6	5,6	8,2	8,3	8,1	9,8	11,6	7,2	8,3	6,8	7,1	14,9	13,6	13,4	12,9	9,6	6,7	9,6	10,7
Royaume-Uni	12,4	12,2	10,9	9,0	10,3	9,8	8,2	6,4	4,9	6,6	8,0	10,0	11,4	10,8	9,3	10,0	9,1	9,5	6,0	5,3	4,3	5,5	5,2
Suède	7,9	6,5	3,2	3,8	3,4	3,2	1,9	-2,6	-4,5	-4,4	0,0	3,4	8,0	10,7	11,1	8,3	7,1	4,9	2,5	3,3	2,4	5,2	8,2
États-Unis	10,2	10,8	10,9	8,8	10,6	9,2	8,2	7,3	7,8	7,5	7,8	8,3	8,7	7,1	6,1	5,6	4,8	4,2	4,7	2,6	2,8	2,3	3,7

Annexe 2

Résultats des estimations de panel

Tableau. Modèle statique : estimateurs mco, within, between et MCQG, et tests associés

	Solde public	Ratio de dépendance	Inflation	Taux de chômage	Taux d'intérêt réel de court terme	Taxes directes sur les ménages	Constante
Modèle							
(a) Estimation par les MCO ¹ sans effets individuels	- 1,03 - 13,22	0,15 1,01	0,34 5,10	- 0,38 - 5,11	0,23 2,47	- 0,62 - 10,32	16,27 11,73
(b) Estimation intraindividuelle (within) ²	- 0,34 - 5,59	- 0,48 - 3,51	0,38 8,53	0,10 1,46	0,20 4,39	- 0,54 - 5,33	(effets fixes)
(c) Estimation par les MCQG ³	- 1,54 - 1,76	- 0,04 - 0,02	0,22 0,13	- 0,33 - 0,26	0,21 0,05	- 0,56 - 1,42	17,30 1,68
Test d'Hausman : p-value = 0,55							
Effets fixes individuels de (b) : Allemagne : 20,3 Belgique : 26,8 Canada : 17,6 Danemark : 24,0 Espagne : 14,5 Finlande : 11,2 France : 15,1 Irlande : 16,5 Italie : 29,7 Japon : 22,7 Pays-Bas : 15,5 Royaume-Uni : 16,5 Suède : 15,5 États-Unis : 14,0							

Notes : 1) En italique figurent les statistiques de Student correspondantes.
2) étant donné le nombre d'individus, les estimations inter-individuelles (between) n'ont pas de sens en elles-mêmes.
1. Moindres carrés ordinaires.
3. Moindres carrés généralisés, valide pour une spécification du type modèle à erreurs composées.

Annexe 3

Contributions des déterminants pour chaque pays

Tableau. Contributions aux variations du taux d'épargne des ménages dans l'estimation statique du modèle (b), avec hypothèse d'homogénéité

	Variation du taux d'épargne	Solde public	Ratio de dépendance	Inflation	Taux de chômage	Taux d'intérêt réel de court terme	Taxes directes sur les ménages	Estimation
Allemagne								
1980-1988	-0,2	-0,3	0,1	-1,7	0,4	-0,1	0,4	-1,2
1988-1995	1,9	0,1	0,0	0,5	0,1	-0,4	0,3	0,8
1995-2001	-1,1	-0,2	-0,3	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,8
Italie								
1980-1988	-0,2	1,4	-1,9	-5,7	0,5	1,8	-1,3	-3,9
1988-1995	-5,2	-1,3	-0,8	0,0	0,1	-0,1	-0,5	-2,4
1995-2001	-7,2	-1,7	-0,6	-1,3	-0,2	-0,6	-0,3	-4,6
Royaume-Uni								
1980-1988	-7,5	-1,3	-0,3	-4,2	0,2	1,0	0,5	-4,2
1988-1995	5,1	2,1	-0,2	-0,8	0,1	-0,3	0,3	1,1
1995-2001	-4,5	-2,2	-0,1	-1,1	-0,4	0,2	-0,6	-4,2
États-Unis								
1980-1988	-2,4	0,4	-0,4	-2,6	-0,2	0,1	0,4	-2,3
1988-1995	-2,2	-0,2	-0,3	-0,6	0,0	-0,1	-0,2	-1,3
1995-2001	-3,3	-0,9	-0,1	-0,1	-0,1	-0,4	-1,2	-2,8

Annexe 4

Le cas français

Tableau 4a. Évaluation des hétérogénéités pour la France

	Solde public	Ratio de dépendance	Inflation	Taux de chômage	Taux d'intérêt réel de court terme	Taxes directes sur les ménages	Constante
Modèle : Estimation intraindividuelle (within)							
(i) Estimation coefficients spécifiques — France	− 0,30			0,09	− 0,32		
	− 0,57			0,23	− 1,62		
(ii) Estimation coefficients — reste du panel	− 0,34	− 0,56	0,36	0,13	0,22	− 0,52	(effets fixes)
	− 5,88	− 4,16	8,34	1,90	4,86	− 5,25	

Tableau 4.b Contributions aux variations du taux d'épargne des ménages en France dans l'estimation statique du modèle (b), avec hypothèse d'hétérogénéité pour la France sur quatre variables

	Variation du taux d'épargne	Solde public	Ratio de dépendance	Inflation	Taux de chômage	Taux d'intérêt réel de court terme	Taxes directes sur les ménages	Estimation
France 1980-1988 1988-1995 1995-2001	− 5,3	0,7	0,2	− 3,7	0,3	− 1,9	0,1	− 4,3
	4,3	0,9	− 0,3	− 0,3	0,1	0,2	− 0,5	0,0
	0,3	− 1,2	− 0,5	− 0,2	− 0,2	0,6	− 1,5	− 3,1