

LA BAISSÉ DES TAUX D'ÉPARGNE PRIVÉE DURANT LES ANNÉES 90 DANS LES PAYS DE L'OCDE : LA CONTRIBUTION DES DÉTERMINANTS AUTRES QUE LA RICHESSE

Alain Serres et Florian de Pelgrin

TABLE DES MATIÈRES

Introduction	130
Faits stylisés et déterminants des taux d'épargne dans les pays de l'OCDE	131
Évolution des taux d'épargne internationaux dans les années 90	131
Influence des effets de revalorisation et de la richesse financière sur les taux d'épargne des ménages.....	133
Déterminants fondamentaux des taux d'épargne privée : au-delà de l'effet de richesse	136
Déterminants de l'épargne publique : stratégie empirique	141
Définition des variables et sources de données	141
Méthode d'estimation	142
Résultats empiriques	146
Principaux résultats.....	146
Comparaison avec les résultats de précédentes études utilisant des données de panel.....	147
Évaluation de la robustesse de la spécification et simulation hors échantillon	153
Sensibilité à l'inclusion d'autres déterminants potentiels de l'épargne privée	155
Conclusions.....	161
Bibliographie	166

Alain de Serres est économiste principal au Département des affaires économiques de l'OCDE et Florian Pelgrin économiste principal au Département d'analyse monétaire et financière de la Banque du Canada et ancien consultant du Département des affaires économiques de l'OCDE. Les auteurs expriment toute leur gratitude à Jørgen Elmeskov, Michael Feiner, Mike Kennedy, Ignazio Visco et Paul Swaim pour leurs précieux commentaires. Ils remercient également Laure Meuro pour sa contribution à la partie statistique et Veronica Humi pour le secrétariat.

INTRODUCTION

Les taux d'épargne privée ont baissé dans la majorité des pays de l'OCDE durant les années 90, en particulier dans la seconde moitié et essentiellement dans le secteur des ménages. Dans les pays concernés, la forte désépargne des ménages s'est accompagnée d'une augmentation significative de la dette privée par rapport au PIB et a coïncidé avec un accroissement notable de la richesse financière des ménages. Le phénomène a été particulièrement net aux États-Unis, en Allemagne, en Italie et au Royaume-Uni, pays pour lesquels existent des données sur la richesse financière. D'aucuns l'ont interprété comme une indication que la forte hausse des valeurs mobilières et immobilières à la fin des années 90 fut traitée par les ménages comme une hausse permanente de la richesse, entraînant une baisse non soutenable de l'épargne.

Certains ont redouté qu'une chute substantielle des valeurs mobilières n'affecte la situation financière des ménages et les incite à reconstituer leur épargne au moment où une forte consommation serait nécessaire pour éviter une récession majeure. Les craintes d'un effet de richesse négatif ne se sont pas encore réalisées mais il est possible que la solidité persistante du marché immobilier ait contribué beaucoup à atténuer l'impact des crises boursières. Il est également possible que la diminution de l'épargne privée ait été plus soutenable que ce que suggérerait la simple corrélation avec les mesures de la richesse financière nette des ménages. Tentant d'y voir plus clair, nous avons mis en oeuvre des techniques d'estimation pour un panel d'équations dynamiques, afin d'analyser la contribution d'une série de déterminants fondamentaux des taux d'épargne privée pour un groupe de 15 pays de l'OCDE entre 1970 et 2000.

Comme Haque *et al.* (1999), nous appliquons la méthode d'estimation fondée sur la moyenne de groupe agrégée (*pooled mean group* – PMG) pour estimer une spécification dynamique qui n'impose de restrictions d'homogénéité que pour les coefficients de long terme et seulement si ces restrictions ne sont pas rejetées pour des motifs statistiques. Notre étude va toutefois plus loin et se sert de cette méthode pour déterminer avec quelle précision les variations de l'épargne privée peuvent être suivies à partir des déterminants et pour évaluer la contribution respective de ces déterminants dans chaque pays. Plus particulièrement, l'analyse empirique suggère que les taux d'épargne privée dans les pays de l'OCDE ont été notablement influencés par les taux d'épargne publique, la structure démographique (ratio de dépendance

des personnes âgées), le taux de croissance de la productivité de la main-d'œuvre, les variations des termes de l'échange et le taux d'intérêt réel. Le taux d'épargne publique est le facteur qui a le plus joué entre 1995 et 2000. Globalement, même dans les pays où la désépargne a atteint des niveaux historiques, le phénomène semble avoir été causé par des déterminants autres que la richesse financière ou immobilière et dont le profil d'évolution était soutenable. À cet égard, les risques d'effets de richesse négatifs et significatifs semblent écartés. En revanche, un assouplissement de la politique fiscale pourrait dans ce contexte n'avoir qu'un impact limité sur la consommation des ménages et déboucher sur un accroissement de l'épargne privée.

La présente contribution s'articule comme suit : la section suivante, qui fournit une vue d'ensemble de l'évolution internationale des taux d'épargne dans les années 90, examine également un certain nombre de facteurs explicatifs. La stratégie empirique, la méthodologie économétrique et les données sont présentées dans la troisième section. Suivent les principaux résultats des estimations et de l'analyse de sensibilité et, enfin, les conclusions.

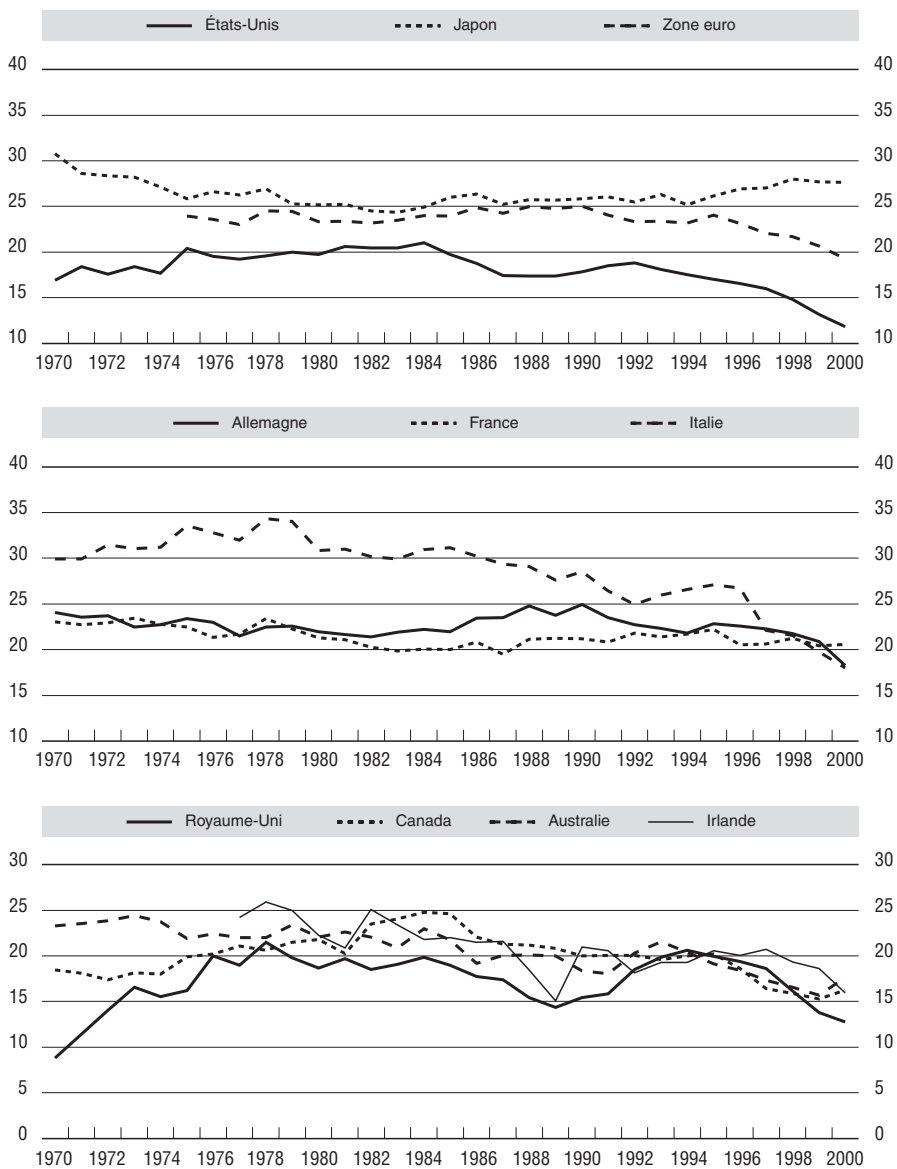
FAITS STYLISÉS ET DÉTERMINANTS DES TAUX D'ÉPARGNE DANS LES PAYS DE L'OCDE

Évolution des taux d'épargne internationaux dans les années 90

Les taux d'épargne privée brute ont fortement reculé dans un certain nombre de pays durant les années 90, et malgré le léger rebond généralement enregistré depuis 2000, ils demeurent inférieurs aux moyennes à plus long terme (graphique 1). Il est des cas où la baisse a pu refléter un ajustement conjoncturel après la forte hausse des années précédentes (Royaume-Uni, Espagne, Suède et Finlande). Ailleurs, toutefois, les taux d'épargne privée sont à la baisse depuis le milieu des années 80 ; aux États-Unis, en Italie, au Canada et en Australie, ils ont même atteint des creux quasiment historiques en 2000.

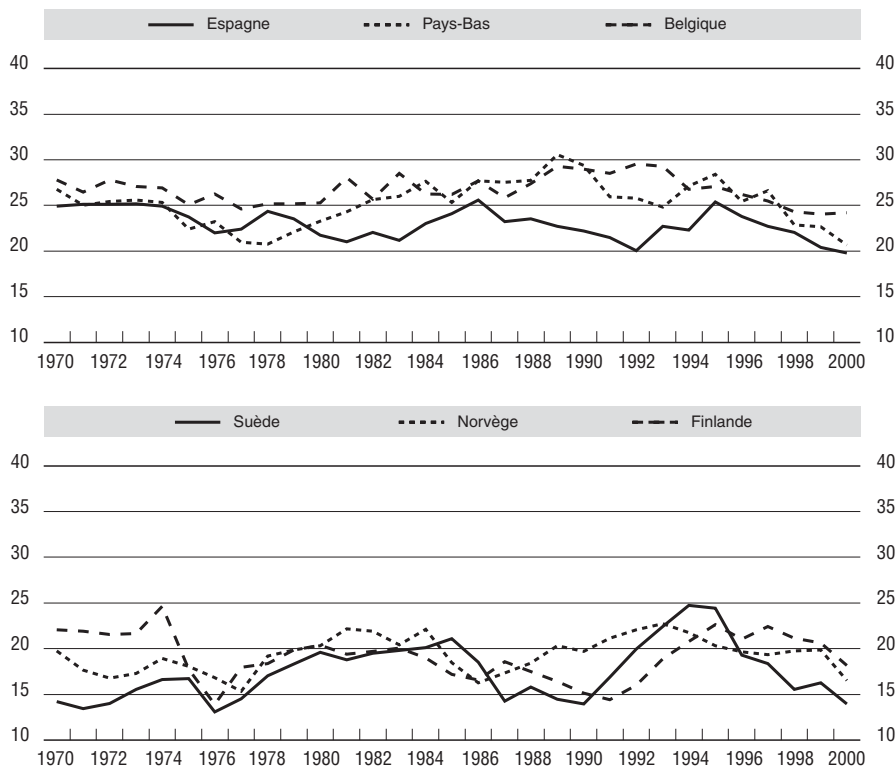
La désépargne a surtout concerné le secteur des ménages, en particulier aux États-Unis, en Italie, au Canada et en Australie, où les niveaux exprimés en pourcentage du PIB ont été en moyenne sensiblement inférieurs à ceux des années 80. Dans certains cas, la baisse de l'épargne des ménages a été partiellement neutralisée par une hausse de l'épargne des entreprises, dont l'importance relative a augmenté considérablement depuis les années 80 – notamment au Canada, en Australie et en Finlande – au point de dépasser le volume de l'épargne des ménages dans la grande majorité des pays¹. Au Japon, la désépargne des ménages a même été plus que compensée par l'épargne des entreprises, d'où une légère progression de l'épargne privée.

Graphique 1. Taux d'épargne privée brute
En pourcentage du PIB



Source : OCDE.

Graphique 1. **Taux d'épargne privée brute** (suite)
En pourcentage du PIB

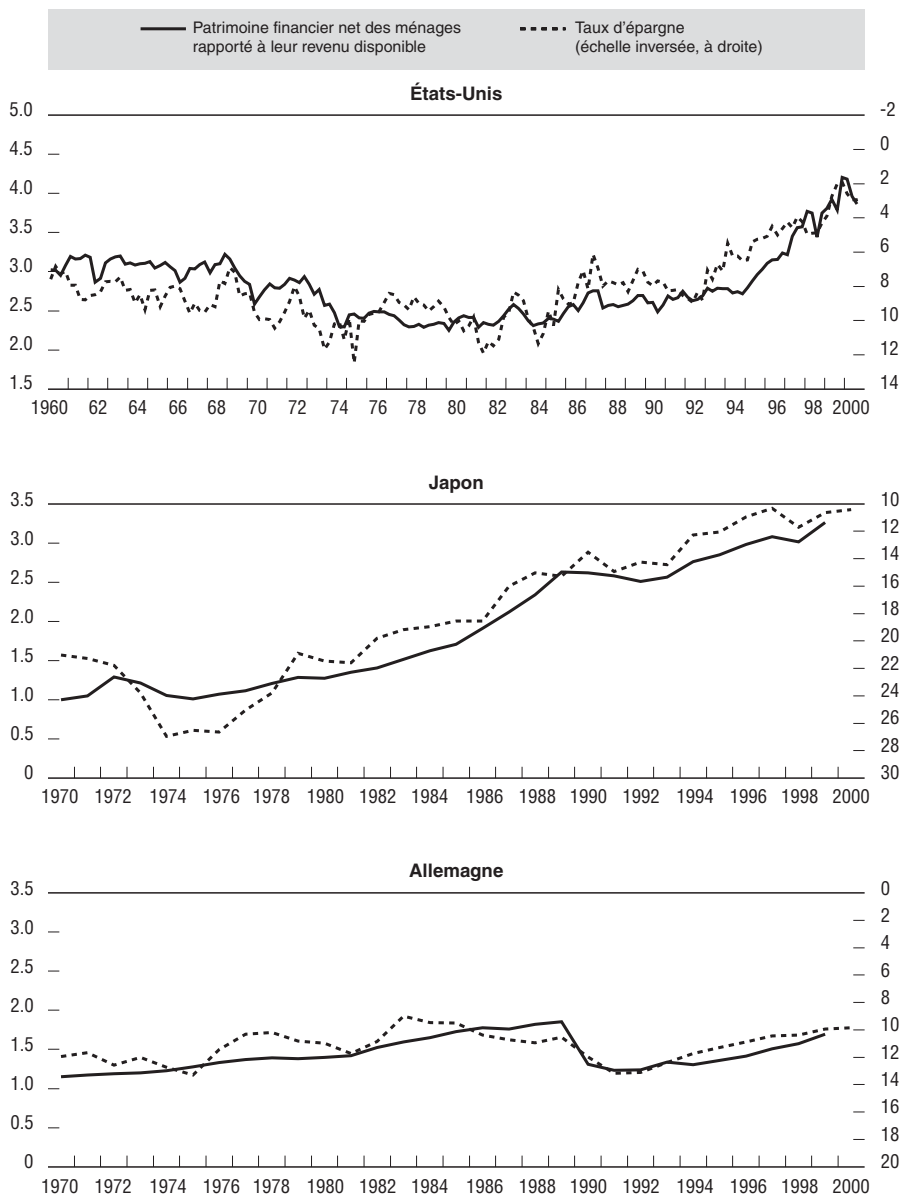


Source : OCDE.

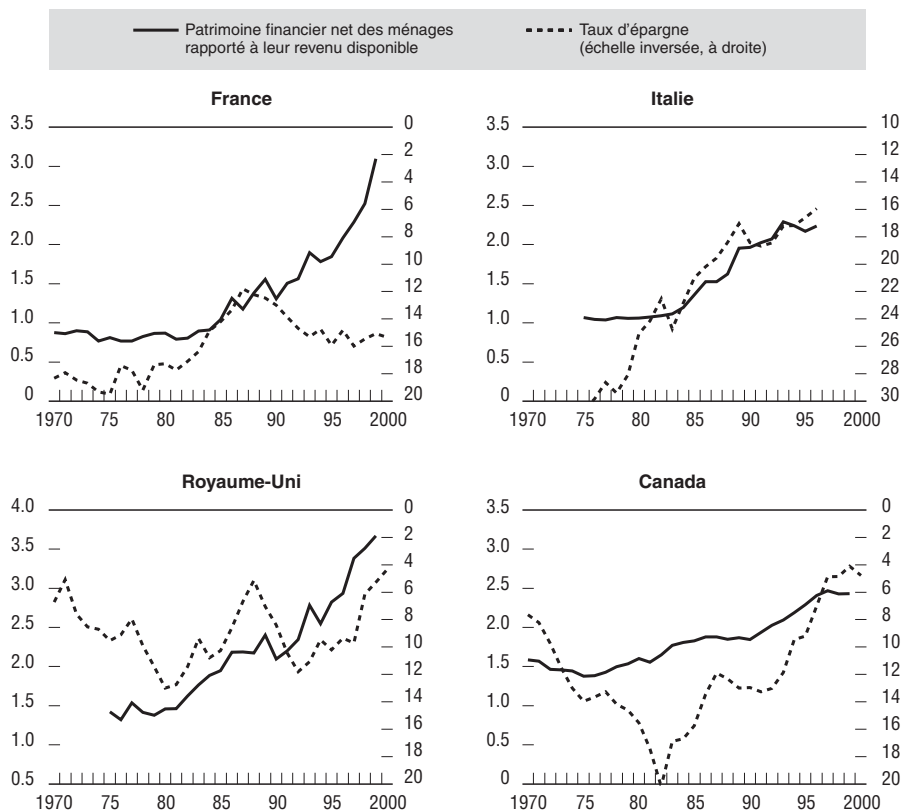
Influence des effets de revalorisation et de la richesse financière sur les taux d'épargne des ménages

Dans les pays où l'épargne des ménages a baissé, ce mouvement a coïncidé avec une hausse substantielle de la richesse financière nette, comme l'atteste la forte corrélation négative entre les deux séries, au moins dans la plupart des pays du G-7 (graphique 2)². En effet, plusieurs études ont établi un lien entre la baisse des taux d'épargne privée à la fin des années 90 et l'augmentation notable de la richesse financière, en particulier aux États-Unis³. Même si l'on peut y voir une preuve que la montée en flèche des valeurs mobilières à la fin des années 90 a été

Graphique 2. **Patrimoine financier net et taux d'épargne des ménages**
En pourcentage du revenu disponible des ménages



Graphique 2. **Patrimoine financier net et taux d'épargne des ménages** (suite)
En pourcentage du revenu disponible des ménages



Source : National Flow of Funds or Financial Accounts Statistics, OCDE.

traitée par les ménages comme une hausse permanente de la richesse, entraînant une baisse non soutenable de l'épargne, plusieurs facteurs incitent à une interprétation plus prudente. Premièrement, en raison des divergences concernant la définition économique des deux variables clés (revenu et consommation) servant au calcul de l'épargne et leur traitement respectif dans les comptes nationaux, il n'est pas exclu que la corrélation négative entre épargne des ménages et richesse financière soit en partie fallacieuse. Par exemple, tandis que les plus-values réalisées ne sont pas incluses dans le revenu des ménages au niveau des comptes nationaux, les impôts acquittés à ce titre sont intégralement déduits, ce qui implique un transfert

de revenu, et donc d'épargne, du secteur des ménages au secteur public lorsque des gains substantiels sont réalisés⁴.

Deuxièmement, des éléments récents, issus d'enquêtes sur les ménages et d'analyses empiriques ont montré que la sensibilité de la consommation et/ou de l'épargne au patrimoine peut varier sensiblement selon la nature des plus-values (immobilières ou boursières)⁵ et selon qu'elles aient ou non été réalisées⁶. Troisièmement, l'idée qu'une correction marquée du marché boursier induirait un effet de richesse négatif significatif aux États-Unis a été en grande partie contredite par la capacité de rebond de la consommation privée, malgré le fait que l'économie ait traversé une légère récession suivie d'une reprise inhabituellement molle. Ces éléments suggèrent qu'il n'y avait peut-être pas lieu de craindre une « surréaction » des ménages au boom du marché boursier à la fin des années 90. Ce point de vue est d'ailleurs corroboré par des données empiriques récentes indiquant que seules des modifications *permanentes* du patrimoine affectent la consommation des ménages. Or, dans une très large mesure, les variations du patrimoine financier net des ménages observées depuis l'après-guerre sont transitoires (Lettau et Ludvigson, 2001).

Déterminants fondamentaux des taux d'épargne privée : au-delà de l'effet de richesse

Pour expliquer les tendances de l'épargne privée et évaluer leur durabilité, une méthode plus systématique consiste à aller au-delà des mesures directes de la richesse et à étudier dans quelle mesure les tendances récentes sont liées à des déterminants fondamentaux qui, dans bien des cas, affectent la consommation *par* leur impact sur le patrimoine. Dans cette optique, un panel d'équations d'épargne dynamiques a été estimé pour un grand nombre de pays de l'OCDE pour lesquels une série relativement complète de données fiables a pu être constituée. Comme dans d'autres études transversales empiriques, les déterminants fondamentaux comprennent des variables reflétant l'influence de la démographie, le niveau et le taux de croissance du revenu ou de la productivité, le prix relatif des biens de consommation sur différentes périodes, l'incertitude, le prix relatif des biens domestiques par rapport aux biens importés et les finances publiques. Plus précisément, la spécification finale inclut le taux d'épargne publique, qui rend compte de possibles effets ricardiens, le ratio de dépendance des personnes âgées, la variation en pourcentage des termes de l'échange, le taux de croissance de la productivité de la main-d'œuvre, le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation.

Toute mesure directe de la richesse est donc délibérément exclue de la spécification de base, et ce pour deux raisons. Premièrement, il s'agit de vérifier si les variations de l'épargne peuvent être étroitement suivies, hors échantillon, au moyen de déterminants fondamentaux moins sujets à des fluctuations brusques et non soutenables. En effet, dans l'hypothèse où la richesse aurait eu un impact

significatif au-delà de ce qui est expliqué par les déterminants fondamentaux, l'équation de base pourrait surestimer les taux d'épargne privée dans la plupart des pays où la richesse a fortement augmenté après 1995. Cette question est examinée plus bas. Deuxièmement, bien que des mesures du patrimoine financier puissent en principe être prises en compte pour vérifier qu'elles ont un impact indépendant de celui reflété par d'autres déterminants, les données nécessaires sur le stock de richesse ne sont disponibles que pour un petit nombre de pays⁷.

Pour la majorité de ces variables, leur effet sur l'épargne privée est théoriquement ambigu, notamment à long terme, car il dépend souvent du comportement de consommation supposé ainsi que de certaines spécificités du modèle de référence tels la robustesse de la substitution intertemporelle et l'importance des considérations relatives à l'équilibre général. Les principaux canaux par lesquels ces déterminants peuvent influencer l'épargne sont brièvement explicités ci-dessous.

Croissance de la productivité

Dans une approche en termes de cycle de vie, l'augmentation du taux de croissance du revenu par habitant est susceptible de profiter davantage aux travailleurs qu'aux retraités. Compte tenu des taux d'épargne plus élevés des premiers, cette augmentation provoquerait une hausse de l'épargne globale sous réserve que la répartition des taux d'épargne selon les âges demeure identique (Modigliani, 1966). *A contrario*, en supposant qu'une fraction significative des agents privés puisse modifier leur consommation sur une longue période, il est possible qu'une hausse durable de la croissance de la productivité aboutisse à un ajustement plus que proportionnel de la consommation, car les consommateurs peuvent vouloir étaler dans le temps les avantages d'une courbe de revenu plus haute et plus pentue que prévue (Tobin, 1967). Dans la mesure où les gains de productivité futurs sont intégrés dans les cours des actions, les avantages découlant d'une accélération escomptée du revenu par habitant pourraient se répercuter sur la consommation et l'épargne courantes, via leur impact sur la richesse financière, comme ce fut le cas aux États-Unis à la fin des années 90. Dans ce contexte, une augmentation du taux de croissance de la productivité peut conduire à une diminution du taux d'épargne.

Démographie

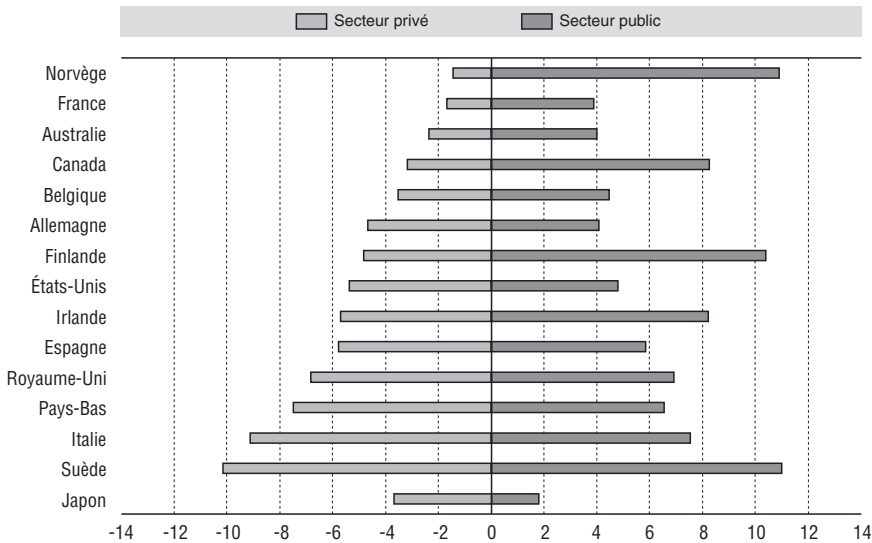
De la même manière, l'impact du vieillissement de la population sur l'épargne globale dépend en grande partie d'effets de cycle de vie sur le comportement des ménages. Si les consommateurs agissent conformément aux hypothèses du modèle de base de cycle de vie, une baisse significative des taux d'épargne peut résulter de la hausse des ratios de dépendance des personnes âgées car une part croissante de la population puise dans ses actifs financiers pour maintenir son

niveau de consommation⁸. Toutefois, les enquêtes auprès des ménages révèlent une accumulation de l'épargne qui persiste bien après le départ à la retraite : dans certains cas, le taux d'épargne n'est que très légèrement inférieur à celui des travailleurs plus jeunes (Borsch-Supan et Brugiavini, 2001). L'effet de l'âge sur le comportement d'épargne est également difficile à appréhender en raison de la nature des régimes en place ainsi que des perspectives courantes et futures en matière de dette et de déficit publics. De surcroît, comme la composition des ménages et les taux d'épargne par cohorte d'âge varient fortement selon les périodes et les pays, le lien entre taux d'épargne global et ratio global de dépendance est extrêmement incertain. En effet, alors que les éléments empiriques relatifs à l'effet du cycle de vie tendent à varier assez sensiblement selon les études, les résultats plus récents, obtenus par des techniques d'estimation plus sophistiquées, suggèrent dans leur majorité une réaction positive relativement minime, mais significative, de l'épargne globale à différentes mesures des ratios de dépendance (Turner *et al.*, 1998).

Épargne publique

La baisse généralisée des taux d'épargne privée dans la seconde moitié des années 90 a très souvent coïncidé avec un rééquilibrage notable du budget de l'État (graphique 3). Les mouvements opposés de l'épargne publique et de l'épargne privée peuvent s'expliquer par l'hypothèse d'équivalence ricardienne selon laquelle les agents privés clairvoyants, animés de considérations altruistes vis-à-vis de leurs descendants, intègrent complètement le fait que tout emprunt public implique un alourdissement du futur service de la dette et représente donc une imposition différée. Désireux de lisser leur consommation dans le temps, les agents privés préfèrent modifier leur comportement d'épargne pour compenser parfaitement les variations de l'épargne publique plutôt que d'ajuster ponctuellement leur consommation. À cet égard, dans le cadre de l'équivalence ricardienne, ils ne considèrent pas leurs obligations d'État comme de la richesse financière nette. Étant donné que la proposition repose sur des conditions extrêmement strictes très peu susceptibles d'être réunies dans la réalité, rares sont ceux qui comptent vraiment sur l'épargne privée pour compenser des fluctuations de la dette publique, comme il en est question dans l'équivalence ricardienne stricte (Seater, 1993)⁹. Même si chacune de ces conditions (à l'exception des considérations altruistes), prise séparément, n'est que de seconde importance, on aboutirait à un scénario très différent de l'équivalence ricardienne si plusieurs d'entre elles n'étaient pas remplies, ce qui est probable. À cet égard, l'ampleur de l'effet compensateur de l'épargne privée est un problème empirique difficile à résoudre du fait de la multitude de facteurs agissant simultanément sur le comportement des épargnants privés.

Graphique 3. Variations des positions d'épargne brute entre 1995 et 2000
En pourcentage du PIB



Source : OCDE.

Variations des termes de l'échange

Selon des modèles keynésiens plus anciens, une évolution défavorable des termes de l'échange provoque une baisse de l'épargne et une détérioration de la balance commerciale (effet de Harberger-Laursen-Meltzer), parce que la diminution de la valeur relative des exportations correspond à une baisse de revenu qui, dans ces modèles basés sur les flux, n'est pas compensée par une baisse de la consommation, car les propensions marginales à consommer et à épargner sont inférieures à l'unité. Cette prédiction a été remise en cause plus tard avec les modèles d'équilibre général intertemporels élaborés pour la consommation et les soldes extérieurs (Obstfeld, 1982). D'après les modèles intertemporels fondés sur un agent représentatif supposé « immortel », l'épargne ne s'ajuste dans une perspective keynésienne que si les chocs affectant les termes de l'échange sont perçus comme transitoires. Un choc permanent aurait peu d'impact sur l'épargne (ou sur la balance commerciale) car les ménages corrigeraient rapidement leur consommation pour s'adapter à la baisse de revenu. Dans les modèles intergénérationnels, les ménages clairvoyants pourraient ajuster leur épargne pour lisser leur consommation même en cas de modifications permanentes des termes de l'échange.

Cependant, la baisse de l'épargne à court et moyen termes entraîne une désaccumulation de richesse financière (Macklem, 1990). L'ajustement au stock moins important de richesse financière nécessite, à moyen terme, une hausse nette du taux d'épargne et du solde commercial comme ratio du revenu. En résumé, même si la plupart des modèles prédisent une relation positive entre les termes de l'échange et l'épargne à court terme, l'effet à long terme est ambigu car il peut dépendre de la perception du choc (réputé transitoire ou permanent) et/ou de l'importance de l'effet de richesse sur les décisions de consommation.

Taux d'intérêt réel

Le sens et l'ampleur de l'impact du taux d'intérêt réel sur l'épargne à court et long terme dépend sur le plan théorique de l'effet de substitution, de l'effet de revenu et de l'effet de richesse humaine. La hausse du taux d'intérêt réel augmente le coût de la consommation courante par rapport à la consommation future, incitant à l'épargne. L'ampleur de cet effet dépend à la fois de l'élasticité de la substitution intertemporelle et de la proportion de ménages confrontés à des problèmes de liquidités. Renforçant cet effet de substitution, la hausse du taux d'intérêt réel réduit la valeur actualisée du futur flux de revenu du travail, provoquant une baisse de la richesse humaine. Alors qu'une modeste variation du taux d'intérêt réel peut induire une variation substantielle de la richesse humaine et bien que l'importance de cette dernière soit potentiellement très supérieure à la richesse non humaine ou financière, la contribution de cette variable est difficile à évaluer, en particulier en raison de problèmes de mesure complexes. Ces impacts sur l'épargne peuvent être compensés par l'effet de revenu. Comme le secteur privé est généralement créditeur net, une hausse du taux d'intérêt stimule le revenu et la consommation au détriment de l'épargne. Globalement, l'effet net est ambigu mais plus les ménages soumis aux contraintes de liquidités sont nombreux plus l'effet de revenu risque de primer par rapport à l'effet de substitution et l'effet de richesse humaine.

Inflation

Outre l'influence qu'elle exerce par l'intermédiaire du taux d'intérêt réel, l'inflation peut agir de plusieurs manières sur l'épargne. En raison de l'étroite corrélation entre le niveau et la variance de l'inflation, celle-ci peut refléter l'effet de l'incertitude sur l'épargne. Dans un tel cas, une hausse de l'inflation est censée faire augmenter l'épargne de précaution. De plus, une hausse imprévue de l'inflation peut conduire les ménages à accroître leur épargne pour compenser les pertes en capital sur un actif à revenu fixe imparfaitement indexé. Toutefois, même en l'absence de réaction à des plus-values ou des moins-values, une corrélation positive fictive entre inflation et taux d'épargne privée peut être induite par les interactions entre inflation, imposition et omission des plus-values ou des moins-values

dans les comptes nationaux (Jump, 1980). Pour un rendement réel donné en termes nominaux, la montée de l'inflation augmente les revenus d'intérêt nominaux mais érode la valeur réelle des actifs, laissant inchangés (en termes réels) le niveau de richesse et la consommation de leurs détenteurs. Néanmoins, comme la hausse des revenus d'intérêt nominaux se retrouve alors dans le revenu mesuré (et est imposée en conséquence), contrairement à la perte de capital sur actifs, le taux d'épargne des ménages (créditeurs nets) tend à s'élever artificiellement avec l'inflation, au détriment à la fois du taux d'épargne public et du taux d'épargne des entreprises (emprunteurs nets). Bref, quel que soit le canal, une relation positive entre inflation et épargne est à attendre.

DÉTERMINANTS DE L'ÉPARGNE PUBLIQUE : STRATÉGIE EMPIRIQUE

Définition des variables et sources de données

La présente section décrit les données et la méthodologie utilisées pour évaluer la contribution des déterminants fondamentaux à l'évolution des taux d'épargne privée dans le temps et dans divers pays. Deux mesures des taux d'épargne nationale brute (en pourcentage du PIB) servent à dériver résiduellement les deux mesures des *taux d'épargne privée brute* utilisées pour l'analyse empirique. L'une provient directement de la banque de données de comptes nationaux de l'OCDE (SCN), l'autre a été construite à partir de statistiques de la balance des paiements (BDP). Dans ce deuxième cas, le taux d'épargne nationale brute est obtenu en ajoutant le taux d'investissement total (stocks compris) au solde courant (en pourcentage du PIB) tiré des statistiques BDP. Dans les deux cas, le taux d'épargne privée brute est calculé résiduellement en soustrayant le *taux d'épargne publique brute* du taux d'épargne nationale brute. Le taux d'épargne publique brute est mesuré par la somme de la capacité de financement des administrations publiques (en pourcentage du PIB) et le taux d'investissement public brut.

Le *ratio de dépendance des personnes âgées* est mesuré par le rapport de la population de plus de 64 ans à la population âgée de 20 à 64 ans. Les données démographiques par tranche d'âge proviennent de la base de données démographiques des Nations unies. La *productivité de la main-d'œuvre* est mesurée par le rapport du PIB réel à l'emploi total. Les *termes de l'échange* sont le rapport des exportations de biens aux prix des importations (données douanières). Le *taux d'intérêt réel* est mesuré par la différence entre une moyenne mobile des taux d'inflation passés (fondée sur un indice implicite des prix de la consommation) et le taux nominal de l'obligation d'État à long terme. Le *taux d'inflation* est la variation en pourcentage du niveau de l'indice implicite des prix de la consommation.

L'échantillon se fonde sur des données annuelles s'échelonnant entre 1970 et 2000 et englobe 15 pays de l'OCDE : États-Unis, Japon, Allemagne, France, Italie, Royaume-Uni, Canada, Australie, Belgique, Finlande, Irlande, Pays-Bas, Norvège, Espagne et Suède.

Méthode d'estimation

L'analyse des déterminants de l'épargne privée dans le temps et dans différents pays a été le sujet de plusieurs études réalisées ces dernières années (tableau 1). Ces études diffèrent suivant les déterminants retenus de l'épargne privée et l'approche économétrique. Pour étudier le comportement d'épargne des ménages dans 21 pays de l'OCDE sur la période 1975-95, Callen et Thimann (1997) utilisent des estimateurs à effet fixe statique et certaines de leurs spécifications présentent un degré de dynamique ou d'hétérogénéité limité. Masson *et al.* (1998) étudient également les déterminants du taux d'épargne privé dans un échantillon de 21 pays de l'OCDE entre 1971 et 1993. Edwards (1995) se sert d'un échantillon de pays développés et industriels durant la période 1970-92. Dans ces deux derniers travaux, la stratégie de modélisation repose sur des MCO agrégés ou des estimateurs à effet fixe statique. En revanche, Loayza *et al.* (2000) et Haque *et al.* (1999) se concentrent sur des estimateurs dynamiques sur données de panel. Loayza *et al.*

Tableau 1. **Sélection d'enquêtes empiriques par panel sur les taux d'épargne dans les pays de l'OCDE**

Auteurs	Échantillon	Méthode	Sujet
Edwards (1995)	36 pays (dont 12 de l'OCDE) (1970-1992)	Techniques de variables instrumentales	Quels sont les déterminants de l'épargne privée et de l'épargne publique ?
Callen et Thimann (1997)	21 pays de l'OCDE (1975-1995)	Étude transversale et effets fixes statiques	Les politiques publiques influent-elles sur les décisions d'épargne des ménages ?
Masson, Bayoumi et Samiei (1998)	21 pays de l'OCDE (1971-1993)	Étude transversale et effets fixes statiques	Quels sont les déterminants de l'épargne privée rapportée au PIB ?
Haque, Pesaran et Sharma (1999)	21 pays de l'OCDE (1971-1993)	Moyenne de groupe agrégée, moyenne de groupe et effets statiques	Comment le fait de négliger l'hétérogénéité et la dynamique peut affecter les conclusions sur les déterminants clés du comportement d'épargne ?
Loayza, Schmidt-Hebbel et Serven (2000)	20 pays de l'OCDE (1966-1995)	GMM en système	Quels sont les déterminants de l'épargne nationale et de l'épargne privée ?

(2000) utilisent différents estimateurs de la méthode généralisée des moments (GMM). Ils partent d'une spécification dynamique leur permettant de distinguer les effets à court terme des effets à long terme. Ils prennent aussi en compte d'éventuels effets inobservés spécifiques au pays et corrélés avec les estimateurs ainsi que la possible endogénéité des variables explicatives.

Toutefois, même en prenant en compte la dynamique, Loyaza *et al.* supposent que les coefficients de pente et les coefficients de court terme sont homogènes¹⁰. Des problèmes de robustesse peuvent en résulter si l'hétérogénéité est négligée. En outre, comme l'indiquent Haque *et al.* (1999), l'utilisation de valeurs retardées ou de différences premières retardées des variables explicatives comme instruments peut être problématique dans le cas du processus d'épargne quand il faut inclure la dynamique¹¹. En effet, toute valeur retardée des variables explicatives peut être un facteur expliquant la dynamique à court terme du taux d'épargne privée.

Comme dans les travaux de Haque *et al.* (1999), le modèle empirique utilisé ici est spécifié à l'aide d'un modèle à correction d'erreurs sur données de panel et estimé au moyen d'une technique développée par Pesaran, Shin et Smith (1999). Le principal avantage de cette approche par rapport à des formules plus traditionnelles, fondées sur des moyennes temporelles, est d'offrir plus de liberté pour le choix de la dynamique et le degré d'hétérogénéité entre les pays. Plus précisément, l'une des caractéristiques de cette méthode est la possibilité de traiter les déterminants de long terme des taux d'épargne privée distinctement de l'ajustement à court terme, même si les effets à long et à court termes sont estimés conjointement à partir d'un modèle général autorégressif avec retards distribués (modèle ARDL)¹². Dans les résultats d'estimation reproduits ci-dessous, un retard a été choisi pour le taux d'épargne privée brute, le taux d'intérêt et le taux d'inflation, et aucun pour les autres variables¹³.

Spécification générale

Soit la spécification sans restrictions :

$$gps_{i,t} = \mu_i + \lambda_i gps_{i,t-1} + \delta_{1i}^t X_{i,t}^{(1)} + \delta_{2i}^t X_{i,t-1}^{(2)} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où $X_{i,t}^{(1)}$ inclut toutes les variables explicatives et $X_{i,t-1}^{(2)}$ celles (taux d'intérêt réel et taux d'inflation) qui entrent dans l'équation également avec un retard. L'équation (1) peut être réécrite avec une formule de correction d'erreurs :

$$\Delta gps_{i,t} = \mu_i + \phi_i (gps_{i,t-1} - \theta_{1i} gprod_{i,t} - \theta_{2i} odr_{i,t} - \theta_{3i} gpub_{i,t} - \theta_{4i} rir_{i,t} - \theta_{5i} inf_{i,t} - \theta_{6i} pctt_{i,t}) + \delta_{4i} \Delta rir_{i,t} + \delta_{5i} \Delta inf_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où $gprod_{i,t}$, $odr_{i,t}$, $gpub_{i,t}$, $rir_{i,t}$, $inf_{i,t}$ et $pctt_{i,t}$ sont respectivement le taux de croissance de la productivité de la main-d'œuvre, le ratio de dépendance des personnes âgées, le taux d'épargne publique brute, le taux d'intérêt réel, le taux d'inflation et la variation des termes de l'échange.

$\theta_{j,i} = \frac{\delta_{j1,i}}{1-\lambda_i}$ pour $j = 1, 2, 3$ et 6 sont les coefficients de long terme de la croissance de la productivité de la main-d'œuvre, du ratio de dépendance des personnes âgées, du taux d'épargne publique brute et des variations des termes de l'échange ;

$\theta_{j,i} = \frac{\delta_{j1,i} + \delta_{j2,i}}{1-\lambda_i}$ pour $j = 4, 5$ sont les coefficients de long terme du taux d'intérêt réel et du taux d'inflation ; $\phi_i = -(1-\lambda_i)$ est le coefficient d'ajustement et Δ est l'opérateur de différences premières.

Un certain nombre de conditions doivent être réunies pour obtenir des estimations de paramètres aux propriétés standards. Les principaux impératifs sont les suivants : une relation de long terme doit exister entre les variables clés, les estimateurs doivent être strictement exogènes et il ne doit pas y avoir d'autocorrélation des résidus¹⁴. Une stricte exogénéité est indispensable afin de garantir l'unicité de la relation de long terme¹⁵. Cependant, contrairement aux modèles à correction d'erreurs en séries temporelles, les méthodes d'estimation et d'inférence classiques peuvent être utilisées, que les estimateurs soient stationnaires ou intégrés d'ordre un, tant que le modèle est stable, ce qui implique que le paramètre d'ajustement se révèle négatif (Pesaran *et al.*, 1999).

L'objectif est d'estimer les coefficients de long et court terme quand l'échantillon empirique englobe à la fois la dimension temporelle (T) et la dimension internationale (N), qui sont relativement importantes et de taille comparable. Dans ces conditions, diverses autres méthodes peuvent être appliquées en tenant compte de différents degrés d'hétérogénéité des paramètres entre les pays. Plus précisément, on peut distinguer trois estimateurs selon les restrictions retenues.

Cas extrêmes : moyenne de groupe et estimateurs agrégés

À un des extrêmes, le modèle à coefficients strictement hétérogènes n'impose aucune restriction liée aux pays et permet des estimations pays par pays sous réserve que l'horizon temporel soit suffisant. En ce cas, l'estimation fondée sur la moyenne de groupe (MG) consiste à estimer séparément les N régressions basées sur l'équation (2) puis à calculer les coefficients comme moyennes non pondérées des coefficients estimés pour chaque pays. À l'autre extrême, le modèle à coefficients strictement homogènes suppose que tous les coefficients doivent être les mêmes pour tous les pays. C'est l'estimateur agrégé.

Cas intermédiaires : effet fixe dynamique, effet fixe statique et estimateurs fondés sur la moyenne de groupe agrégée

Entre les deux extrêmes se trouvent un certain nombre d'estimateurs qui varient en fonction du nombre de conditions d'homogénéité imposées. L'estimateur à effet

fixe dynamique (DFE) impose l'identité de tous les coefficients de pente et des variances de l'erreur, ne tolérant que des différences des effets individuels entre pays. La spécification est la suivante :

$$\Delta g_{ps_{i,t}} = \mu_i + \phi(g_{ps_{i,t-1}} - \theta_1 g_{prod_{i,t}} - \theta_2 odr_{i,t} - \theta_3 g_{pub_{i,t}} - \theta_4 rir_{i,t} - \theta_5 inf_{i,t} - \theta_6 p_{ctt_{i,t}}) + \delta_{4i} \Delta rir_{i,t} + \delta_{5i} \Delta inf_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Un cas particulier d'estimateur à effet fixe dynamique est représenté par l'estimateur à effet fixe statique (SFE) qui, comme son nom l'indique, ne contient aucun terme dynamique :

$$g_{ps_{i,t}} = \mu + \theta_1 g_{prod_{i,t}} + \theta_2 odr_{i,t} + \theta_3 g_{pub_{i,t}} + \theta_4 rir_{i,t} + \theta_5 inf_{i,t} + \theta_6 p_{ctt_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

L'estimateur fondé sur la moyenne de groupe agrégée (PMG) impose les mêmes restrictions à long terme que l'estimateur DFE, mais autorise une variation des coefficients de court terme entre les différents pays. Cette hypothèse d'homogénéité se justifie par le fait que les différences existant entre les pays en termes de coûts d'ajustement et de caractéristiques institutionnelles influent probablement plus sur la dynamique à court terme. Par conséquent, l'estimateur PMG peut être interprété comme intermédiaire entre les estimateurs DFE et MG car il combine agrégation et moyennisation. La spécification est la suivante :

$$\Delta g_{ps_{i,t}} = \mu_i + \phi_i(g_{ps_{i,t-1}} - \theta_1 g_{prod_{i,t}} - \theta_2 odr_{i,t} - \theta_3 g_{pub_{i,t}} - \theta_4 rir_{i,t} - \theta_5 inf_{i,t} - \theta_6 p_{ctt_{i,t}}) + \delta_{4i} \Delta rir_{i,t} + \delta_{5i} \Delta inf_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Le choix parmi ces estimateurs consiste en un compromis entre consistance et efficacité. En effet, les estimateurs qui imposent des restrictions sont plus efficaces avec les modèles hétérogènes, pour peu que les restrictions soient valables. Par exemple, si les coefficients de long terme sont identiques d'un pays à l'autre, les estimations PMG seront consistantes et efficaces, tandis que les estimations MG seront consistantes mais non efficaces. En revanche, si les restrictions de long terme sont imposées à mauvais escient, les estimations PMG ne seront pas consistantes tandis que les estimations MG fourniront des estimations consistantes de la moyenne des coefficients de long terme parmi les pays. En outre, imposer une homogénéité non valable des paramètres dans des modèles dynamiques conduit généralement à sous-estimer la vitesse d'ajustement (Robertson et Symons, 1992 ; Pesaran et Smith, 1995). Toutefois, la méthode PMG est suffisamment souple pour permettre d'introduire un sous-groupe de restrictions d'homogénéité à long terme. De plus, par rapport à l'estimateur MG, l'estimateur PMG est notablement moins sensible à l'inclusion de cas extrêmes (outliers) en raison du mécanisme de moyennes pondérées. Pour ces différents motifs, il constitue donc un bon compromis entre consistance et efficacité dans le groupe d'estimateurs considérés.

Spécification finale

Pour déterminer les restrictions adéquates, des tests d'homogénéité des coefficients de long terme ont été pratiqués avec le test statistique de Hausman¹⁶. En fonction des résultats obtenus, des restrictions d'égalité ont été imposées pour le ratio de dépendance des personnes âgées, le taux d'épargne publique brute et l'évolution des termes de l'échange mais pas pour les trois autres déterminants. Le modèle estimé avec l'estimateur PMG est donc spécifié comme suit :

$$\Delta gpr_{i,t} = \mu_i + \phi_i(gpr_{i,t-1} - \theta_1 gprod_{i,t} - \theta_2 odr_{i,t} - \theta_3 gpub_{i,t} - \theta_4 rir_{i,t} - \theta_5 inf_{i,t} - \theta_6 pctt_{i,t}) + \delta_{4i} \Delta rir_{i,t} + \delta_{5i} \Delta inf_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

La procédure d'estimation peut être résumée de la façon suivante : en postulant la normalité des termes d'erreur, la vraisemblance du modèle fondé sur des données de panel peut s'écrire comme le produit de la vraisemblance de chaque groupe. Une procédure du maximum de vraisemblance concentrée estime à la fois les coefficients de long terme et les coefficients d'ajustement dans les différents pays. Au moyen des coefficients de long terme estimés, les coefficients de court terme ainsi que les variances de l'erreur par pays sont estimés pays par pays, avec la méthode du maximum de vraisemblance.

RÉSULTATS EMPIRIQUES

Principaux résultats

Les estimations des paramètres de long terme issues de régressions empilées sont présentées au tableau 2 qui montre les résultats pour des taux d'épargne calculés à partir de mesures du SCN et de la BDP. Bien que l'analyse se concentre sur les résultats PMG, ceux obtenus avec des estimateurs SFE, DFE et MG sont tout de même fournis à des fins de comparaison. Les principaux résultats sont les suivants :

- Les estimations PMG montrent que cinq des six déterminants du taux d'épargne privée brute (mesure SCN) revêtent le signe prévu et sont significatifs au seuil de 5 pour cent. Parmi eux, quatre sont significatifs au seuil de 1 pour cent. Le taux d'épargne privée est corrélé négativement au taux d'épargne publique, au ratio de dépendance des personnes âgées et au taux d'intérêt réel, mais lié positivement aux variations des termes de l'échange et à la croissance de la productivité. Le taux d'inflation n'a pas d'effet indépendant significatif sur l'épargne privée. Des résultats comparables sont obtenus avec les taux d'épargne privée fondés sur les mesures BDP, si ce n'est que le taux d'intérêt réel n'est significatif qu'au seuil de 10 pour cent.
- Les résultats du test de Hausman confirment que le postulat d'homogénéité des coefficients de long terme ne peut pas être rejeté en ce qui concerne les

termes de l'échange, le ratio de dépendance des personnes âgées et le taux d'épargne publique brute.

- Le coefficient moyen estimé associé au terme de correction d'erreurs est négatif et significatif, confirmant ainsi une relation d'équilibre de long terme entre le taux d'épargne et le groupe de déterminants significatifs. En outre, le degré de persistance dans les taux d'épargne privée est assez important pour introduire un biais dans les estimations des paramètres de long terme s'il est ignoré.
- Dans tous les cas, exception faite du taux d'intérêt réel, l'impact à court terme sur l'épargne privée va dans le même sens que l'effet à long terme tout en étant moins prononcé¹⁷.
- La précision relativement importante des estimations agrégées des paramètres reflète en grande partie les gains d'efficacité liés au regroupement des observations portant sur les différents pays. De fait, les résultats des régressions par pays (tableau 2) montrent que la plupart des variables explicatives ne sont significatives que dans environ un tiers des cas – exception faite de l'épargne publique. Un tel résultat est loin d'être inhabituel avec des échantillons groupés utilisant une même série de déterminants¹⁸.
- Un calcul simple des contributions, basé sur l'estimation des paramètres de long terme, montre que, dans de nombreux pays, le recul net de l'épargne privée observé entre 1995 et 2000 a essentiellement résulté de la hausse de l'épargne publique consécutive aux efforts considérables de consolidation budgétaire déployés durant cette période (tableau 3). Dans certains pays (Japon, Allemagne, Italie, Espagne et Belgique), le ratio de dépendance des personnes âgées a eu également un impact non négligeable sur l'évolution des taux d'épargne privée.

Comparaison avec les résultats de précédentes études utilisant des données de panel

Bien que les taux d'épargne du secteur privé réagissent effectivement aux variations de l'épargne publique, l'ampleur de la compensation est considérablement inférieure à l'unité (0.7 environ), suggérant une divergence significative avec l'équivalence ricardienne stricte¹⁹. Ce résultat va dans le sens d'études empiriques récentes qui ont généralement montré de manière assez probante un comportement de compensation partielle de l'épargne privée (supérieur à 0.5), même si l'ampleur de la compensation varie selon les travaux (tableau 4). Seule l'étude de Loyaza *et al.* (2000) a constaté une compensation très modeste, encore que statistiquement significative.

L'impact relativement fort du ratio de dépendance des personnes âgées ne peut pas être directement comparé avec celui mis en évidence dans d'autres études car, dans la plupart des cas, l'évolution démographique est mesurée par le ratio de

Tableau 2. **Résultats des régressions des taux d'épargne privée sur données de panel dynamiques (1970-2000)¹**
Estimations MG et PMG

	Épargne privée brute (mesure SNC)				Épargne privée brute (mesure BDP)			
	Effets fixes statistiques ²	Effets fixes dynamiques ²	Estimations PMG ³	Estimations MG ³	Effets fixes statistiques ²	Effets fixes dynamiques ²	Estimations PMG ³	Estimations MG ³
Terme moyen de correction d'erreurs		-0.334** (0.047)	-0.489** (0.044)	-0.559** (0.048)		-0.388** (0.042)	-0.480** (0.040)	-0.550** (0.041)
Coefficients de long terme restreints (communs)								
Variation en pourcentage des termes de l'échange	0.063** (0.014)	0.136** (0.029)	0.132** (0.017)	0.184** (0.046)	0.057** (0.011)	0.098** (0.028)	0.132** (0.019)	0.107** (0.026)
Ratio de dépendance des personnes âgées	-0.220** (0.101)	-0.346 (0.147)*	-0.638** (0.086)	-0.692** (0.146)	-0.192* (0.093)	-0.260* (0.132)	-0.585** (0.085)	-0.618** (0.182)
Taux d'épargne publique brute	-0.523** (0.065)	-0.914** (0.102)	-0.691** (0.041)	-0.698** (0.186)	-0.529** (0.062)	-0.823** (0.089)	-0.718** (0.085)	-0.629** (0.130)
Coefficients de long terme non restreints (moyens)								
Taux de croissance de la productivité par habitant	0.075 (0.069)	0.364** (0.129)	0.401** (0.111)	0.417** (0.132)	0.142** (0.058)	0.343** (0.098)	0.416** (0.110)	0.367** (0.107)
Taux d'intérêt réel	-0.201** (0.053)	-0.321** (0.082)	-0.280* (0.144)	-0.249 (0.269)	-0.156** (0.056)	-0.273** (0.071)	-0.224 (0.156)	-0.077 (0.191)
Taux d'inflation	-0.059 (0.061)	-0.112 (0.079)	-0.192 (0.145)	-0.212 (0.222)	0.057 (0.037)	0.022 (0.066)	-0.082 (0.130)	-0.058 (0.150)
<i>Pour mémoire</i>								
Test de Hausman								
test h			1.47				2.16	
valeur p			[0.69]				[0.54]	

1. La variable dépendante est le ratio épargne privée brute/PIB (base SNC et BDP). Les régressions sont effectuées sur les données 1970-99 pour 15 pays de l'OCDE, énumérés dans la seconde partie du tableau. ** et * renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1 et 5 pour cent.
2. Les écarts types corrigés de l'hétéroscédasticité figurent entre parenthèses.
3. Les estimations PMG et MG se fondent sur un modèle ARDL (1, 0, 0, 0, 1, 1, 0) : un retard a été choisi pour le taux d'épargne privée brute, le taux d'intérêt réel et l'inflation, et aucun pour les autres variables.

Source : Estimations du Secrétariat de l'OCDE.

Tableau 2. **Résultats des régressions du taux d'épargne privée sur données de panel dynamiques (1970-2000)¹ (suite)**
 Pour le taux d'épargne nationale brute (base SNC) : résultats par pays

	Terme moyen de correction d'erreurs	Variation en pourcentage des termes de l'échange	Ratio de dépendance des personnes âgées	Taux d'épargne publique brute	Taux de croissance de la productivité par habitant	Taux d'intérêt réel	Taux d'inflation	$\overline{R^2}$
États-Unis	-0.717** (0.145)	0.193** (0.065)	-1.260** (0.261)	-0.512** (0.102)	-0.087 (0.181)	0.114 (0.097)	0.301** (0.112)	0.71
Japon	-0.482** (0.121)	0.037 (0.034)	0.473* (0.247)	0.001 (0.150)	0.782** (0.301)	0.056 (0.3741)	0.398 (0.448)	0.74
Allemagne	-0.357* (0.197)	0.252 (0.191)	-0.975 (0.475)	-0.806 (0.451)	0.089 (0.158)	0.074 (0.903)	0.184 (0.401)	0.38
France	-0.788** (0.208)	0.180** (0.072)	0.076 (0.207)	-0.374** (0.159)	0.570* (0.295)	-0.638** (0.169)	-0.158 (0.099)	0.43
Italie	-0.611** (0.154)	0.061 (0.094)	-0.423** (0.181)	-0.900** (0.255)	0.405 (0.259)	-0.404** (0.168)	-0.060 (0.156)	0.58
Royaume-Uni	-0.495** (0.127)	0.239 (0.142)	-1.582 (1.160)	-1.028** (0.230)	0.722* (0.369)	0.402 (0.243)	0.287 (0.165)	0.69
Canada	-0.364** (0.104)	0.394** (0.159)	-0.522 (0.386)	-0.613** (0.215)	1.039 (0.657)	-0.023 (0.347)	0.689** (0.286)	0.57
Australie	-0.787** (0.139)	0.086** (0.030)	-0.990** (0.243)	-0.523** (0.151)	0.223 (0.211)	-0.196 (0.119)	-0.144 (0.122)	0.62
Belgique	-0.350** (0.125)	-0.092 (0.285)	-0.495 (0.847)	-2.044** (0.851)	0.880 (0.700)	-3.223* (1.403)	-2.674** (1.034)	0.42
Finlande	-0.633** (0.175)	0.010 (0.096)	-0.154 (0.352)	-0.352 (0.164)	0.256 (0.318)	-0.286 (0.240)	-0.395 (0.347)	0.60
Irlande	-0.395* (0.198)	0.341 (0.607)	-0.863 (2.041)	0.947 (1.079)	-0.622 (0.509)	1.518 (1.908)	0.181 (0.298)	0.32
Pays-Bas	-0.288** (0.098)	0.630 (0.539)	-0.518 (1.699)	-2.017** (0.810)	1.433* (0.651)	-1.442 (1.115)	-1.403* (0.660)	0.48
Norvège	-0.553** (0.138)	0.096* (0.042)	-1.510 (1.090)	-0.697** (0.225)	0.349 (0.275)	0.527 (0.519)	0.456 (0.264)	0.54
Espagne	-0.707** (0.177)	0.117* (0.058)	-1.001** (0.316)	-0.907** (0.284)	-0.048 (0.248)	-0.410** (0.128)	-0.754** (0.211)	0.53
Suède	-0.857** (0.122)	0.209** (0.083)	-0.635* (0.309)	-0.649** (0.072)	0.265 (0.269)	0.198 (0.234)	-0.086 (0.141)	0.75

1. La variable dépendante est le ratio épargne privée brute/PIB (base SNC et BDP). Les régressions sont effectuées sur les données 1970-99 pour 15 pays de l'OCDE, énumérés dans la seconde partie du tableau. ** et * renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1 et 5 pour cent. Les estimations par pays se fondent sur un modèle ARDL (1, 0, 0, 0, 1, 1, 0) : un retard a été choisi pour le taux d'épargne privée brute, le taux d'intérêt réel et l'inflation, et aucun pour les autres variables.

Source : Estimations du Secrétariat de l'OCDE

Tableau 3. **Contributions aux variations des taux d'épargne privée entre 1995 et 2000**
Points de pourcentage

	États-Unis	Japon	Allemagne	France	Italie	Royaume-Uni	Canada	
Variation : taux d'épargne privée brute	-3.9	0.6	-4.8	-0.5	-8.3	-7.2	-3.8	
Contributions :								
Ratio de dépendance des personnes âgées	0.3	-2.8	-1.1	-0.9	-1.4	0.0	-0.5	
Taux d'épargne publique brute	-3.8	2.2	-3.0	-1.6	-5.2	-4.8	-5.8	
Variation en pourcentage des termes de l'échange	-0.4	-0.6	-1.0	0.3	-0.7	0.4	0.4	
Taux de croissance de la productivité	0.6	0.1	0.0	0.5	-1.1	-0.4	1.2	
Taux d'intérêt réel	0.0	0.6	-0.4	1.0	1.1	-0.3	0.6	
Taux d'inflation	0.3	0.6	0.0	0.4	0.0	-0.1	0.3	
Total¹	-3.0	0.1	-5.4	-0.3	-7.3	-4.4	-3.9	
	Australie	Belgique	Finlande	Irlande	Pays-Bas	Norvège	Espagne	Suède
Variation : taux d'épargne privée brute	-1.1	-3.8	-4.1	-0.7	-7.5	-3.8	-0.1	-10.6
Contributions :								
Ratio de dépendance des personnes âgées	-0.3	-1.3	-0.7	0.0	-0.4	0.8	-1.1	0.3
Taux d'épargne publique brute	-2.5	-2.9	-7.2	-1.1	-4.5	-8.4	-1.9	-7.8
Variation en pourcentage des termes de l'échange	0.3	-0.1	-1.7	-0.2	-0.1	3.5	0.5	-0.8
Taux de croissance de la productivité	0.1	0.2	0.7	1.3	2.0	0.2	-0.3	-0.3
Taux d'intérêt réel	1.1	2.8	1.1	-1.3	-1.1	-0.3	0.7	-0.5
Taux d'inflation	0.0	-1.4	-1.0	0.2	-0.4	0.2	1.5	0.1
Total¹	-1.2	-2.7	-8.8	-1.2	-4.6	-4.1	-0.6	-9.1

1. En raison des arrondis, le total peut légèrement différer de la somme des termes.

Source : Estimations du Secrétariat de l'OCDE

Tableau 4. Résultats d'autres études sur l'épargne privée utilisant des données de panel

Variables	Masson, Bayoumi et Samiei (1998) ¹	Edwards (1995)	Callen et Thimann (1997)	Haque, Pesaran et Sharma (1999) ²	Loayza, Schmidt-Hebbel et Serven (2000) ³
	Effet fixe	Variables instrumentales	Effets fixes	PMG	Estimateur de systèmes
Revenu					0.29**
Taux de croissance du PIB par habitant		0.31* (1.8)			(2.0)
Croissance du PIB	0.01 (0.3)		0.15*** (2.9)	0.03 (0.5)	
Variation en pourcentage des termes de l'échange	0.04*** (4.7)			0.08** (2.4)	0.07*** (3.6)
Taux de rendement et incertitude					
Taux d'intérêt réel	0.11*** (2.7)	-0.05 (-0.5)	0.85* (1.7)	0.14* (1.7)	0.02 (0.3)
Taux d'inflation	0.08** (2.2)	-0.01 (-0.3)	-0.38 (-0.8)	0.10 (1.1)	0.16*** (3.0)
Politiques budgétaires					
Épargne publique brute		-0.54*** (-7.5)	-0.32*** (-4.7)		
Capacité de financement des administrations publiques	-0.77*** (16.0)			-0.87*** (19.8)	-0.11*** (2.8)
Démographie					
Ratio de dépendance des personnes âgées			-0.22** (-2.4)		
Ratio de dépendance	-0.18*** (3.6)	-0.09*** (-2.6)		0.05 (0.39)	-0.22 (1.4)

Note : valeur t entre parenthèses. ***, ** et * renvoient à des seuils de significativité de 1, 5 et 10 pour cent respectivement.

1. Masson *et al.* (1998) utilisent également quelques variables additionnelles : dépenses publiques courantes rapportées au PIB (-)*, richesse rapportée au PIB (+)*, PIB par habitant rapporté au PIB par habitant des États-Unis (0) et PIB par habitant au carré (-)*.
2. Haque *et al.* (1999) utilisent les mêmes variables que Masson *et al.* (1998) et trouvent, respectivement, un effet négatif significatif du rapport des dépenses publiques courantes au PIB avec chaque méthode, un effet positif significatif de la variable richesse avec les estimateurs à effet fixe statique et à effet fixe dynamique et aucun effet significatif du PIB par habitant rapporté aux États-Unis ni du PIB par habitant au carré.
3. Loayza *et al.* (2000) utilisent en outre les variables suivantes : PIB réel par habitant (0), M2/PIB (0), taux d'urbanisation (-)* et flux de crédit privé rapportés au PIB (-)*.

dépendance global, dont le coefficient est en général sensiblement plus faible. Une explication possible est qu'en dépit du fait que l'hypothèse du cycle de vie prédit qu'une hausse du ratio de dépendance des jeunes ou des personnes âgées diminue l'épargne globale, l'effet constaté empiriquement semble nettement moins marqué et donc plus difficile à détecter en ce qui concerne le ratio de dépendance des jeunes. En fait, une analyse de la sensibilité des résultats à l'introduction de déterminants supplémentaires (voir ci-après) montre que le signe négatif revêtu par le coefficient du ratio de dépendance des personnes âgées ne résiste pas à l'introduction simultanée du ratio de dépendance des jeunes (bien qu'il ne réagisse pas à l'incorporation d'autres déterminants).

Contrairement à ce que constatent la plupart des études présentées au tableau 4, le taux d'intérêt réel a un impact négatif significatif sur le taux d'épargne privée, suggérant que les effets de revenu priment sur les effets de substitution et de richesse humaine cumulés. Bien qu'un tel effet négatif à long terme se justifie théoriquement, l'absence d'effet positif significatif même à court terme est peut-être plus difficile à expliquer. En tout état de cause, le taux d'intérêt réel est la seule variable qui manque clairement de robustesse, ce qui peut traduire à la fois un problème d'identification – potentiellement plus sérieux dans le cadre d'une application de forme réduite – et des difficultés à élaborer une mesure *ex ante* du taux d'intérêt réel. Le problème d'identification est possible, par exemple, si le processus de libéralisation financière dans les pays de l'OCDE a entraîné un déplacement en direction opposée à l'ordonnée à l'origine de la fonction d'épargne qui n'a pas été contrebalancé par un mouvement similaire de l'investissement²⁰. En outre, dans de nombreux pays, l'épargne a pu devenir plus sensible aux taux d'intérêt étrangers que domestiques en raison des liens plus étroits entre les marchés internationaux de capitaux.

La variation en pourcentage des termes de l'échange ainsi que le taux de croissance de la productivité de la main-d'œuvre ont un effet significatif et positif sur le taux d'épargne privée, ce qui confirme pour l'essentiel les résultats de précédentes études. S'agissant du terme de l'échange, nos résultats corroborent l'effet de Harberger-Laursen-Metzler, même sur une longue période et bien que l'ampleur soit relativement réduite. S'agissant de la croissance de la productivité de la main-d'œuvre, l'effet de cohorte semble dominer l'effet de lissage de la consommation et, par conséquent, un gain de productivité d'un point de pourcentage induirait une hausse de 0.4 point du taux d'épargne.

Évaluation de la robustesse de la spécification et simulation hors échantillon

Évaluation des propriétés résiduelles, de la forme fonctionnelle et de la stabilité des paramètres²¹

Comme il a été indiqué dans la troisième section, la consistance et l'efficacité des estimations PMG dépendent de plusieurs conditions concernant la spécification. Pour évaluer la robustesse du modèle empirique, les tests statistiques habituels ont été appliqués aux équations par pays : le test de Godfrey pour l'autocorrélation des résidus, le test d'erreurs de spécification de la régression (RESET) de Ramsey pour la forme fonctionnelle, le test de Jarque-Bera pour la normalité des résidus et, pour l'homoscédasticité, le test de Breusch-Pagan fondé sur le multiplicateur de Lagrange. Au vu des résultats et si l'on excepte la présence d'autocorrélation au Royaume-Uni et la spécification erronée de la forme fonctionnelle en Finlande et en Suède, les résidus des équations semblent présenter les propriétés recherchées.

De même, afin d'évaluer la stabilité temporelle de la spécification, nous avons réestimé le système d'équations de panel sur la période 1970-1990 et réestimé les paramètres après avoir augmenté l'échantillon d'un an chaque fois. Les résultats suggèrent que les estimations de paramètres de long terme sont relativement stables dans le temps, à l'exception du ratio de dépendance des personnes âgées qui progresse fortement après 1992 et demeure stable ensuite. D'une manière générale, les coefficients deviennent particulièrement stables pour les périodes se terminant après 1995.

Suivi des taux d'épargne hors échantillon

Il est également possible d'évaluer la stabilité de la relation en réestimant les équations sur un échantillon se terminant en 1995, et de réaliser une simulation dynamique hors échantillon pour évaluer la capacité du modèle à retracer l'évolution du taux d'épargne privée dans chaque pays depuis 1995. L'année 1995 a été choisie afin de disposer d'un nombre suffisant d'années hors échantillon et parce qu'elle précède la période durant laquelle les marchés boursiers ont fortement accru la richesse financière. Selon nous, dans l'hypothèse où la richesse a eu un effet significatif en plus de celui reflété par la série de déterminants inclus dans la spécification, l'équation est susceptible de surestimer les taux d'épargne privée durant la période postérieure à 1995 qui s'est caractérisée par une forte augmentation de la richesse financière.

La spécification utilisée pour la simulation hors échantillon est la suivante²² :

$$\hat{y}_{i,1995+h} = \hat{\lambda} \hat{y}_{i,1995+h-1} + \hat{\mu}_i + \hat{\delta}_1' X_{i,1995+h}^{(1)} + \hat{\delta}_2' X_{i,1995+h}^{(2)} \quad \forall h = 1, \dots, 5$$

où $\hat{y}_{i,1995} = y_{i,1995}$

Tableau 5. **Résultats des régressions des taux d'épargne privée sur données de panel dynamiques (1970-1995)¹**
Estimations MG et PMG

	Taux d'épargne privée brute (mesure SNC)				Taux d'épargne privée brute (mesure BDP)			
	Effets fixes statiques ²	Effets fixes dynamiques ²	Estimations PMG ³	Estimations PMG ³	Effets fixes statiques ²	Effets fixes dynamiques ²	Estimations PMG ³	Estimations PMG ³
Terme moyen de correction d'erreurs		-0.317** (0.046)	-0.480** (0.043)	-0.598** (0.069)		-0.392** (0.034)	-0.485** (0.041)	-0.606** (0.066)
Coefficients de long terme restreints (communs)								
Variation en pourcentage des termes de l'échange	0.068** (0.017)	0.148** (0.031)	0.135** (0.020)	0.125** (0.056)	0.0597** (0.013)	0.095** (0.028)	0.129** (0.022)	0.066 (0.047)
Ratio de dépendance des personnes âgées	-0.216 (0.130)	-0.324 (0.202)	-0.555** (0.108)	-0.378 (0.198)	-0.171 (0.101)	-0.217 (0.151)	-0.428** (0.104)	-0.287 (0.181)
Taux d'épargne publique brute	-0.460** (0.074)	-0.855** (0.113)	-0.645** (0.050)	-0.661** (0.128)	-0.454** (0.067)	-0.722** (0.076)	-0.621** (0.045)	-0.562** (0.085)
Coefficients de long terme non restreints (moyens)								
Taux de croissance de la productivité par habitant	0.086 (0.076)	0.381** (0.137)	0.401** (0.146)	0.442** (0.160)	0.166 (0.065)	0.348** (0.102)	0.492** (0.149)	0.381** (0.133)
Taux d'intérêt réel	-0.163** (0.072)	-0.331** (0.122)	-0.429** (0.212)	-0.392 (0.214)	-0.126* (0.060)	-0.270** (0.092)	-0.325** (0.124)	-0.201 (0.131)
Taux d'inflation	-0.045 (0.085)	-0.185 (0.128)	-0.175 (0.171)	-0.192 (0.220)	0.056 (0.052)	-0.042 (0.097)	-0.111 (0.148)	-0.050 (0.162)
<i>Pour mémoire</i>								
Test de Hausman								
Test h			1.17				2.50	
Valeur p			[0.76]				[0.47]	

1. La variable dépendante est le ratio épargne privée brute/PIB (base SNC et BDP). Les régressions sont effectuées sur les données 1970-99 pour 15 pays de l'OCDE. ** et * renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1 et 5 pour cent.

2. Les erreurs types corrigées de l'hétéroscédasticité figurent entre parenthèses.

3. Les estimations PMG et MG se fondent sur un modèle ARDL (1, 0, 0, 0, 1, 1, 0) : un retard a été choisi pour le taux d'épargne privée brute, le taux d'intérêt réel et l'inflation, et aucun pour les autres variables.

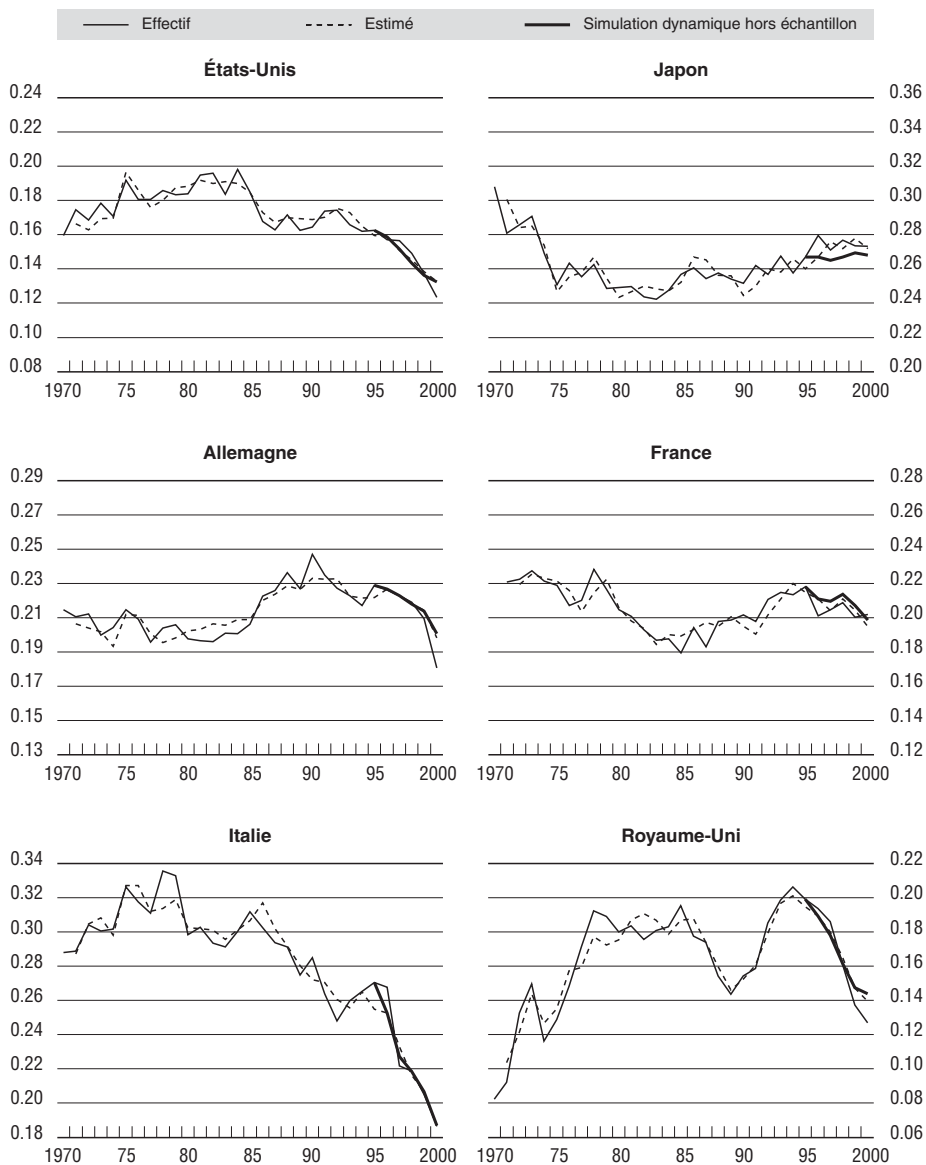
Source : Estimations du Secrétariat de l'OCDE.

Premièrement, les résultats (tableau 5) montrent que les estimations des paramètres ne sont pas très sensibles à la réestimation sur un échantillon moins long, à l'exception du coefficient du taux d'intérêt réel qui baisse considérablement et devient moins significatif. Deuxièmement, les simulations dynamiques hors échantillon montrent que les baisses des taux d'épargne privée durant la deuxième moitié des années 90 sont bien prises en compte aux États-Unis, en Italie, au Canada, en Australie, en Suède et, dans une moindre mesure, au Royaume-Uni, en Allemagne et aux Pays-Bas (graphique 4)²³. Pour la Finlande et la Norvège, les équations prédisent même une contraction de l'épargne plus importante que celle réellement observée. En revanche, les équations tendent à surestimer la variation de l'épargne après 1995 en France et en Belgique. Enfin, au Japon, pays pour lequel l'inférence est moins bonne, la hausse de l'épargne privée à partir du milieu des années 90 ne peut pas être entièrement associée aux déterminants. Dans une certaine mesure, les résultats de simulation impliquent que, dans certains pays – y compris dans de nombreux pays où une baisse substantielle a été observée à partir de 1995 – il est raisonnable d'attribuer l'évolution de l'épargne privée à un petit groupe de déterminants autres que la richesse financière.

Sensibilité à l'inclusion d'autres déterminants potentiels de l'épargne privée

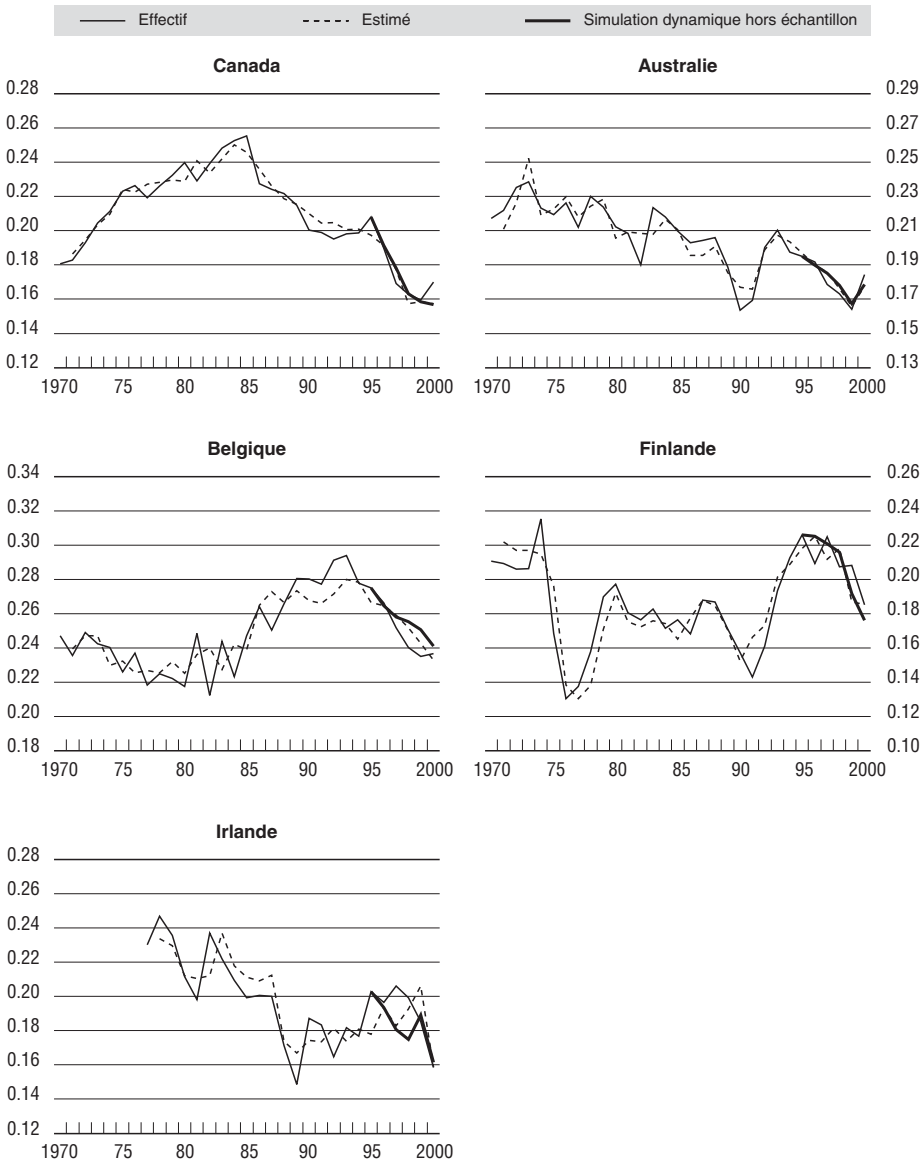
Nous avons également évalué la robustesse des résultats de base en étudiant la sensibilité des estimations des paramètres et des propriétés des équations à l'introduction d'autres mesures de déterminants existants ou de déterminants potentiels utilisés dans des travaux antérieurs. Les modifications envisagées consistent, entre autres, à se servir de l'épargne publique nette plutôt que brute²⁴ (avec et sans l'investissement public introduit séparément), du taux de croissance du PIB par habitant au lieu de la croissance de la productivité de la main-d'œuvre et à ajouter le ratio de dépendance des jeunes au ratio de dépendance des personnes âgées pour obtenir une mesure démographique plus large. En ce qui concerne les déterminants additionnels, trois variables de substitution des effets de richesse possibles sont prises en compte : transferts publics nets, prix réels des logements et prix réels des actions, introduits séparément. Les transferts publics nets doivent refléter l'effet des prestations de sécurité sociale ou des pensions sur les décisions des épargnants privés. Dans la mesure où les pensions de l'État sont considérées comme un substitut de l'épargne privée, une relation négative entre les deux variables est prévisible²⁵. De même, de précédentes études ont constaté un impact significatif de la richesse immobilière sur l'épargne des ménages, encore qu'il soit difficile de déterminer dans quelle mesure les plus-values sur l'immobilier résidentiel devraient être considérées comme de la richesse nette *au niveau global*²⁶. Enfin, les cours boursiers déflatés avec l'indice implicite des prix de la consommation sont pris en compte pour intégrer les effets de revalorisation potentiels sur la richesse financière²⁷. Les résultats figurent au tableau 6.

Graphique 4. **Taux d'épargne privée brute : taux effectifs et taux simulés**
 Sur la base d'estimations PMG par pays pour la période 1970-95



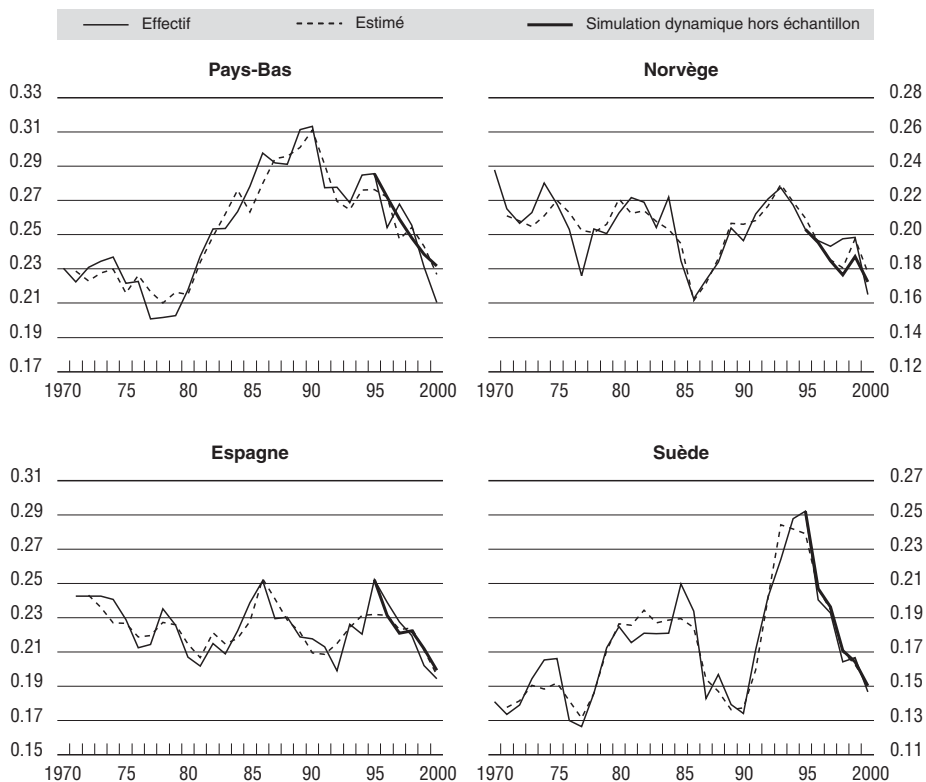
Source : Estimations de l'OCDE

Graphique 4. **Taux d'épargne privée brute : taux effectifs et taux simulés** (suite)
 Sur la base d'estimations PMG par pays pour la période 1970-95



Source : Estimations de l'OCDE.

Graphique 4. **Taux d'épargne privée brute : taux effectifs et taux simulés** (suite)
 Sur la base d'estimations PMG par pays pour la période 1970-95



Source : Estimations de l'OCDE.

Comme cela a été évoqué, la contribution du ratio de dépendance des personnes âgées n'est pas robuste à l'introduction du ratio de dépendance des jeunes, qui influe de manière significative mais ne revêt pas le bon signe (colonne 1). Par ailleurs, le fait de remplacer la position brute des finances publiques par la position nette modifie globalement peu les estimations des paramètres (colonnes 2 et 3). Le degré de compensation estimé (ou effet ricardien) est en particulier très comparable. Assez curieusement, les résultats suggèrent qu'une hausse de l'investissement public exerce un impact négatif net significatif sur l'épargne privée. Nous obtenons également des résultats similaires en mesurant la croissance du revenu par la croissance du PIB par habitant et non par la croissance de la productivité de la main-d'œuvre (colonne 4).

Tableau 6. Sensibilité à d'autres déterminants potentiels

	Estimations fondées sur la moyenne de groupe agrégée							Pour mémoire : spécification de base
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Terme moyen de correction d'erreurs	-0.485*** (0.057)	-0.463*** (0.042)	-0.491*** (0.046)	-0.540*** (0.051)	-0.565*** (0.037)	-0.556*** (0.048)	-0.499*** (0.048)	-0.489*** (0.044)
Coefficients de long terme restreints (communs)								
Variation en pourcentage des termes de l'échange	0.131*** (0.016)	0.143*** (0.018)	0.128*** (0.017)	0.123*** (0.015)	0.075*** (0.013)	0.119** (0.015)	0.143*** (0.021)	0.132*** (0.017)
Ratio de dépendance des personnes âgées	0.017 (0.109)	-0.503*** (0.044)	-0.673*** (0.091)	-0.552*** (0.071)	-0.255*** (0.074)	-0.399*** (0.093)	-0.446*** (0.123)	-0.638*** (0.086)
Ratio de dépendance des jeunes	0.186*** (0.033)							
Taux d'épargne publique brute	-0.699*** (0.039)			-0.680*** (0.036)	-0.686*** (0.048)	-0.727*** (0.046)	-0.813*** (0.061)	-0.691*** (0.041)
Position nette des administrations publiques		-0.673*** (0.018)	-0.683*** (0.043)					
Taux d'investissement public			-0.932*** (0.204)					
Coefficients de long terme non restreints (moyens)								
Taux de croissance de la productivité de la main-d'œuvre	0.366*** (0.127)	0.409*** (0.108)	0.397*** (0.113)		0.377*** (0.218)	0.378*** (0.102)	0.394*** (0.128)	0.401*** (0.111)
Taux de croissance du PIB par habitant				0.242*** (0.038)				
Taux d'intérêt réel	-0.042 (0.264)	-0.223 (0.140)	-0.278* (0.145)	-0.274** (0.135)	-0.153 (0.137)	-0.165 (0.156)	0.016 (0.176)	-0.280** (0.144)
Taux d'inflation	-0.153 (0.127)	-0.212 (0.143)	-0.174 (0.145)	-0.278* (0.133)	-0.066 (0.016)	-0.211 (0.140)	-0.004 (0.130)	-0.192 (0.145)
Transferts nets					-0.499** (0.218)			
Prix des logements						0.040 (0.027)		

Tableau 6. **Sensibilité à d'autres déterminants potentiels** (suite)

	Estimations fondées sur la moyenne de groupe agrégée							Pour mémoire : spécification de base
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Prix des actions							0.015 (0.010)	
<i>Pour mémoire :</i> Test de Hausman valeur p	9.23 [0.06]	0.95 [0.81]	1.47 [0.83]	3.50 [0.32]	9.24 [0.03]	6.04 [0.11]	8.03 [0.05]	1.47 [0.69]

Note : écarts types entre parenthèses.

***, ** et * renvoient respectivement à des seuils de significativité de 1, 5 et 10 pour cent.

Source : Estimations du Secrétariat de l'OCDE.

En fait, le taux d'intérêt réel mais aussi le taux d'inflation apparaissent comme des déterminants plus significatifs que dans les régressions de base. De plus, les coefficients de ces deux dernières variables sont quasiment identiques, suggérant que, pour l'épargne privée, le déterminant pertinent est moins le taux d'intérêt réel que le taux nominal.

Sur les trois variables utilisées pour refléter de possibles effets de richesse, seule la variable « transferts nets » est significative et revêt le signe négatif prévu²⁸. Cependant, quand elle est prise en compte, les restrictions communes d'homogénéité concernant les termes de l'échange, le ratio de dépendance des personnes âgées et le taux d'épargne publique ne sont plus acceptées. *A contrario*, quand toutes les restrictions sont abandonnées (cas ne figurant pas dans le tableau), les transferts nets n'ont plus d'effet significatif sur l'épargne privée. Les variables « prix des logements » et « prix des actions » exercent l'une et l'autre un impact significatif dans quelques pays (cas ne figurant pas dans le tableau) mais l'estimation moyenne n'est pas significative. Ces résultats confirment ceux obtenus précédemment par des simulations hors échantillon, qui n'indiquaient qu'un effet de richesse limité à la marge, c'est-à-dire en plus de l'effet déjà reflété par les « fondamentaux ».

CONCLUSIONS

Nous avons appliqué ici la méthode d'estimation fondée sur la moyenne de groupe agrégée à un système d'équations dynamiques pour évaluer l'influence d'une série de déterminants de base sur les taux d'épargne privée dans un groupe de 15 pays de l'OCDE entre 1970 et 2000. L'analyse empirique montre que les taux d'épargne du secteur privé dans ces pays ont été significativement influencés par les taux d'épargne du secteur public, la structure démographique (mesurée par le ratio de dépendance des personnes âgées), le taux de croissance de la productivité de la main-d'œuvre, les variations des termes de l'échange et les taux d'intérêt réels. Pour trois de ces déterminants, à savoir l'épargne publique, le ratio de dépendance et les termes de l'échange, l'hypothèse d'un effet de long terme identique à travers l'ensemble des pays n'a pas pu être rejetée.

Parmi les déterminants cités, c'est l'évolution du taux d'épargne du secteur public qui a généralement le plus contribué à l'évolution de l'épargne privée entre 1995 et 2000. Toutefois, bien que les taux d'épargne du secteur privé réagissent effectivement de manière significative aux variations dans le secteur public, le degré de neutralisation est considérablement inférieur à l'unité, suggérant une divergence notable avec l'équivalence ricardienne stricte. L'épargne privée est aussi liée négativement au ratio de dépendance des personnes âgées et au taux d'intérêt réel, et liée positivement aux variations des termes de l'échange et à la

croissance de la productivité. Exception faite du coefficient négatif du taux d'intérêt réel, nos résultats sont globalement conformes à ceux d'études récentes fondées sur des données de panel.

D'après les tests pratiqués pour évaluer la stabilité de la spécification et des paramètres, les résultats des estimations sont relativement robustes. Une simulation dynamique hors échantillon, en particulier, a montré que le système d'équations rend compte de manière remarquable de l'évolution de l'épargne privée dans la plupart des pays de 1995 à 2000. Ainsi, dans certains pays – y compris dans de nombreux pays où une baisse substantielle s'est produite depuis 1995 – il semble raisonnable d'attribuer l'évolution de l'épargne privée à un petit groupe de déterminants autres que la richesse financière. On ne saurait donc exagérer le risque qu'un effet de richesse négatif résultant d'un effondrement boursier compromette la reprise aux États-Unis et ailleurs. Cependant, étant donné que les contractions de l'épargne privée observées dans certains pays à la fin des années 90 ont été largement induites par une hausse substantielle de l'épargne publique, une relance budgétaire pourrait échouer à relancer la consommation car les ménages pourraient réagir en reconstituant leur épargne.

NOTES

1. Voir graphique 4 dans de Serres et Pelgrin (2002). Une relation fortement négative entre les deux principales composantes de l'épargne privée ne devrait pas surprendre car les ménages sont propriétaires des entreprises, que ce soit directement, en étant actionnaires, ou indirectement, par des participations dans des FCP ou des fonds de pension. Cela dit, comme l'épargne des entreprises est calculée résiduellement, il faut peut-être aussi y voir la conséquence d'une augmentation des erreurs de mesure ou des divergences statistiques.
2. Le taux d'épargne apparaît au graphique 2 avec une échelle inversée.
3. En partant d'une estimation prudente de la propension à utiliser sa richesse pour consommer (3 pour cent), Lusardi *et al.* (2001) ont indiqué que la hausse des valorisations boursières en termes réels entre 1988 et 2000 pouvait expliquer 3.5 points de la baisse du taux d'épargne des ménages américains durant cette période. En outre, avec des données ventilées par catégorie de revenu et niveau d'études, Maki et Palumbo (2001) ont montré que les ménages qui avaient le plus profité des hausses de la Bourse étaient aussi ceux qui avaient le plus contribué à la contraction du taux d'épargne global.
4. Dans les pays où les prestations des régimes de retraite par capitalisation intégrale représentent une part importante du total des prestations de retraite, la mesure des taux d'épargne des ménages dans les comptes nationaux peut également être sensible à des plus-values ou des moins-values significatives, en particulier dans le cas de régimes à prestations définies. Pour un traitement approfondi des problèmes conceptuels posés par la mesure de l'épargne dans les comptes nationaux, voir en annexe de l'ouvrage de Serres et Pelgrin (2002).
5. Voir Case *et al.* (2001) : avec un échantillon groupé de 14 pays, ils concluent que la richesse immobilière influe plus sur la consommation que la richesse boursière. Il reste que leur mesure de la richesse se fonde sur les prix. Boone *et al.* (2001), qui utilisent des données sur les stocks de richesse financière et immobilière pour six pays (G-7 moins l'Allemagne), constatent en revanche que l'impact plus important de la richesse immobilière ne se vérifie qu'au Japon et au Canada.
6. Voir Edison et Sløk (2001). Aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Canada, les plus-values sur les titres de participation dans la nouvelle économie (télécommunications, médias et informatique) auraient moins agi sur la consommation que les plus-values associées aux valeurs de l'ancienne économie, tandis que l'inverse serait vrai en Europe continentale.
7. D'autres mesures fondées sur les prix sont toutefois prises en compte dans le cadre des tests de sensibilité effectués plus loin.
8. On suppose en l'occurrence que l'augmentation du ratio de dépendance des personnes âgées provient plus d'une baisse de la fécondité que de l'allongement de la durée

de la vie. Aux termes de l'hypothèse du cycle de vie, l'augmentation de l'espérance de vie conduit les actifs à épargner davantage pour maintenir leur niveau de consommation jusqu'au terme, plus éloigné, de leur retraite, ce qui accroît le taux d'épargne global. À l'inverse, une contraction de la croissance démographique liée au recul de la fécondité n'a pas d'impact sur l'épargne des ménages mais fait baisser l'épargne globale car la proportion de personnes âgées augmente.

9. Les principales conditions sont l'existence de legs motivés par des considérations altruistes, l'absence de contraintes de liquidités et d'écart entre les taux d'emprunt consentis aux consommateurs du secteur privé et aux administrations publiques, l'absence d'incertitude quant à l'évolution future du revenu et l'existence d'un régime fiscal exempt de distorsions.
10. Concrètement, ils étudient différents sous-échantillons à l'intérieur desquels les coefficients sont supposés identiques.
11. De plus, le nombre d'instruments utilisés se réduit quand le nombre de périodes et de pays échantillonnés est important.
12. En outre, prendre la moyenne sur les données induit une perte d'information qui peut être exploitée dans un modèle plus souple et le choix d'une période de calcul de la moyenne peut ne pas toujours supprimer efficacement la composante conjoncturelle.
13. La distribution des retards a été décidée en fonction du critère de Schwarz et des résultats des spécifications individuelles.
14. Pesaran *et al.* (1999) postulent que les α sont distribués indépendamment dans i et t , avec des moyennes nulles, des variances positives et des moments finis du quatrième ordre. Ils sont aussi distribués indépendamment des estimateurs. En particulier, afin de garantir une distribution indépendante des résidus dans les groupes, il faut neutraliser les effets communs omis qui influent sur tous les groupes. Quand les coefficients de long terme sont communs aux différents groupes, l'effet de période commune peut être gommé par une procédure transversale d'annulation de la moyenne. Quand ils diffèrent, l'effet peut être atténué mais non supprimé.
15. Bien que l'existence d'une relation de long terme unique puisse être directement évaluée par des tests de co-intégration avec données de panel (Kao et Baltagi, 2001 ; Pedroni, 2000), la stricte exogénéité des estimateurs peut être neutralisée par l'utilisation de tests de spécification ou en augmentant la spécification dynamique du modèle.
16. L'autre possibilité est de recourir à des tests classiques, comme le test du rapport des vraisemblances. Avec de tels tests, les restrictions d'homogénéité imposées simultanément pour les variances d'erreur et/ou les coefficients de pente de tous les déterminants sont rejetées à des seuils de significativité standard. Ceci peut toutefois être discuté (Pesaran, Shin et Akiyam, 1998).
17. Par manque de place, les coefficients de court terme ne sont pas indiqués ici. Néanmoins, en ce qui concerne les variables incorporées dans l'équation uniquement sous forme de niveaux (sauf le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation), le coefficient d'impact égale la valeur négative du produit du coefficient de long terme et du terme de correction d'erreurs. S'agissant du taux d'intérêt réel, l'effet d'impact est négligeable.
18. Haque *et al.* (1999), par exemple, obtiennent des résultats comparables au niveau des pays.
19. En partant d'un test de Wald, l'hypothèse selon laquelle le coefficient de long terme de l'épargne publique n'est pas statistiquement différent de l'unité (équivalence ricardienne

- stricte) a été rejetée au seuil de significativité de 5 pour cent. Ce résultat doit toutefois être interprété avec précaution car il représente une moyenne de différentes périodes et de différents types de variation de l'épargne publique. En fait, l'ampleur de la compensation peut varier selon qu'une modification donnée du niveau de la dette publique est ou non prévisible, réputée transitoire ou définitive, autant de facteurs dont il n'est pas facile de faire la part dans une analyse fondée sur la méthode de la forme réduite (Bernheim, 1987).
20. Ce pourrait être le cas si la libéralisation financière améliore les rendements ajustés en fonction du risque.
 21. Par manque de place, les résultats du test portant sur les propriétés résiduelles, la forme fonctionnelle et la stabilité des paramètres ne figurent pas ici. En revanche, ils sont présentés dans les tableaux 5 et 6 de la version « document de travail » (de Serres et Pelgrin, 2002).
 22. La simulation est effectuée au moyen d'estimations PMG, c'est-à-dire fondée sur la spécification qui contient des coefficients communs pour les déterminants soumis à des restrictions d'homogénéité entre les pays et, pour les autres variables, des coefficients différents issus des équations relatives à chaque pays.
 23. Dans le cas de l'Allemagne, la forte contraction de l'épargne publique en 2000 résulte en partie des montants substantiels versés à l'État fédéral par les opérateurs de téléphonie pour l'acquisition de licences UMTS.
 24. L'épargne publique nette est l'épargne brute moins l'investissement public et se rapproche donc du ratio prêts/emprunts nets du SNC.
 25. Rossi et Visco (1995), par exemple, ont constaté que les transferts publics nets ont notablement contribué au recul du taux d'épargne des ménages en Italie jusqu'au début des années 90.
 26. Pour des éléments récents, voir Girouard et Blöndal (2001).
 27. Aucune des deux variables de prix (logements et actions) n'est un substitut idéal aux mesures de la richesse en termes de stocks, mais, dans de nombreux pays, les mesures du patrimoine immobilier ou du portefeuille de titres des ménages ne sont pas disponibles.
 28. Bien qu'ayant utilisé les transferts bruts plutôt que nets, Callen et Thimann (1997) ont obtenu un résultat comparable avec leur équation de l'épargne privée.

BIBLIOGRAPHIE

- BERNHEIM, B.D. (1987) « Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence », *NBER Macroeconomics Annual* 1987.
- BOONE, L., N. GIROUARD et I. WANNER (2001) « Financial Market Liberalisation, Wealth and Consumption », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 308.
- BORSCH-SUPAN, A. et A. BRUGIAVINI (2001) « Savings: The Policy Debate in Europe », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 17, n° 1.
- CALLEN, T. et C. THIMANN (1997) « Empirical Determinants of Household Saving: Evidence From OECD Countries », *IMF Working Paper*, n° 97/181.
- CASE, K.E., J.M. QUIGLEY et R.J. SHILLER (2001) « Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market », *Cowles Foundation Discussion Paper*, n° 1335.
- DE SERRES, A. et F. PELGRIN (2002) « The Decline in Private Saving Rates in the 1990s in the OECD Countries: How Much Can Be Explained by Non-Wealth Determinants? », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 344, décembre ([http://appli1.oecd.org/olis/2002doc.nsf/linkto/eco-wkp\(2002\)30/\\$FILE/JT00136211.PDF](http://appli1.oecd.org/olis/2002doc.nsf/linkto/eco-wkp(2002)30/$FILE/JT00136211.PDF)).
- EDISON, H. et T. SLØK (2001) « Wealth Effects and the New Economy », *IMF Working Paper*, n° 01/77.
- EDWARDS, S. (1995) « Why Are Saving Rates So Different Across Countries: An International Comparative Analysis », *NBER Working Paper*, n° 5097.
- HAQUE, M., H. PESARAN et S. SHARMA (1999) « Neglected Heterogeneity and Dynamics in Cross-Country Savings Regressions », *IMF Working Paper*, n° 99/128.
- JUMP, G. (1980) « Interest Rates, Inflation Expectations and Spurious Elements in Measured Real Income and Saving », *American Economic Review*, vol. 70, n° 3.
- KAO, C. et M.H. CHIANG (2000) « On the Estimation and Inference of a Co-integrated Regression in Panel Data », *Advances in Econometrics*, vol. 15.
- LETTAU, L. et S. LUDVIGSON (2001) « Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Bulls, Bears and the Wealth Effect on Consumption », *CEPR Discussion Paper*, n° 3104.
- LOAYZA, N., K. SCHMIDT-HEBBEL et L. SERVEN (2000) « What Drives Private Saving Across the World? », *The Review of Economic and Statistics*, vol. LXXXII, n° 2.
- LUSARDI, A., J. SKINNER et S. VENTI (2001) « Saving Puzzles and Saving Policies in the United States », *NBER Working Paper*, n° 8237.
- MACKLEM, R.T. (1990) « Terms-of-Trade Disturbances and Fiscal Policy in a Small Open Economy », *Bank of Canada Working Paper* 90-7.
- MAKI, D. et M.G. PALUMBO (2001) « Disintegrating the Wealth Effect: A Cohort Analysis of Household Saving in the 1990s », *Federal Reserve Board, Washington, polycopié*.

- MASSON, P.R., T. BAYOUMI et H. SAMIEI (1998) « International Evidence on the Determinants of Private Saving » *The World Bank Economic Review*, vol. 12, n° 3.
- MODIGLIANI, F. (1996) « The Life-Cycle Hypothesis of Saving, the Demand and Wealth and the Supply of Capital », *Social Research*, n° 33.
- OBTSFELD, M. (1982) « Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect? », *The Quarterly Journal of Economics* 97.
- PEDRONI, P. (2000) « Testing for Convergence to Common Steady States in Nonstationary Heterogeneous Panels », *Working Paper in Economics*, Indiana University.
- PESARAN, M.H. et Y. SHIN (1999) « Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94.
- ROSSI, N. et I. VISCO (1995) « National Saving and Social Security in Italy », *Ricerche Economiche*, vol. 49.
- SEATER, J.J. (1993) « Ricardian Equivalence », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXI, n° 1.
- TOBIN, J. (1967) « Life-Cycle Saving and Balanced Growth », dans William Fellnes, (dir. de publ.) *Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fischer*.
- TURNER, D., C. GIORNO, A. DE SERRES, A. VOURC'H et P. RICHARDSON (1998) « The Macroeconomic Implications of Ageing in a Global Context », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 193.