

Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?

Bertrand Garbinti * et Pierre Lamarche **

Existe-t-il des différences de taux d'épargne en fonction des revenus ? Cette interrogation est au cœur de nombreuses questions de politiques publiques : les taxes sur la consommation sont-elles régressives ? Quel est l'effet d'une hausse d'impôt pour les hauts revenus ? Faut-il subventionner l'épargne-retraite ?

L'observation des taux d'épargne en fonction des revenus courants laisse apparaître un lien positif. Néanmoins, l'épargne peut être une décision de long terme qui ne dépend pas que du revenu courant : si les ménages anticipent une baisse de revenu, ils tendent à « lisser » leur consommation et, en cas de revenu exceptionnellement élevé, ils peuvent ajuster leur épargne à la hausse. Le vrai comportement d'épargne doit donc plutôt s'étudier en fonction du revenu permanent, celui-ci étant défini comme le revenu qui correspond au flux actualisé de ressources que le ménage s'attend à percevoir sur une longue période, corrigé de ses fluctuations transitoires.

À partir de l'enquête *Patrimoine* 2010 nous étudions le lien entre épargne et les deux concepts de revenu, courant et permanent, grâce à différentes approches pour l'estimation de ce dernier. Jusqu'à présent les cinq approches différentes que nous employons n'ont jamais été utilisées conjointement. Ceci permet de comparer les résultats obtenus et leur sensibilité aux méthodes d'estimation. Tous nos résultats suggèrent que le taux d'épargne est significativement plus élevé pour les ménages aux revenus les plus hauts, quelle que soit la définition de ce revenu.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Département des études économiques, Insee et Crest LMI.

** Banque Centrale Européenne. Au moment de la rédaction de cet article, l'auteur travaillait à la Direction des statistiques démographiques et sociales, Insee.

Nous tenons à remercier les participants aux séminaires du Département des études économiques et de la Direction des statistiques démographiques et sociales de l'Insee, au séminaire du laboratoire de microéconométrie du Crest et au séminaire d'économie appliquée de l'École d'économie de Paris où ce travail a été présenté, et en particulier à Luc Arrondel, Antoine Bozio, Xavier d'Haultfœuille, André Masson, Thomas Piketty, Muriel Roger et aux deux référés anonymes pour leurs remarques et leurs suggestions qui ont aidé à enrichir ce travail. Nous sommes également reconnaissants à Marion Bachelet, Anthony Marino et Anne Solaz pour les données qu'ils nous ont aimablement transmises et qui nous ont permis de mener à bien nos estimations. Nous restons évidemment seuls responsables d'éventuelles erreurs ou imprécisions.

Le lien entre épargne et revenu est au confluent de plusieurs questions majeures d'économie publique. Par exemple : quel est l'effet sur la consommation agrégée d'une modification de l'impôt sur le revenu ou d'un transfert de la taxation du revenu vers la consommation ? Si le taux d'épargne varie selon le revenu, l'effet agrégé sera différent si le changement de fiscalité affecte les plus aisés ou les plus modestes. Dans le même esprit : les taxes sur la consommation (telles que la TVA) sont-elles régressives ? Si la propension à consommer n'est pas la même tout au long de la hiérarchie des revenus, cela peut justifier des taux de taxation non uniformes, différenciés selon le type de biens consommés. Les considérations sur le financement de l'épargne-retraite (faut-il subventionner l'épargne-retraite des moins aisés ?) ou l'accumulation du patrimoine (est-il préférable de taxer les revenus plutôt que les patrimoines ?) dépendent étroitement du lien entre épargne et revenu puisque des disparités de taux d'épargne peuvent naturellement découler des inégalités d'épargne-retraite et, plus largement, de patrimoine. D'une manière générale, lorsqu'il s'agit de décider de la base fiscale qu'il est optimal ou préférable de taxer (revenus du travail, du capital ou consommation), une question s'impose en préalable : existe-t-il des différences de taux d'épargne en fonction des revenus ?

Si la question apparaît simple, elle n'en a pas moins fait couler beaucoup d'encre et constitue une des controverses les plus importantes du XX^e siècle qui divise encore les économistes.

Quels que soient les pays et les époques, l'observation des taux d'épargne en fonction des revenus courants laisse apparaître un lien positif. C'est un résultat bien établi dans la littérature économique et sur lequel un consensus existe. Pour Keynes (1936), cela découle du fait que l'épargne serait un bien de luxe que les plus pauvres, soumis aux aléas de leur revenu courant, ne pourraient pas s'offrir.

Cependant, Friedman (1957) conteste l'utilisation du revenu courant pour étudier les comportements d'épargne. Il renoue avec la vision de l'épargne défendue par les économistes classiques et affirme que l'épargne est bien plus qu'un simple solde entre revenu et consommation : elle impliquerait un comportement de long terme. Si, par exemple, les ménages anticipent une baisse de revenu dans le futur, ils tendent à « lisser » leur consommation et ajustent à la hausse leur épargne. Ce serait également le cas s'ils perçoivent un revenu exceptionnellement

élevé. Par conséquent, un lien fort entre revenu courant et consommation n'aurait rien de surprenant mais ne dirait pas grand-chose du comportement d'épargne de long terme. Pour Friedman, le révélateur du comportement d'épargne des ménages dépend de leur revenu permanent, revenu qui correspondrait au flux de ressources que le ménage s'attend à percevoir sur une longue période, débarrassé de ses fluctuations transitoires¹. Friedman montre alors qu'il n'est pas possible d'affirmer que ceux dont le revenu permanent est le plus élevé ont un taux d'épargne supérieur à ceux dont le revenu permanent est plus bas. Théoriquement, il est possible d'avancer plusieurs raisons pour lesquelles les taux d'épargne pourraient ne pas être proportionnels au revenu permanent : différences d'espérance de vie ou de préférence pour le présent entre les plus aisés et les plus modestes, souhait de transmettre à ses enfants ou désir d'accumuler du patrimoine, différences de rendement du capital... La littérature empirique sur cette question s'avère limitée. Le point de vue de Friedman ne fait pas consensus et de nombreuses études se sont succédé avec des résultats divergents. Si dans l'ensemble c'est plutôt l'hypothèse que les plus aisés épargnent une part plus importante de leur revenu permanent qui semble se dégager des travaux empiriques (Mayer, 1966 et 1972, Dynan *et al.*, 2004...), certaines études soutiennent le point de vue de Friedman (Gustman et Steinmeier, 1998 ; Venti et Wise, 2000 ; Alan *et al.*, 2006...). Ces différences pourraient refléter autant des différences nationales que des différences de méthodes ou de données².

Si les travaux académiques sont nombreux outre-Atlantique, ils sont plus rares en France. Masson (1988) et Loisy (1999) étudient la question à partir du revenu courant. Lollivier et Verger (1999) introduisent un calcul ambitieux de revenu permanent fondé sur une modélisation complète du revenu sur la totalité du cycle de vie. Boissinot (2003) et Antonin (2009) abordent la question à partir d'une méthode simplifiée de calcul du revenu permanent. Tous ces travaux concluent que les plus aisés épargnent une part plus importante de leurs revenus.

Ce faible nombre de travaux reflète probablement le relatif manque de données pertinentes pour aborder la question. En effet, la mesure du

1. On revient plus tard sur les différentes définitions du revenu permanent.

2. On revient plus en détail sur ce point lors de la présentation des résultats.

taux d'épargne peut être sensible à la manière dont la consommation et les revenus sont mesurés. L'enquête *Patrimoine* 2010 que nous utilisons a été appariée avec les déclarations fiscales, ce qui assure une information particulièrement fiable sur les revenus. De plus, pour la première fois, cette enquête contient des informations sur la consommation des ménages. Un autre avantage de l'enquête *Patrimoine* est qu'elle fournit des informations sur les parcours professionnels des individus, ce qui peut permettre un calcul plus fiable du revenu permanent.

C'est à travers différentes approches qui, jusqu'à présent, n'ont jamais été utilisées conjointement que nous tentons d'éclairer ce débat ancien et controversé avec la possibilité de comparer entre eux les résultats obtenus et leur sensibilité aux méthodes d'approximation du revenu permanent. Nos résultats sont cohérents avec les précédents travaux français et suggèrent que les taux d'épargne sont significativement plus élevés pour les ménages aux revenus (courants ou permanents) les plus hauts.

Modèles théoriques : des prédictions diverses

Les comportements de consommation et d'épargne peuvent s'étudier dans un premier temps grâce à un modèle simple de cycle de vie. On considère un agent représentatif qui vit 2 périodes : une période d'activité suivie d'une période de retraite. Lors de la période 1, il ne possède pas de patrimoine initial. Il perçoit un revenu (net d'impôt) Y_1 , consomme C_1 . Si l'on suppose qu'il n'existe pas de contrainte de crédit (tous les agents peuvent emprunter au même taux), son épargne $(Y_1 - C_1)$ lui rapporte un rendement r^3 .

Lors de la seconde période, il perçoit une pension de retraite Y_2 et sa consommation est C_2 . Si l'agent n'a pas d'incertitude sur la durée de sa vie et n'a pas de raison de laisser un héritage à ses descendants, il consomme la totalité du patrimoine qu'il possède en deuxième période. La préférence pour le présent est notée δ . L'agent maximise la somme actualisée de l'utilité de sa consommation à chaque période sous sa contrainte de budget, c'est-à-dire l'utilité espérée intertemporelle suivante :

$$U = U(C_1) + \frac{1}{1+\delta} U(C_2)$$

sous la contrainte :

$$C_2 = (1+r)(Y_1 - C_1) + Y_2$$

que l'on peut réécrire afin de faire apparaître l'égalité entre consommation actualisée d'un côté et revenu actualisé de l'autre :

$$C_1 + \frac{1}{1+r} C_2 = Y_1 + \frac{1}{1+r} Y_2$$

Le revenu permanent Y^P peut être défini comme le flux de revenu constant qui, une fois actualisé, égale les flux de revenus actualisés. C'est-à-dire :

$$Y^P + \frac{1}{1+r} Y^P = Y_1 + \frac{1}{1+r} Y_2$$

Une hypothèse centrale des modèles à cycle de vie et revenu permanent est que l'agent cherche à lisser sa consommation. Un lissage parfait conduit à $C_1 = C_2 = C^P$ ⁴ et donc :

$$Y^P + \frac{1}{1+r} Y^P = C^P + \frac{1}{1+r} C^P$$

À chaque période, l'agent consomme son revenu permanent Y^P .

Les taux d'épargne s_j pour chaque période j sont alors ⁵ :

$$s_1 = \frac{1}{2+r} (1-\lambda)$$

$$s_2 = \frac{1+r}{2+r} \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right)$$

où λ désigne le taux de remplacement : $Y_2 = \lambda Y_1$.

Les taux d'épargne à chaque période ne dépendent pas du niveau du revenu permanent. Dans la mesure où le taux de remplacement λ est inférieur à 1, on a $s_1 > 0$ et $s_2 < 0$: afin de lisser leur consommation, les individus épargnent en première période puis désépargnent.

Ces résultats sont étroitement liés aux hypothèses du modèle et la modification de

3. S'il a désépargné en première période, cela n'affecte pas le raisonnement puisqu'il doit alors rembourser $(1+r)(Y_1 - C_1)$ en deuxième période.

4. Ce lissage peut s'obtenir à partir de la condition de premier ordre du programme de maximisation sous contrainte budgétaire : $U'(C_1)/U'(C_2) = (1+r)/(1+\delta)$. Le lissage parfait de la consommation est obtenu sous l'hypothèse que le taux de rendement r égale le taux de préférence pour le présent δ : l'égalité $C_1 = C_2$ découle alors de la stricte concavité de U . L'égalité $\delta = r$ signifie que les individus et les marchés financiers valorisent le futur au même taux. Il s'agit d'un cadre de réflexion classique qui provient du fait qu'à l'équilibre, les préférences des marchés financiers doivent refléter celles des individus.

5. On utilise ici $s_j = (Y_j - Y^P)/Y_j$.

certaines d'entre elles conduit à des conclusions très différentes.

Si on suppose que le taux d'intérêt n'est pas le même pour tous et que les individus aux revenus les plus élevés peuvent placer leur épargne à un taux r^H supérieur à celui auquel les plus modestes peuvent prétendre (r^B), on a alors $s_1^H < s_1^B$ et $s_2^H > s_2^B$: le rendement supérieur permet aux plus aisés une épargne moindre en première période et l'apport des revenus de l'épargne en deuxième période les conduit à une désépargne moins forte.

Si le taux de remplacement λ^H des plus aisés est inférieur à celui des plus modestes (et que l'on suppose r constant), on obtient la prédiction opposée à celle précédemment obtenue : pour faire face à une baisse relative de leurs revenus plus importante en deuxième période, les plus aisés vont économiser plus en première période et désépargner plus en seconde période. La différence des taux d'épargne vient alors compenser un taux de remplacement plus faible.

Un résultat du même type est obtenu si l'on suppose que la préférence pour le présent est moindre pour les plus aisés : leur consommation est alors reportée au moment où ils sont retraités, période où ils consomment nettement plus que ce qu'ils perçoivent⁶. Ce modèle simple à deux périodes peut facilement être généralisé à un modèle où l'agent vit T périodes. Les résultats précédents restent valables dans ces modèles plus généraux.

Il est également possible d'introduire une incertitude sur le niveau de revenu ou sur les dépenses médicales occasionnées par l'avancée en âge. Ceci conduit à une conclusion très différente de celles obtenues précédemment et plus discutable : Dynan *et al.* (2004) ont montré que dans une telle situation, les plus pauvres sont ceux qui économisent le plus face au risque d'un revenu plus bas. Même si ce résultat découle d'une modification simple du modèle standard, à notre connaissance, ce point de vue n'est défendu ni dans la littérature théorique ni dans la littérature empirique.

La modification d'autres hypothèses conduit à prédire des taux d'épargne plus élevés chez les plus aisés. Par exemple si l'on introduit un goût pour la richesse (en intégrant le patrimoine dans la fonction d'utilité (Carroll, 1998)) ou un motif de transmission, soit en considérant l'héritage comme un bien de luxe, soit en supposant un comportement « dynastique » où les ménages

les plus aisés anticipent que leurs enfants auront un revenu permanent plus faible qu'eux et où les ménages les plus pauvres anticipent l'inverse (Fan, 2006 ; De Nardi, 2004).

Les résultats prédits par les modèles peuvent donc varier considérablement en fonction des hypothèses qui sont faites. La question de la différence des taux d'épargne en fonction du niveau de revenu reste donc en tout premier lieu une question empirique qui a des implications majeures et qui justifie donc que l'on mobilise différentes approches pour tenter d'y répondre.

L'enquête *Patrimoine* 2010 et le module de consommation

Nous utilisons principalement l'enquête *Patrimoine* 2010 pour nos estimations. Cette enquête offre plusieurs avantages. Pour la première fois en France dans une enquête consacrée aux revenus et aux patrimoines des ménages, une partie du questionnaire est consacrée à la consommation. Ceci permet de mettre en lien épargne et revenu. L'enquête *Patrimoine* est appariée avec les déclarations de revenus faites à l'administration fiscale depuis l'enquête de 2004. Une information particulièrement fiable sur les revenus des ménages est ainsi accessible. Ce point est d'autant plus important que l'épargne est calculée comme la différence entre le revenu et la consommation et que le calcul d'un taux d'épargne peut donc s'avérer sensible aux erreurs de mesure. La totalité du parcours professionnel de la personne de référence et de son éventuel conjoint est également documentée. L'âge de fin d'étude, le début de la vie active, les différentes périodes de chômage, les problèmes de santé, les périodes d'inactivité (par exemple après la naissance d'un enfant), etc. sont donc disponibles. Des informations détaillées concernant le logement ainsi que le loyer payé par les locataires permettent également l'estimation de loyers imputés pour les ménages propriétaires, calculs nécessaires à l'étude des taux d'épargne⁷.

6. Si on ajoute à la condition de premier ordre ($U'(C_1)/U'(C_2) = (1+r)/(1+\delta)$) une fonction d'utilité du type $U(C) = \ln(C)$, on obtient $s_1 = \left(\frac{1}{2+\delta}\right)\left(1 - \frac{1+\delta}{1+r}\lambda\right)$ et $s_2 = 1 - \left(\frac{1}{2+\delta}\right)\left(1 + \frac{1+r}{\lambda}\right)$. Par conséquent si $\delta^B > \delta^H$: $s_1^B < s_1^H$ et $s_2^B > s_2^H$. Dynan *et al.* (2004) obtiennent un résultat du même ordre à partir d'une fonction d'utilité isoélastique $U(c) = \frac{C^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}$, en effectuant des simulations numériques.

L'estimation de la consommation hors biens durables

Pour la première fois, un questionnaire relatif aux habitudes de consommation a été proposé à un tiers de l'échantillon. Ce questionnaire a été élaboré en suivant les travaux de Browning *et al.* (2003) qui montrent que pour obtenir une estimation de la consommation totale de bonne qualité, il n'est pas nécessaire d'interroger les ménages à partir d'un carnet contenant leurs dépenses exhaustives de consommation si par ailleurs l'information détaillée est disponible dans une enquête du type *Budget de famille*. Cette méthodologie a été élaborée par Skinner (1987) pour estimer en étalonnant sur le *Consumer Expenditure Survey* une consommation totale pour les ménages interrogés dans le cadre du *Panel Study of Income Dynamics*. Plus récemment, Blundell *et al.* (2004) ont développé une méthode analogue pour analyser en longitudinal l'évolution de la consommation sur cette même enquête. Browning *et al.* (2003) proposent une liste de postes ayant un fort pouvoir explicatif : alimentation à domicile et hors domicile, charges diverses payées par le ménage (eau, électricité, chauffage, ...). Outre ces différents postes, le module de consommation de l'enquête *Patrimoine* 2010 contient des informations sur plusieurs types de dépenses régulières effectuées par le ménage : habillement, transports, véhicules, santé, scolarité ou garde des enfants, services à domicile, sorties culturelles...

L'utilisation de l'enquête *Budget de famille* 2006 permet alors d'estimer une équation de consommation à partir de ces différents postes de dépenses et d'en réutiliser les coefficients estimés pour les différentes variables afin de calculer une consommation totale pour l'ensemble des ménages ayant répondu au module de consommation de l'enquête *Patrimoine*. À concept équivalent, les taux d'épargne calculés grâce à l'enquête *Patrimoine* s'avèrent très proches de ceux des comptes nationaux. Le détail de la procédure d'estimation est donnée en annexe A de Garbinti et Lamarche (2014).

La consommation totale calculée ici est la consommation hors biens durables. En effet, les ménages n'ont pas à répondre à des questions sur leurs achats de biens durables au cours de l'année : voiture, réfrigérateur... Il n'est pas facile d'intégrer les biens durables à l'analyse des taux d'épargne des ménages dans la mesure où ces biens relèvent plus d'un stock que d'un

flux de consommation⁸. La plupart des études empiriques s'intéressent au taux d'épargne hors consommation de biens durables. C'est aussi notre approche principale car c'est celle pour laquelle le calcul de la consommation totale est le plus précis⁹.

Statistiques descriptives

Par la suite, nous nous intéressons principalement aux taux d'épargne médians. En effet, la moyenne est un indicateur peu adapté à l'étude des taux d'épargne individuels qui sont très hétérogènes et la médiane est robuste aux valeurs extrêmes qui pourraient être observées (par exemple pour des raisons d'erreur de mesure).

Les taux d'épargne médians par âge ne laissent pas apparaître de profil très net (cf. graphique I). On peut toutefois observer que le taux d'épargne médian des moins de 30 ans est le plus bas et qu'une légère décroissance semble apparaître chez les plus de 60 ans.

Les taux d'épargne s'avèrent croissants avec le revenu disponible¹⁰ courant (cf. graphique II), ce qui est cohérent avec les exercices de décontraction du Compte des ménages (cf. Accardo *et al.*, 2009). Nous avons exclu de l'échantillon les ménages dont le revenu disponible est inférieur à 2 000 euros par an afin de mettre de côté les cas trop particuliers (les revenus trop transitoires ou mal mesurés). Malgré cette précaution, le taux d'épargne médian estimé des 20 % de ménages les plus modestes reste négatif. D'autres sources de données montrent que les taux d'épargne instantanés sont négatifs pour une part non négligeable de la population : en 2010, dans l'enquête *Statistiques sur les ressources et les conditions de vie* des ménages (SRCV), 19 % des ménages déclaraient que l'ensemble des revenus du ménage ne suffit pas à couvrir leurs dépenses courantes.

7. Le lecteur intéressé pourra se référer à l'annexe C de Garbinti et Lamarche (2014).

8. En effet, les achats de biens durables ne se renouvellent pas chaque année (l'achat d'une voiture par exemple n'a que rarement lieu tous les ans) et il est difficile de décider sur combien d'années répartir les montants de biens durables achetés : devrait-on considérer qu'une voiture est un achat pour 2 ans ? 5 ans ? 10 ans ?

9. En annexe A de Garbinti et Lamarche (2014), nous présentons les résultats obtenus en intégrant les biens durables à l'analyse et nous vérifions que nos conclusions ne sont pas sensibles à ce choix.

10. Le revenu disponible comprend les revenus d'activité et de remplacement, les prestations sociales et les revenus du patrimoine. Il est net des impôts directs (impôt sur le revenu, CSG, CRDS et taxe d'habitation).

Les épisodes de désépargne peuvent exister au cours d'une vie en particulier quand le revenu courant est particulièrement bas et inférieur au revenu anticipé par le ménage. La désépargne peut alors être vue comme un lissage sur plusieurs années des aléas de revenu. Si cette hypothèse est correcte alors le passage du revenu courant au revenu permanent devrait conduire à ce que les taux d'épargne négatifs deviennent nuls ou positifs.

Approches empiriques : du revenu courant au revenu permanent, les cinq stratégies d'estimation mises en œuvre

L'approche qui va être retenue dans la suite de l'article va consister à estimer la relation suivante :

$$\frac{S}{Y} = f(Y^P) + X\beta + u$$

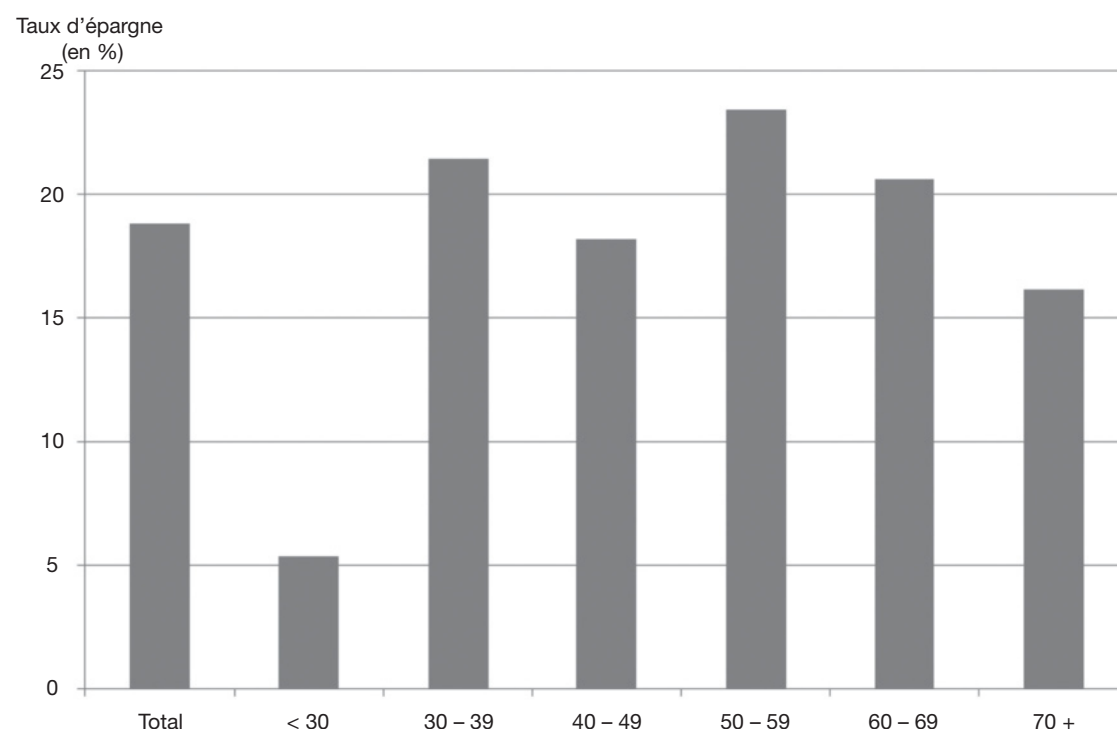
où S et Y désignent respectivement l'épargne du ménage et son revenu courant observés à la date de l'enquête, Y^P le revenu permanent, X des variables de contrôle (généralement des tranches d'âge) et u un terme d'erreur. L'épargne S est calculée comme l'écart entre revenu et consommation ($S = Y - C$). Lorsque les tranches d'âge sont utilisées comme variables de contrôle, les quintiles sont relatifs à chacune des tranches d'âge.

Pour l'approximation du revenu permanent Y^P , nous utilisons cinq méthodes qui n'ont jusqu'ici jamais été utilisées conjointement.

Méthode 1 : restriction de l'échantillon

La méthode la plus simple est certainement celle employée par Carroll (1998). Celle-ci vise à exclure les ménages qui ont fait face à une variation transitoire de leur revenu. Carroll utilise une question concernant le fait que le revenu perçu durant l'année est particulièrement haut, bas ou à peu près normal. Il conserve dans l'échantillon les personnes ayant déclaré que leur revenu de l'année

Graphique I
Taux d'épargne médian par âge



Lecture : en 2009, la moitié des ménages dont la personne de référence avait moins de 30 ans ont épargné moins de 5,4 % de leurs revenus annuels.

Champ : ménages au revenu disponible annuel supérieur à 2 000 euros.

Source : enquête Patrimoine 2010.

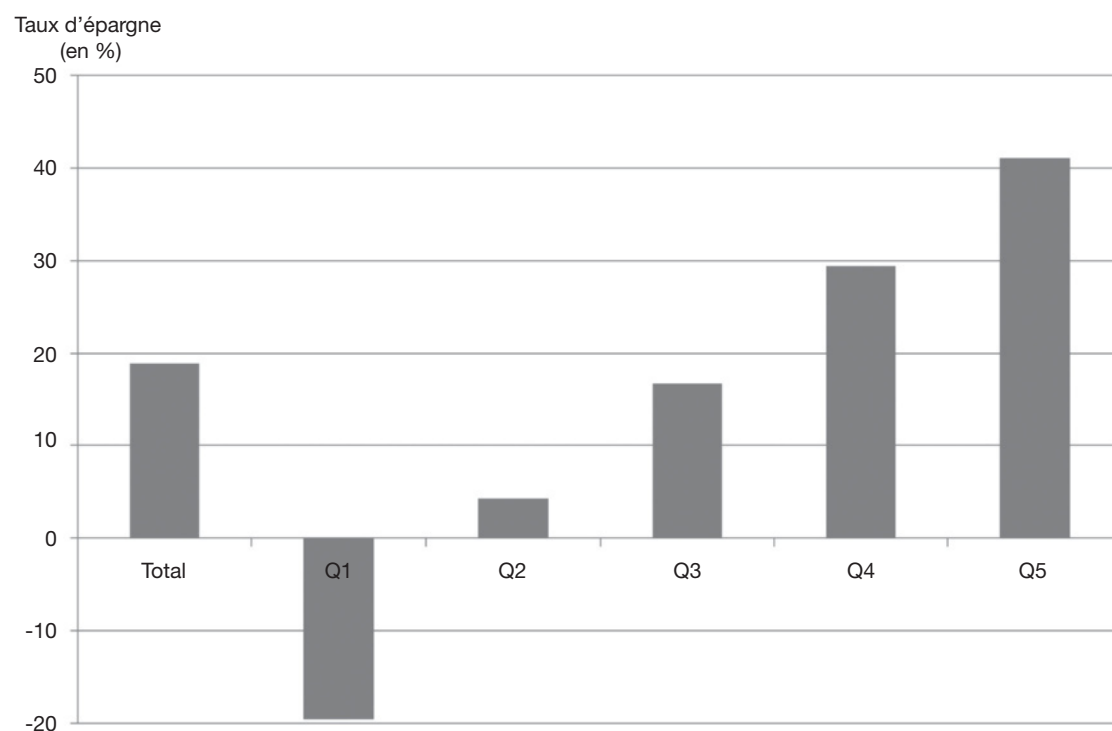
est à peu près normal et identifie alors le revenu courant au revenu permanent. Cette manière de procéder est assez cohérente avec la définition du revenu permanent qu'il donne : *"le revenu que le ménage aurait reçu s'il n'avait pas eu de chocs transitoires sur celui-ci"*. Cela reste une méthode assez rudimentaire mais elle permet d'éliminer les ménages qui ont connu une variation de revenu exceptionnelle.

Dans cet esprit, on utilise une question de l'enquête *Patrimoine* où il est demandé aux ménages s'ils ont eu une entrée d'argent exceptionnelle au cours de l'année. On restreint alors l'échantillon aux personnes qui déclarent ne pas en avoir reçu. Le revenu permanent est alors identifié au revenu disponible courant. Cette méthode est un peu plus fruste que celle employée par Carroll car elle n'exclut pas les ménages ayant eu une baisse transitoire de leur revenu. Elle ne constitue donc qu'une première approche qui vise principalement à exclure les ménages aux revenus exceptionnellement élevés.

Méthode 2 : utilisation du diplôme comme instrument pour approximer le revenu permanent

La littérature empirique a régulièrement fait appel à un « instrument » pour approximer le revenu permanent. Un instrument est une variable qui doit être fortement corrélée au revenu permanent, ne pas être liée à des chocs transitoires de revenus et ne pas avoir d'effet propre sur l'épargne (en dehors de son effet via le revenu permanent). La méthode la plus fréquemment employée consiste à utiliser le plus haut diplôme obtenu. En effet, le niveau scolaire est une composante stable du capital humain d'un individu et donc du revenu qu'il peut espérer recevoir tout au long de son cycle de vie. En tant que tel, c'est un instrument qui n'est pas lié aux fluctuations transitoires de revenu. Les informations sur le niveau d'étude des individus étant fréquentes dans les enquêtes, on retrouve ce type d'approche dans de nombreuses études : Mayer (1966), Dynan *et al.* (2004), Alan *et al.* (2006)... Cependant si le niveau d'étude est fortement corrélé au revenu

Graphique II
Taux d'épargne médian par quintile de revenu disponible



Note : revenu disponible (euros) : p20 = 16 600, p40 = 23 700, p60 = 32 800, p80 = 45 700.

Lecture : en 2009, la moitié des ménages appartenant au premier quintile de revenu ont désépargné plus de 19,5 % de leurs revenus annuels.

Champ : ménages au revenu disponible annuel supérieur à 2 000 euros.

Source : enquête Patrimoine 2010.

permanent, il pourrait aussi être directement lié au comportement d'épargne. En effet, les personnes les plus diplômées pourraient épargner davantage pour d'autres raisons que leur niveau de revenu, par exemple si elles sont caractérisées par une moindre préférence pour le présent. Cela n'invaliderait pas totalement les conclusions obtenues par cette méthode mais obligerait à une interprétation un peu plus subtile de son résultat : on mettrait alors en évidence un lien général entre épargne et niveau d'éducation, qui ne se réduirait pas complètement à un effet du revenu anticipé.

Pour cette approche, on procède en deux temps. Tout d'abord, le revenu disponible courant du ménage est régressé sur une fonction de l'instrument et sur les indicatrices de tranches d'âge.

$$Y_i = \alpha + g(\text{Instrument}_i) + X_i\beta + v_i$$

Pour la fonction g , on utilise le diplôme de la personne de référence et celui de son conjoint après avoir regroupé les diplômes en 5 catégories. Une fois cette régression effectuée, on utilise les coefficients obtenus pour calculer un revenu prédit pour chaque ménage. Celui-ci sert alors d'approximation pour le revenu permanent. Par souci de cohérence avec la méthode 1, on procède aux estimations sur l'échantillon des ménages n'ayant pas eu d'entrée d'argent exceptionnelle.

Méthode 3 : utilisation des revenus N-1 et N-2

Lorsque des données de panel sont disponibles, il est possible d'utiliser les revenus passés (ou futurs) et d'en faire la moyenne. L'idée ici est que plus la période considérée est longue et moins les chocs transitoires de revenu seront corrélés à la moyenne servant à approcher le revenu permanent. C'est une méthode employée par exemple par Mayer (1972) et Dynan *et al.* (2004). Bien qu'intéressante, cette méthode reste peu employée, en raison principalement de la difficulté d'obtenir des données sur plusieurs années.

L'appariement de l'enquête *Patrimoine* avec les déclarations fiscales et la taxe d'habitation permet d'obtenir les revenus fiscaux de référence des deux années qui précèdent l'enquête pour 97 % des ménages. On utilise cette information en calculant la moyenne de ces revenus sur les 3 années. Friedman (1957) signalait d'ailleurs que l'horizon de prédiction des ménages semblait être d'environ 3 ans¹¹.

Afin de pouvoir identifier cette moyenne au revenu permanent, on procède en deux étapes. Dans un premier temps, les ménages pour lesquels l'écart absolu entre le revenu fiscal de référence de l'année N et la moyenne sur les 3 années est supérieur à 20 % sont exclus. Ils représentent 25 % de l'échantillon.

On conserve ainsi les ménages aux revenus suffisamment stables pour qu'il semble raisonnable d'identifier le revenu permanent et la moyenne des trois dernières années. Ensuite, puisque le revenu fiscal n'est pas exactement le revenu disponible du ménage (il manque en particulier les prestations sociales et, à l'inverse, l'impôt payé n'est pas déduit), nous faisons l'hypothèse que le rapport entre le revenu disponible 2009 et le revenu fiscal de référence 2009 est le même pour les deux années précédentes. Cette hypothèse est d'autant moins forte que les ménages conservés sont ceux dont les revenus sont stables. On calcule alors pour chaque ménage le ratio (revenu disponible 2009)/(revenu fiscal de référence 2009) et la moyenne est multipliée par ce ratio.

Méthode 4 : moyenne des revenus instrumentée par le plus haut diplôme obtenu

Cette quatrième méthode est une variante des deux précédentes qui consiste à les combiner. On retient la moyenne des revenus fiscaux comme dans la méthode 3, et on l'instrumente par le diplôme comme dans la méthode 2.

Méthode 5 : calcul d'un revenu permanent sur la totalité du cycle de vie

Une dernière approche, plus élaborée, consiste à calculer directement un revenu permanent à partir d'équations de revenus. C'est une méthode utilisée par King et Dicks-Mireaux (1982) puis améliorée par Lollivier et Verger (1999). Elle permet de lisser le revenu sur la totalité du cycle de vie. L'approche développée par Lollivier et Verger est particulièrement riche puisqu'elle prend en compte de nombreux éléments tels que les anticipations des individus sur l'évolution complète de leur carrière, les variations de revenu au moment de leur départ à la retraite ou encore les différences de participation des femmes au marché du travail.

11. « A horizon of about three years seems to have characterized the outlook of consumer units, though it should be noted that the results are not very sensitive to the length of the horizon ». Nous sommes reconnaissants au rapporteur anonyme qui a attiré notre attention sur ce passage de Friedman (1957).

Notre dernière approche s'inspire largement de cette démarche. Nous suivons les principales préconisations du travail de Lollivier et Verger, tout en modifiant certaines de leurs spécifications et en intégrant de nouvelles sources extérieures de données. Les intuitions de cette méthode sont assez simples mais elle requiert de nombreuses étapes et nous renvoyons à ces deux auteurs pour une justification explicite de ces différentes étapes ainsi qu'à l'annexe B de Garbinti et Lamarche (2014) pour le détail de notre mise en oeuvre. Nous n'en présenterons ici que les grandes lignes.

L'idée de départ est celle du calcul d'un revenu permanent Y^P pour chaque individu, défini comme le flux constant de revenus qui, actualisé, correspond à l'actualisation de la séquence des revenus perçus au cours de la vie. On généralise ainsi à T périodes (allant du début de la vie active au décès) le modèle à 2 périodes présenté dans la partie sur les prédictions diverses des modèles théoriques. On a :

$$Y_i^P = \frac{\sum_{a=a_1}^{a_2} \frac{R_i(a)}{\prod_{t=a_1}^a [1+\rho(t)]}}{\sum_{a=a_1}^{a_2} \frac{1}{\prod_{t=a_1}^a [1+\rho(t)]}} \quad (1)$$

où a représente l'âge, a_1 l'âge d'entrée dans la vie active, a_2 l'âge du décès, $\rho(t)$ le facteur d'actualisation qui correspond au taux d'intérêt réel de l'année où l'individu a atteint l'âge t et $R_i(a)$ le profil de revenu réel qui dépend de l'âge a .

Pour chaque individu, il est donc nécessaire de calculer les différents éléments de cette définition.

- L'âge d'entrée dans la vie active a_1 est directement connu grâce à l'enquête *Patrimoine* qui contient un questionnaire détaillé sur l'âge de fin d'étude, le début de l'activité professionnelle, etc. L'âge au décès a_2 est imputé à partir de tables de mortalité¹².

- Les taux d'intérêt retenus afin d'être représentatifs des rendements des placements des

ménages sont ceux calculés par Piketty (2010). Pour la partie future, ils ont été prolongés par le rendement moyen observé au cours des 20 dernières années : 6 %¹³.

À la suite de Payen et Lollivier (1990), le revenu réel R_i est décomposé en deux termes : $R_i(a) = s(t).Y_i(a)$.

- $s(t)$ correspond à l'indice général des salaires l'année t et permet de tenir compte des évolutions de niveaux de vie de l'ensemble des salariés au cours d'une année donnée. Il est calculé à partir de l'évolution du taux de salaire horaire.

- Enfin, $Y_i(a)$ représente le profil de revenu de l'individu i à l'âge a . Il dépend de l'âge de l'individu et retrace l'effet du capital humain et de son évolution au fil du vieillissement. Il est modélisé par :

$$\ln Y_i(a) = X_i\beta + c(a_i) + q_i + u_i$$

où X_i désigne le stock initial de capital humain (diplôme, statut social des parents) et son évolution (évolution de carrière, problèmes de santé, périodes de chômage de courte ou longue durée, le statut d'emploi-public ou privé). $c(a_i)$ est l'effet de l'âge¹⁴, on le modélise par une fonction affine par morceaux et une indicatrice de départ à la retraite que l'on instrumente ensuite afin de tenir compte d'une possible endogénéité de la décision de départ à la retraite. q_i est un terme reflétant l'hétérogénéité inobservée¹⁵ et u_i est l'habituel terme d'erreur aléatoire.

L'estimation est alors faite sur l'ensemble des ménages pour lesquels l'homme est salarié. En effet, la difficulté de suivre correctement les revenus des indépendants, de distinguer les revenus transitoires des revenus anticipés ou de calculer un indice général de leur niveau de revenu incite à les exclure de l'échantillon. On est également amené à exclure les ménages complexes où d'autres personnes que la personne de référence et son conjoint apportent des ressources (enfant

12. On utilise celles de Blanpain et Chardon (2011) qui offrent l'avantage d'être récentes et de distinguer les taux de mortalité selon le sexe et 7 catégories professionnelles.

13. D'autres variantes ont été testées sans que cela n'entraîne de différences dans nos conclusions (cf. annexe A de Garbinti et Lamarche (2014)).

14. Il est supposé être le même pour tous les individus. Cependant, l'estimation est menée séparément par niveau relatif d'éducation, ce qui l'autorise à différer selon ces niveaux.

15. q_i est estimé par $\hat{q}_i = \alpha \hat{\zeta}_{i,t}$ (qui est l'estimateur de variance minimale), avec $\alpha = \sigma_q^2 / (\sigma_q^2 + \sigma_u^2)$ et $\zeta_{i,t} = q_i + u_{i,t}$. Pour cela, il est nécessaire de faire appel à une source de données extérieure afin de calculer le coefficient α . On utilise l'estimation fournie par Barge et Payen (1982) qui permet de faire varier α en fonction de l'âge.

qui travaille ponctuellement, parent âgé à domicile...) car il n'est pas possible d'estimer correctement le revenu permanent de ces individus. Ils représentent 10 % de l'échantillon.

L'échantillon est stratifié selon le sexe et le niveau relatif d'éducation¹⁶. Ceci autorise donc les estimations à varier en fonction des niveaux relatifs d'éducation et permet d'avoir par exemple des rendements différenciés des diplômes.

Le calcul de l'équation de revenus des femmes est un peu plus complexe puisqu'il est nécessaire de tenir compte de la décision de participation au marché du travail et des arrêts dus aux enfants. Ceci nous amène à considérer différents sous-groupes et à traiter un éventuel biais de sélection¹⁷. Une fois le revenu permanent des hommes et des femmes estimé, le revenu permanent du ménage est calculé.

Pour chaque membre du ménage, les estimations du revenu permanent sont faites à partir des données individuelles de la déclaration de revenu. C'est donc un revenu permanent fiscal qui est calculé pour le ménage. À ce titre, il n'intègre pas les prestations sociales, les revenus du capital ni les impôts payés et n'est donc pas totalement comparable au revenu disponible du ménage. Dans un dernier temps, pour obtenir un revenu permanent disponible, ces différents éléments sont donc imputés¹⁸.

Les résultats

Les taux d'épargne augmentent avec le revenu courant...

Nous retrouvons les résultats habituels de la littérature empirique présentés en début d'article : le taux d'épargne médian augmente significativement avec le quintile de revenu courant. Les régressions présentées ici (tableau 1) sont des régressions médianes¹⁹ où le taux d'épargne est la variable dépendante et où les variables de contrôle sont les indicatrices d'appartenance aux quintiles de revenu courant et d'appartenance aux tranches d'âge. Pour faciliter l'interprétation des résultats, les régressions sont estimées sans constante et en introduisant la totalité des indicatrices d'appartenance aux quintiles de revenu. Lorsque l'on tient compte de l'âge, on introduit les indicatrices signalant que la personne de référence du ménage est âgée soit de 40 ans ou moins, soit de 66 ans ou plus.

Si l'on ne tient pas compte de l'âge (colonne de gauche), le taux d'épargne médian (hors biens durables) des ménages du deuxième quintile de

16. On définit 4 niveaux relatifs d'éducation pour chacune des 4 générations que l'on définit.

17. Pour alléger la présentation, on renvoie le lecteur intéressé à l'annexe B de Garbinti et Lamarche (2014).

18. cf. annexe B de Garbinti et Lamarche (2014).

19. Pour une présentation détaillée des régressions de quantiles, on pourra se référer à d'Haultfœuille et Givord (2014).

Tableau 1
Épargne et revenu courant (régression médiane)

Quintile		
Quintile 1	- 19,5 (***)	- 14,4 (***)
Quintile 2	4,3 (●●)	7,9 (●●)
Quintile 3	16,7 (●●)	18,0 (●●)
Quintile 4	29,4 (●●)	30,7 (●●)
Quintile 5	41,0 (●●)	43,9 (●●)
Âge		
< 41		- 5,1 (**)
41 à 65		Réf
> 65		- 4,5 (***)
Nb. obs.	4 467	4 467
Note : Taux d'épargne hors biens durables		

Lecture : si l'on ne contrôle pas de l'âge, le taux d'épargne médian des ménages du 2^e quintile de revenu est de 4,3 %, il est significativement supérieur à celui des ménages du 1^{er} quintile de revenu. (***) significativement différent de zéro au seuil de 1 %, (**) au seuil de 5 %, (*) au seuil de 10 % (test bilatéral) ;

(●●●) taux médian de ce quantile significativement supérieur au taux médian du quantile inférieur au seuil de 1 %, (●●) au seuil de 5 %, (●) de 10 % (test unilatéral).

Champ : ménages.

Source : enquête Patrimoine 2010.

revenu²⁰ est de 4,3 %. Il est significativement plus élevé que le taux d'épargne médian des ménages au revenu inférieur au premier quintile de revenu. Lorsque l'on contrôle de l'âge, le taux d'épargne médian des ménages du deuxième quintile de revenu dont la personne de référence est âgée de 41 à 65 ans est de 7,9 %. Il est significativement plus élevé que le taux d'épargne médian des ménages du premier quintile de revenu et significativement inférieur à celui des ménages du troisième quintile de revenu. Les taux d'épargne médians des derniers quintiles sont également significativement plus élevés que ceux des quintiles de revenus qui leur sont immédiatement inférieurs. L'effet de l'âge s'avère significatif : pour les plus jeunes et les plus âgés, les taux d'épargne médians apparaissent plus faibles.

Sur les données françaises de l'enquête *Budget de famille*, Antonin (2009) et Boissinot (2003) obtiennent des résultats du même ordre de grandeur, avec des taux d'épargne pour les plus aisés un peu moins élevés. Hormis la significativité de l'âge, ces résultats sont également très proches de ceux obtenus par Dynan *et al.* (2004). Avec une définition comparable de l'épargne (revenu moins consommation), ils obtiennent un taux d'épargne médian de - 22,7 % pour les plus modestes et de + 45,5 % pour les plus aisés. Nos écarts entre taux médians selon le quintile de revenu courant sont également du même ordre de grandeur que ceux obtenus par Bozio *et al.* (2013) sur données anglaises. Ils estiment un écart entre les taux d'épargne médians du premier et du deuxième quintiles de revenu courant de 19 %, entre ceux du premier et du troisième quintiles de 30 %, entre ceux du premier et du quatrième quintiles de 31 % et entre ceux du premier et du dernier quintiles de 51 %. Nos résultats aboutissent à des écarts de 24 %, 36 %, 49 % et 61 % et apparaissent donc un peu plus prononcés. Cela dit, Bozio *et al.* (2013) contrôlent non seulement de l'âge mais du type de ménage, ce qui peut conduire naturellement à des écarts moins prononcés que les nôtres.

... et avec le revenu permanent

Intéressons-nous à présent au lien entre le taux d'épargne et les différentes mesures du revenu permanent que nous avons mobilisées. Les résultats relatifs aux quatre premières méthodes sont présentés dans le tableau 2. Quelle que soit la méthode utilisée, à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie des revenus, le taux d'épargne médian augmente significativement.

À l'exception de la spécification (1), les taux d'épargne médians des ménages les moins aisés s'avèrent positifs (spécifications 2 et 4) ou nuls (non significativement différents de zéro, spécification 3). Ceci semble confirmer que la méthode d'exclusion des ménages qui ont eu une entrée d'argent exceptionnelle (spécification 1) est un peu fruste et nécessite d'être prolongée par d'autres méthodes. L'utilisation du diplôme comme instrument a pour effet de lisser les taux d'épargne et de réduire les écarts. C'est l'effet attendu d'une telle procédure dans la mesure où l'utilisation seule du diplôme et de l'âge élimine une part importante de la variabilité individuelle.

Le taux d'épargne médian des ménages du cinquième quintile dont la personne de référence est âgée de 41 à 65 ans passe ainsi d'environ 45 % (spécifications 1 et 3) à 35 % (spécifications 2 et 4). La conclusion n'est cependant pas modifiée et les taux d'épargne continuent d'être significativement croissants avec le revenu permanent. Concernant l'âge, les taux d'épargne des plus âgés apparaissent plus faibles tandis que ceux des plus jeunes s'avèrent non significatifs dans 3 spécifications sur 4.

Sur données microéconomiques françaises, Antonin (2009) et Boissinot (2003) aboutissent à des conclusions similaires concernant le lien entre taux d'épargne et revenu permanent bien que les ordres de grandeurs des résultats apparaissent sensibles aux choix effectués pour l'évaluation du revenu permanent chez Boissinot. Les résultats obtenus pour le Royaume-Uni par Bozio *et al.* (2013) en instrumentant par le diplôme aboutissent aux mêmes conclusions que les nôtres avec toutefois un gradient des taux d'épargne médians beaucoup moins étendu. Pour la période comparable (2007-2009), ils obtiennent un écart de 5 points de pourcentage entre le taux d'épargne médian du premier quintile de revenus et celui du dernier. Nos écarts sont de l'ordre de 25 à 30 points. Ceci pourrait témoigner du fait que le cursus scolaire serait un déterminant moins fort de la carrière professionnelle au Royaume-Uni qu'en France, où le poids des diplômes est souvent jugé plus prégnant que dans d'autres pays (cf. par exemple Baudelot

20. De manière tout à fait correcte, il conviendrait de parler des ménages dont le revenu disponible est compris entre le premier et le deuxième quintiles de revenu. Afin de ne pas trop alourdir la rédaction, nous utiliserons la terminologie habituellement employée (bien qu'abusive) : on désignera par « les ménages du X^e quintile de revenu », les ménages dont le revenu est compris entre le (X-1)^e et le X^e quintiles de revenu.

et Establet, 2009). Une autre différence notable tient au fort effet d'âge qui apparaît dans les estimations de Bozio *et al.* (2013). Alors que sur données françaises les plus de 65 ans affichent des taux d'épargne plus bas que les autres catégories, les plus de 80 ans affichent chez ces auteurs un taux d'épargne supérieur de 24 points à celui des 20-29 ans et de 18 points supérieur à celui des 40-49 ans. Cependant, ils contrôlent également par le type de ménages et l'année et ne calculent pas les quintiles de revenu par tranches d'âge. Les coefficients relatifs à ces contrôles n'apparaissent pas dans les tableaux de régression, ce qui complique les comparaisons et ne les rend pas immédiates.

Cependant, sur données américaines, les résultats de Dynan *et al.* (2004) sont particulièrement proches des nôtres. Ils utilisent une méthode légèrement différente de celles présentées ci-dessus qui consiste à régresser directement le taux d'épargne sur le diplôme. Pour avoir des résultats comparables avec les autres spécifications, ce n'est pas cette méthode qui est présentée dans le tableau 2 mais le tableau 3 permet de comparer nos résultats avec ceux de Dynan *et al.* (2004)²¹ : les taux d'épargne médians qu'ils affichent s'échelonnent de 16 % à 34 % quand ceux que nous obtenons varient de 13 % à 32 %.

Ces résultats sont obtenus sur tout l'échantillon, quelle que soit la profession exercée par la personne de référence du ménage, qu'elle soit salariée, salariée retraitée, indépendante ou indépendante retraitée. Mais les revenus des indépendants sont réputés être moins bien mesurés et leur comportement d'épargne pourrait s'avérer difficile à évaluer. Nous avons donc répliqué nos estimations en nous restreignant aux ménages dont la personne de référence est salariée ou salariée retraitée (cf. tableau 4, colonnes (1) à (4)). Nos conclusions ne s'avèrent pas sensibles à cette restriction et on continue d'observer que le taux d'épargne médian augmente significativement avec les quintiles de revenu permanent.

Les résultats précédents où l'on s'est restreint aux salariés et anciens salariés offrent un second avantage : ils sont plus facilement comparables avec ceux obtenus par le calcul du revenu permanent sur la totalité du cycle de vie. La colonne (5) du tableau 4 correspond à la régression du taux d'épargne sur les quintiles du revenu permanent calculé sur la totalité du cycle de vie (cf. la partie sur les approches empiriques et

21. On compare ici les résultats du tableau 3 avec ceux de la première colonne du tableau 6 de Dynan *et al.* (2004) où la méthode de calcul de l'épargne est identique à la nôtre.

Tableau 2
Épargne et revenu permanent : premières approches

	(1) Sans entrée argent exceptionnelle	(2) Instrumentation par diplôme	(3) Moyenne revenus fiscaux	(4) Moyenne revenus fiscaux instrumentée diplôme
Quintile				
Quintile 1	-14,4 (***)	4,2	3,3	11,2 (***)
Quintile 2	8,2 (●●)	7,6	13,8 (●●●)	14,7
Quintile 3	18,0 (●●)	23,3 (●●)	23,5 (●●)	24,9 (●●)
Quintile 4	31,3 (●●)	29,6 (●●)	33,2 (●●)	30,4 (●●)
Quintile 5	44,0 (●●)	34,2 (●)	41,6 (●●)	35,8 (●●)
Âge				
< 41	- 5,1 (**)	- 3,7	-3	- 3,3
41 à 65	Réf	Réf	Réf	Réf
> 65	- 4,7 (***)	- 8,0 (***)	- 9,8 (***)	- 10,0 (***)
Nb. obs.	4 361	4 361	3 220	3 220
Note : Taux d'épargne hors biens durables				

Lecture : si l'on se restreint aux ménages sans entrée d'argent exceptionnelle, le taux d'épargne médian des plus aisés est de 44 %. Il est significativement supérieur à celui des ménages aux revenus moins élevés. Le taux d'épargne médian des ménages les plus aisés est de 41,6 % si l'on prend comme mesure du revenu permanent la moyenne sur 3 ans des revenus du ménage.

(***) significativement différent de zéro au seuil de 1 %, (**) au seuil de 5 %, (*) au seuil de 10 % (test bilatéral) ;

(●●●) taux médian de ce quantile significativement supérieur au taux médian du quantile inférieur au seuil de 1 %, (●●) au seuil de 5 %, (●) de 10 % (test unilatéral).

Champ : ménages sans entrée d'argent exceptionnelle.

Source : enquête Patrimoine 2010.

l'annexe B de Garbinti et Lamarche (2014) pour plus de détails sur les calculs). Cette nouvelle méthode aboutit à une conclusion identique aux précédentes. Chacun des taux d'épargne médian

est significativement plus élevé que celui du quintile de revenu permanent immédiatement inférieur. Les différents résultats sont illustrés par le graphique III.

Tableau 3
Épargne et diplôme de la personne de référence du ménage

	Tous	Salariés uniquement
Niveau de diplôme		
Aucun diplôme	12,9 (***)	14,7 (***)
Brevet, BEPC, CEP	15,7 (●●●)	15,5 (●●●)
Bac, BEP, CAP	22,0 (●●●)	21,9 (●●●)
Bac +2 à +4	25,4 (●)	26,4 (●●)
> Bac +4	31,8 (●)	33,5 (●)
Âge		
< 41	- 7,8 (***)	- 6,8 (***)
41 à 65	Réf	Réf
> 65	- 0,3	0,6
Nb. obs.	4 361	3 253
Note : Taux d'épargne hors biens durables		

Lecture : le taux d'épargne médian des ménages où la personne de référence a pour plus haut diplôme un diplôme de niveau Bac + 2 à Bac + 4 est de 25,4 %. Il est significativement supérieur (au seuil de 10 %) à celui des ménages où la personne de référence a pour plus haut diplôme un baccalauréat, un BEP ou un CAP.

(***) significativement différent de zéro au seuil de 1 %, (**) au seuil de 5 %, (*) au seuil de 10 % (test bilatéral) ;

(●●●) taux médian de ce quantile significativement supérieur au taux médian du quantile inférieur au seuil de 1 %, (●●) au seuil de 5 %, (●) de 10 % (test unilatéral).

Champ : ménages sans entrée d'argent exceptionnelle.

Source : enquête Patrimoine 2010.

Tableau 4
Ensemble des estimations (salariés et anciens salariés)

	(1) Sans entrée argent exceptionnelle	(2) Instrumentation par diplôme	(3) Moyenne revenus fiscaux	(4) Moyenne revenus fiscaux instrumentée diplôme
Quintile				
Quintile 1	- 13,8 (***)	2,8	4,2	9,7 (**)
Quintile 2	8,9 (●●●)	9,0	14,8 (●●●)	16,6 (●)
Quintile 3	18,7 (●●●)	22,2 (●●●)	23,0 (●●●)	24,3 (●●●)
Quintile 4	31,4 (●●●)	30,4 (●●●)	32,8 (●●●)	30,6 (●●)
Quintile 5	41,7 (●●●)	34,9 (●●)	39,3 (●●●)	35,2 (●●)
Âge				
< 41	- 4,0 (*)	- 3,0	- 2,7	- 3,1
41 à 65	Réf	Réf	Réf	Réf
> 65	- 3,8 (**)	- 5,5 (***)	- 7,0 (***)	- 7,8 (***)
Nb. obs.	3 253	3 253	2 496	2 496
Note : Taux d'épargne hors biens durables				

Lecture : si l'on se restreint aux ménages sans entrée d'argent exceptionnelle où la personne de référence est ou a été salariée, le taux d'épargne médian des plus aisés est de 41,7 %. Il est significativement supérieur à celui des ménages aux revenus moins élevés. Le taux d'épargne médian des ménages les plus aisés est de 39,3 % si l'on prend comme mesure du revenu permanent la moyenne sur 3 ans des revenus du ménage.

(***) significativement différent de zéro au seuil de 1 %, (**) au seuil de 5 %, (*) au seuil de 10 % (test bilatéral) ;

(●●●) taux médian de ce quantile significativement supérieur au taux médian du quantile inférieur au seuil de 1 %, (●●) au seuil de 5 %, (●) de 10 % (test unilatéral).

Champ : salariés ou salariés retraités.

Source : enquête Patrimoine 2010.

* *
*

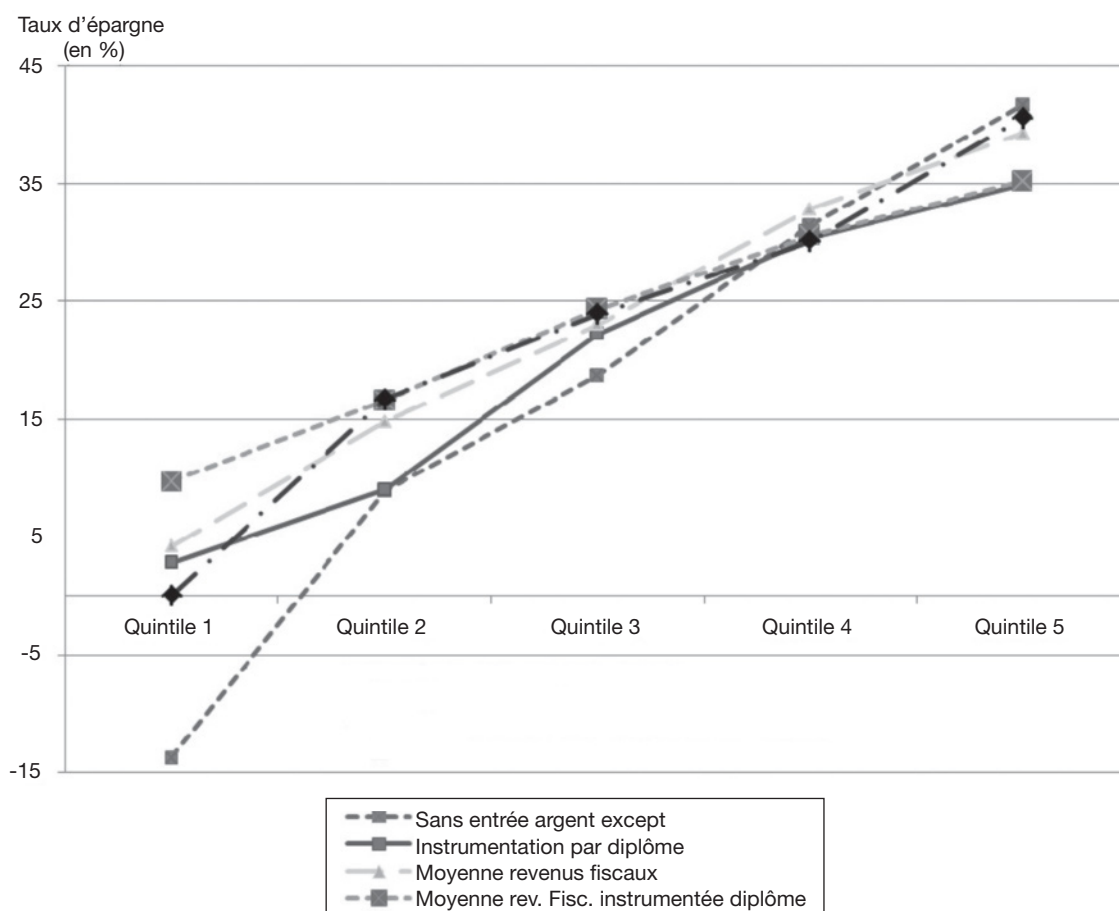
Grâce à l'enquête *Patrimoine* 2010 et au nouveau module d'interrogation sur la consommation des ménages, nous avons pu associer cinq méthodes pour apporter un nouvel éclairage sur un débat ancien et parfois controversé. Ces différentes méthodes aboutissent toutes à la même conclusion : les ménages aux revenus permanents les plus élevés épargnent une part plus importante de leurs revenus que les ménages plus modestes.

Ces résultats sont cohérents avec ceux déjà obtenus par les quelques travaux existants sur données françaises ainsi qu'avec la majorité des études sur données étrangères. Cependant, certaines études (essentiellement sur données

américaines) ont parfois conclu à l'absence d'un tel lien entre taux d'épargne et revenu permanent.

Ces différences de conclusion pourraient refléter des différences nationales bien plus que des différences d'approches ou de données utilisées. Cet argument est cohérent avec Bozio *et al.* (2013) qui, à partir de différentes méthodes et données, concluent sur données anglaises à des résultats identiques aux nôtres mais retrouvent sur données américaines l'absence de lien entre taux d'épargne et revenu permanent déjà commentées par Gustman et Steinmeier (1998) et Venti et Wise (1998). Ce ne serait donc pas tant les données, les périodes, les générations étudiées ni les méthodes employées qui seraient à l'origine de différences dans les résultats obtenus mais bien les spécificités nationales qui induiraient des comportements d'épargne

Graphique III
Taux médians en fonction du quintile de revenu permanent



Lecture : une fois contrôlé de l'âge, la moitié des ménages appartenant au premier quintile de revenu permanent (calculé sur l'ensemble du cycle de vie) n'ont rien épargné ou ont désépargné en 2009.

Champ : salariés ou salariés retraités.

Source : enquête Patrimoine 2010, calcul des auteurs.

différents : des différences concernant la confiance en l'avenir ou dans la volonté de transmettre un patrimoine à ses descendants

jouent probablement un rôle important dans la manière dont les ménages anticipent leur vieux jours et épargnent en conséquence. □

BIBLIOGRAPHIE

Accardo J., Bellamy V., Consalès G., Fesseau M., Le Laidier S. et Raynaud E. (2009), « Les inégalités entre ménages dans les comptes nationaux, une décomposition du compte des ménages », *L'économie française - Comptes et dossiers*, pp. 77-101.

Alan S., Atalay K. et Crossley T.F. (2006), « Do the Rich Save More in Canada? », *Social and economic dimensions of an aging population research papers*, McMaster University.

Antonin C. (2009), « Âge, revenu et comportements d'épargne des ménages, une analyse théorique et empirique sur la période 1978-2006 », Mémoire de master, EHESS / Ecole d'économie de Paris.

Barge M. et Payen J.F. (1982), « Niveau et évolution des salaires individuels : Composante permanente et composante transitoire », *Annales de l'Insee*, pp. 3-44.

Baudelot C. et Establet R. (2009), *L'élitisme républicain - L'école française à l'épreuve des comparaisons internationales*. Seuil, La République des Idées.

Blanpain N. et Chardon O. (2011), « Les inégalités sociales face à la mort », *Document de travail Insee* 6549.

Blundell R., Pistaferri L. et Preston I. (2004), « Imputing consumption in the PSID using food demand estimates from the CEX », *IFS Working Papers* W04/27, Institute for Fiscal Studies.

Boissinot J. (2003), « L'épargne des hauts revenus », Mémoire de master, EHESS / Ecole d'économie de Paris.

Bozio A., Emmerson C., O'Dea C. et Tetlow G. (2013), « Savings and Wealth of the Lifetime Rich : Evidence from the UK and the US », *mimeo*.

Browning M., Crossley T.F. et Weber G. (2003), « Asking consumption questions in general purpose surveys », *Economic Journal*, vol. 113, n° 491, pp. F540-F567.

Carroll C. D. (1998), « Why Do the Rich Save So Much ? », *Nber working papers*, National Bureau of Economic Research Inc.

De Nardi M. (2004), « Wealth Inequality and Intergenerational Links », *Review of Economic Studies*, vol. 71, n° 743-768.

D'Haultfœuille X. et Givord P. (2014), « La régression quantile en pratique », *Économie et Statistique*, n° 471, pp. 85-111.

Dynan K. E., Skinner J. et Zeldes S.P. (2004), « Do the Rich Save More? », *Journal of Political Economy*, vol. 112, n° 2, pp. 397-444.

Fan C. S. (2006), « Do the Rich Save More? A New View Based on Intergenerational Transfers », *Southern Economic Journal*, vol. 73, n° 2, pp. 362-373.

Friedman M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, National Bureau of Economic Research Inc.

Garbinti B. et Lamarche P. (2014), « Les hauts revenus épargnent-ils davantage ? », *Document de travail Insee*, n° G2014/10 - F1408.

Gustman A. L. et Steinmeier T.L. (1998), « Effects of Pensions on Saving: Analysis with Data from the Health and Retirement Study », *Working Paper 6681*, National Bureau of Economic Research.

Keynes J. M. (1936), *General Theory of Employment, Interest and Money*, Cambridge University Press, Cambridge.

King M. A. et Dicks-Mireaux L. (1982), « Asset Holdings and the Life-Cycle », *The Economic Journal*, vol. 92, n° 366, pp. 247-267.

Loisy C. (1999), « L'épargne des ménages de 1984 à 1995 : disparité et diversité », *Économie et statistique*, n° 324, pp. 113-133.

Lollivier S. et Verger D. (1999), « Inégalités et cycle de vie : Les liens entre consommation, patrimoine et revenu permanent », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 324, pp. 203-246.

Masson A. (1988), « Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 9, pp. 227-256.

Mayer T. (1966), « The Propensity to Consume Permanent Income », *The American Economic Review*, vol. 56, n° 5, pp. 1158-1177.

Mayer T. (1972), *Permanent Income, Wealth, and Consumption: A Critique of the Permanent Income Theory, the Life-Cycle Hypothesis, and Related Theories*. University of California Press.

Payen J.-F. et Lollivier S. (1990), « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 92, pp. 87-95.

Piketty T. (2010), « On the long-run evolution of inheritance: France 1820-2050 », *PSE working papers*, HAL.

Skinner J. (1987), « A superior measure of consumption from the panel study of income dynamics », *Economics Letters*, vol. 23, n° 2, pp. 213-216.

Venti S. F. et Wise D.A. (1998), « The Cause of Wealth Dispersion at Retirement: Choice or Chance? », *The American Economic Review*, vol. 88, n° 2, pp. 185-191.

Venti S.F. et Wise D.A. (2000), « Choice, Chance, and Wealth Dispersion at Retirement », *Working Paper 7521*, National Bureau of Economic Research.