

**Direction des Études et Synthèses Économiques
Direction des Statistiques Démographiques et Sociales**

G2014/10 - F1408

Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?

Bertrand GARBINTI et Pierre LAMARCHE

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G2014/10 - F1408

Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?

Bertrand GARBINTI* et Pierre LAMARCHE**

OCTOBRE 2014

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'HAULTFOEUILLE, André MASSON, Thomas PIKETTY et Muriel ROGER 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.

* Crest-LMI
Faisait partie du Département des études économiques au moment de la rédaction de ce document.

** Banque Centrale Européenne
Faisait partie de la Direction des statistiques démographiques et sociales au moment de la rédaction de ce document.

Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?

Résumé

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 et pourrait donc ne pas être uniquement liée au 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 pourrait alors être révélé par le lien entre consommation et 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 revenu (courant et permanent) grâce à différentes approches pour estimer le revenu permanent. Jusqu'ici, 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 (courants et permanents) les plus hauts.

Mots-clés : Taux d'épargne, consommation, revenu permanent, long terme

Do the High-Income Households Save More?

Abstract

Do high income households save more? This simple question is crucial when answering many public policy questions such as: are consumption taxes regressive? What is the effect of a tax increase targeting high income? Should we subsidize retirement savings?,...

Saving rates have always been found positively linked to current income. Nevertheless, saving behavior might be related to a long-term decision and hence not be only linked to current income. Indeed, households could tend to "smooth" their consumption. For instance, in case of exceptionally high income, they could increase their savings. Thus saving should be determined by another concept of income: permanent income, defined as actualized sum of expected income without transitory variations.

We study the link between saving rate and income using French data and combining five different methods always used separately so far. Hence we were able to compare results from different methods obtained on same data and check for robustness. Our results show consistently that saving rate is positively correlated with current and permanent income.

Keywords: Saving rates, consumption, permanent income, lifetime income, long run

Classification JEL : C81, D12, D9, E21

Table des matières

1	Introduction	4
2	Modèles théoriques : des prédictions diverses	5
3	L'enquête Patrimoine 2010 et le module de consommation	7
3.1	Les données	7
3.2	L'estimation de la consommation hors biens durables	8
3.3	Statistiques descriptives	8
4	Approches empiriques : du revenu courant au revenu permanent, les cinq stratégies d'estimation mises en œuvre	9
5	Les résultats	14
5.1	Les taux d'épargne augmentent avec le revenu courant...	14
5.2	... et avec le revenu permanent	15
6	Conclusion	19
7	Bibliographie	20
A	Imputation de la consommation	22
A.1	Le calcul de la consommation des ménages, une innovation de l'enquête Patrimoine 2010	22
A.2	Qualité de l'imputation de la consommation totale	24
A.3	Imputation d'une part de biens durables	27
A.4	Robustesse : les taux d'épargne avec biens durables	29
B	Un calcul du revenu permanent sur la totalité du cycle de vie	31
B.1	Principes généraux de l'estimation et estimations pour les hommes	31
B.2	Estimations pour les femmes	35
B.3	Tables des régressions	39
B.4	Variante pour le calcul de la partie prospective des revenus : prise en compte des probabilités de survie	39
B.4.1	Méthode	39
B.4.2	Résultats	43
C	Le calcul des loyers imputés	44

1 Introduction

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 (1957) 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... On revient en détail sur ces motifs dans le paragraphe 2. 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), Mayer (1972), Dynan, Skinner et Zeldes (2004),...), certaines études soutiennent le point de vue de Friedman (Gustman et Steinmeier (1998), Venti et Wise (2000), Alan, Atalay et Crossley (2006),...). Ces

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

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. Deux mémoires de Masters de l'École d'Économie de Paris (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 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 adéquat du revenu permanent.

C'est à travers différentes approches qui jusqu'ici 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.

2 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 2^e 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 :

$$U_1 = U(C_1) + \frac{1}{1 + \delta} U(C_2)$$

sous la contrainte :

$$A_2 = C_2 = (1 + r)(Y_1 - C_1) + Y_2$$

2. On revient plus en détail sur ce point en section 6.

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.

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 alors⁵ :

$$\begin{aligned} s_1 &= \frac{1}{2+r}(1-\lambda) \\ s_2 &= \frac{1+r}{2+r}\left(1-\frac{1}{\lambda}\right) \end{aligned}$$

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 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.

4. Ce lissage peut s'obtenir à partir de la condition de premier ordre du programme de maximisation sous contrainte budgétaire : $\frac{U'(C_1)}{U'(C_2)} = \frac{1+r}{1+\delta}$. Le lissage parfait de la consommation est alors 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 $s_j = \frac{Y_j - Y^P}{Y_j}$.

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 perçoivent ⁶.

Ce modèle simple à deux périodes peut facilement être généralisé à un modèle où l'agent vit T périodes (modèle à horizon fini) ou à un modèle dynastique où les générations seraient liées (modèle à horizon infini). 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, Skinner et Zeldes (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 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 (cf. 4).

3 L'enquête Patrimoine 2010 et le module de consommation

3.1 Les données

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

6. Si on ajoute à la condition de premier ordre ($\frac{U'(C_1)}{U'(C_2)} = \frac{1+r}{1+\delta}$) une fonction d'utilité du type $U(C) = \ln(C)$, on obtient $s_1 = (\frac{1}{2+\delta})(1 - \frac{1+\delta}{1+r}\lambda)$ et $s_2 = 1 - (\frac{1}{2+\delta})(1 + \frac{1+r}{\lambda})$. Par conséquent si $\delta^B > \delta^H$: $s_1^B < s_1^H$ et $s_2^B > s_2^H$. Dynan, Skinner et Zeldes (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.

propriétaires, calculs nécessaires à l'étude des taux d'épargne (cf annexe C).

3.2 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, Crossley et Weber (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 des Familles. 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, Pistaferri et Preston (2004) ont développé une méthode analogue pour analyser en longitudinal l'évolution de la consommation sur cette même enquête. Browning, Crossley et Weber (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 des Familles 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.1.

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 consommation⁷. 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 précis. Mais en annexe A.1, 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.

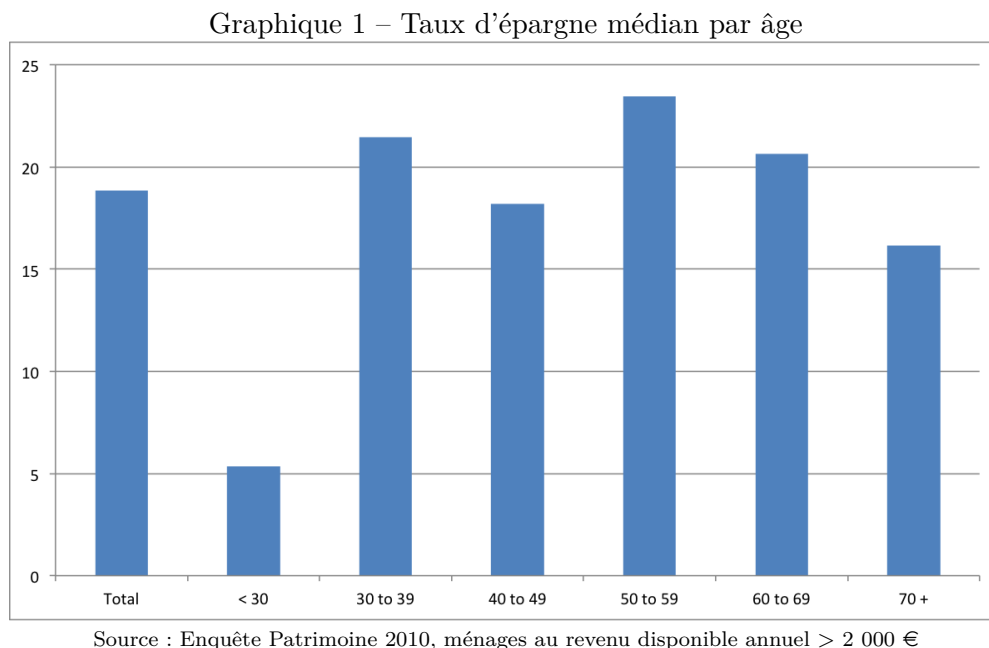
3.3 Statistiques descriptives

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

7. 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 ?

1). 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 disponible⁸ courant (*cf.* graphique 2), ce qui est cohérent avec les exercices de décontraction du Compte des ménages (*cf.* Accardo, Bellamy, Consalès, Fesseau, Le Laidier et Raynaud (2009)). Nous avons exclu de l'échantillon les ménages dont le revenu disponible est inférieur à 2 000 € 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.

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. Nos résultats vont dans ce sens (*cf.* section 5.2). Les méthodes d'estimations du revenu permanent qui aboutissent à ces résultats sont présentées ci-après.

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

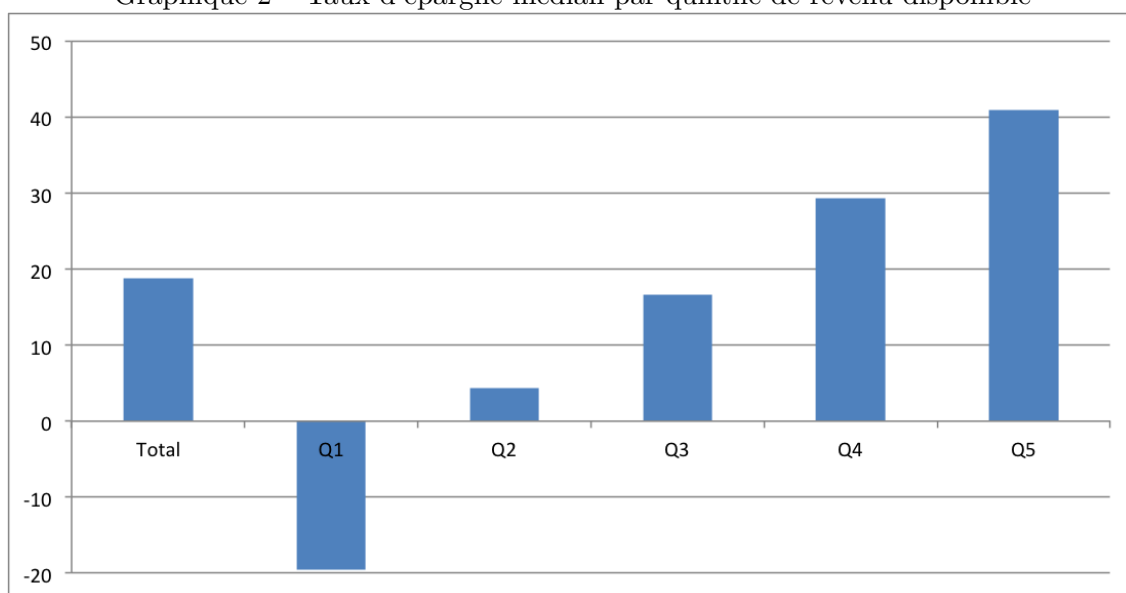
Notre approche repose sur l'estimation de la relation suivante :

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

où S et Y désignent respectivement l'épargne du ménage et son revenu courant observés à

8. 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).

Graphique 2 – Taux d'épargne médian par quintile de revenu disponible



Revenu disponible (€) : p20 = 16 600, p40 = 23 700, p60 = 32 800, p80 = 45 700
 Source : Enquête Patrimoine 2010, ménages au revenu disponible annuel > 2 000 €

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 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 (1998) car elle n'exclut pas les ménages ayant eu une baisse transitoire de leur revenu. Elle constitue donc 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, Skinner et Zeldes (2004), Alan, Atalay et Crossley (2006)... Cependant si le niveau d'étude est fortement corrélé au revenu permanent, il pourrait aussi être directement lié au comportement d'épargne. En effet, les personnes les plus diplômées pourraient être celles qui épargnent le plus⁹. Cela n'invalide pas les conclusions obtenues par cette méthode mais peut conduire à une interprétation un peu plus subtile : on met alors en évidence avant tout le lien entre épargne et niveau d'éducation, niveau d'éducation qui n'en demeure pas moins fortement lié au 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, Skinner et Zeldes (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 ans¹⁰.

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 supérieure à 20 % sont exclus. Ils représentent 25 % de l'échantillon (cf. tableau 1).

On conserve ainsi les ménages aux revenus stables et pour lesquels identifier le revenu permanent à la moyenne des 3 dernières années semble donc une approximation raisonnable. Ensuite,

9. Ce serait par exemple le cas si elles avaient une préférence plus élevée pour le futur.

10. "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).

Tableau 1 – Distribution du ratio $\frac{\text{Moyenne}(\text{revenus fiscaux 2007 à 2009})}{\text{Revenu fiscal 2009}}$

p10	p25	p50	p75	p90
-0.24	-0.09	- 0.02	0.03	0.217

Lecture : La variation entre le revenu fiscal 2009 et la moyenne des revenus fiscaux de 2007 à 2009 est inférieure à -24 % dans 10 % des cas ; dans 10 autres pourcents des cas, elle est supérieure à 22 %.

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

On associe ensuite les approches précédentes. On instrumente la moyenne des revenus fiscaux par le diplôme, en suivant le même méthodologie que précédemment exposée.

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 (1999) 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.

Notre dernière approche s'inspire largement de cette démarche. Nous suivons les principales préconisations du travail de Lollivier et Verger (1999), tout en modifiant certaines spécifications et en intégrant de nouvelles sources extérieures de données. Les intuitions de cette méthode sont assez simples mais elle requiert de nombreuses étapes. Le calcul détaillé est présenté en annexe B. On renvoie à Lollivier et Verger (1999) pour une justification explicite des différentes étapes. Nous en présentons ici les grandes lignes afin d'en expliquer les intuitions.

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 en section 2. On a :

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

où a représente l'âge, a_1 l'âge d'entrée dans la vie active, a_2 l'âge de la mort, $\rho(t)$ 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 de mort a_2 est imputé à partir de tables de mortalité¹¹.

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 %¹².

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 :

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

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'âge¹³, on le modélise par une fonction affine par morceaux (*spline*) 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 inobservée¹⁴ et $u_{i,t}$ 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 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'éducation¹⁵. 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

11. 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.

12. D'autres variantes ont été testées sans que cela n'entraîne de différences dans nos conclusions (cf annexe B).

13. 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.

14. q_i est estimé par $\hat{q}_i = \alpha \hat{\zeta}_{i,t}$ (qui est l'estimateur de variance minimale), avec $\alpha = \frac{\sigma_q^2}{\sigma_q^2 + \sigma_u^2}$ 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.

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

enfants. Ceci nous amène à considérer différents sous-groupes et à traiter un éventuel biais de sélection. Pour alléger la présentation, on renvoie le lecteur intéressé à l'annexe B. 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 *fiscal* permanent 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 imputés (cf. annexe B).

5 Les résultats

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

Nous retrouvons les résultats habituels de la littérature empirique (cf. section 2) : le taux d'épargne médian augmente significativement avec le quintile de revenu courant. Les régressions présentées ici sont des régressions médianes¹⁶ 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 revenu¹⁷ 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 des Familles, 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, Skinner et Zeldes (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, Emerson, O'Dea et Tetlow (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

16. Pour une présentation détaillée des régressions de quantiles, on pourra se référer à D'Haultfoeuille et Givord (2013).

17. 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.

à des écarts de 24 %, 36 %, 49 % et 61 % et apparaissent donc un peu plus prononcés. Cela dit, Bozio, Emmerson, O’Dea et Tetlow (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.

Tableau 2 – Épargne et revenu courant (régression médiane)

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		Ref.
> 65		−4.5***
Num. obs.	4467	4467

Taux d’épargne hors biens durables

H0

Coeff = 0 : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Taux médian pour $q_j >$ Taux médian pour q_{j-1} : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

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.

5.2 ... 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 3. 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 (2003). Les résultats obtenus pour le Royaume-Uni par Bozio, Emmerson, O’Dea et Tetlow (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 et Establet (2009)). Une autre différence notable tient au fort effet d'âge qui apparaît dans les estimations de Bozio, Emmerson, O'Dea et Tetlow (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, Skinner et Zeldes (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 la table 3 mais le tableau 4 permet de comparer nos résultats avec ceux de Dynan, Skinner et Zeldes (2004)¹⁸ : les taux d'épargne médians qu'ils affichent s'échelonnent de 16 % à 34 % quand ceux que nous obtenons varient de 13 % à 32 %.

Tableau 3 – Épargne et revenu permanent : 1^{ères} approches

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sans entrée argent except.	Instrumentation par diplôme	Moyenne revenus fiscaux	Moyenne revenus fiscaux instrumentée diplôme
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	-3.0	-3.3
41 à 65	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
> 65	-4.7***	-8.0***	-9.8***	-10.0***
Num. obs.	4361	4361	3220	3220

Taux d'épargne hors biens durables

H0

Coeff = 0 : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Taux médian pour $q_j >$ Taux médian pour q_{j-1} : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Echantillon : ménages sans entrée d'argent exceptionnelle

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 ménages.

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 in-

18. On compare ici les résultats du tableau 4 avec ceux de la première colonne du tableau 6 de Dynan, Skinner et Zeldes (2004) où la méthode de calcul de l'épargne est identique à la notre.

Tableau 4 – Épargne et diplôme de la personne de référence du ménage

	Tous	Salariés uniquement
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	Ref.	Ref.
> 65	-0.3	0.6
Num. obs.	4361	3253

H0Coeff = 0 : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ Taux médian pour $diplome_j >$ Taux médian pour $diplome_{j-1}$: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, • $p < 0.1$

Echantillon : ménages sans entrée d'argent exceptionnelle

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.

dépendante 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 5, 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 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 5 correspond à la régression du taux d'épargne sur les quintiles du revenu permanent calculé sur la totalité du cycle de vie (cf. section 4 et annexe B 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 3.

Tableau 5 – Ensemble des estimations (salariés et anciens salariés)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Sans entrée argent except.	Instrumentation par diplôme	Moyenne revenus fiscaux	Moy. rev. fisc. instrumentée diplôme	Revenu permanent sur cycle de vie
Quintile 1	-13.8***	2.8	4.2	9.7**	0.0
Quintile 2	8.9***	9.0	14.8***	16.6•	16.7***
Quintile 3	18.7***	22.2***	23.0***	24.3***	23.9***
Quintile 4	31.4***	30.4***	32.8***	30.6**	30.1**
Quintile 5	41.7***	34.9**	39.3***	35.2**	40.6***
Âge					
< 41	-4.0*	-3.0	-2.7	-3.1	0.9
41 à 65	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
> 65	-3.8**	-5.5***	-7.0***	-7.8***	-3.9*
Num. obs.	3253	3253	2496	2496	2074

Taux d'épargne hors biens durables

Échantillon : Salariés ou salariés retraités

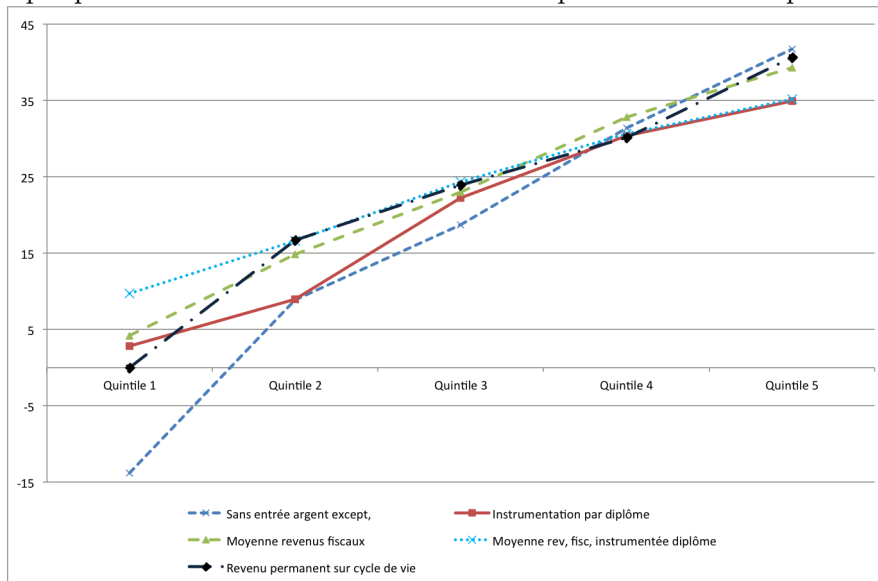
H0

Coeff = 0 : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Taux médian pour $q_j >$ Taux médian pour q_{j-1} : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, • $p < 0.1$

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 ménages.

Graphique 3 – Taux médians en fonction du quintile de revenu permanent



Échantillon : Salariés ou salariés retraités

6 Conclusion

Grâce à l'enquête Patrimoine 2010 et au nouveau module d'interrogation sur la consommation des ménages, nous avons pu associer 5 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, Emmer-son, O'Dea et Tetlow (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 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.

7 Bibliographie

- ACCARDO, J., V. BELLAMY, G. CONSALÈS, M. FESSEAU, S. LE LAIDIER ET E. RAYNAUD (2009) : “Les inégalités entre ménages dans les comptes nationaux, une décomposition du compte des ménages,” *L'économie française - Comptes et dossiers*, pp. pp. 77–101.
- ALAN, S., K. ATALAY ET T. F. CROSSLEY (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 J.-F. PAYEN (1982) : “Niveau et évolution des salaires individuels : Composante permanente et composante transitoire,” *Annales de l'Insee*, pp. pp. 3–44.
- BAUDELLOT, C. ET R. ESTABLET (2009) : *L'élitisme républicain - L'école française à l'épreuve des comparaisons internationales*. Seuil, La République des Idées.
- BLANPAIN, N. ET O. CHARDON (2011) : “Les inégalités sociales face à la mort,” Document de travail 6549, Insee.
- BLUNDELL, R., L. PISTAFERRI ET I. PRESTON (2004) : “Imputing consumption in the PSID using food demand estimates from the CEX,” .
- BOISSINOT, J. (2003) : “L'épargne des hauts revenus,” Mémoire de master, EHESS / Ecole d'économie de Paris.
- BOZIO, A., C. EMMERSON, C. O'DEA ET G. TETLOW (2013) : “Savings and Wealth of the Lifetime Rich : Evidence from the UK and the US,” *mimeo*.
- BROWNING, M. ET T. CROSSLEY (1999) : “Shocks, Stocks and Socks : Consumption Smoothing and the Replacement of Durables During an Unemployment Spell,” Papers 376, Australian National University - Department of Economics.
- BROWNING, M., T. F. CROSSLEY ET G. WEBER (2003) : “Asking consumption questions in general purpose surveys,” *Economic Journal*, 113(491), F540–F567.
- CARRE, J.-J., P. DUBOIS ET E. MALINVAUD (1972) : *La croissance française. Un essai d'analyse économique causale de l'après-guerre*. Seuil.
- CARROLL, C. D. (1998) : “Why Do the Rich Save So Much?,” Nber working papers, National Bureau of Economic Research, Inc.
- CLERC, M.-M. ET L. COUDIN (2010) : “L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel,” *Economie et statistique*, 433(1), 77–99.
- DE NARDI, M. (2004) : “Wealth Inequality and Intergenerational Links,” *Review of Economic Studies*, 71, 743–768.
- D'HAULTFOEUILLE, X. ET P. GIVORD (2013) : “La régression quantile en pratique,” Document de travail, Insee.
- DRIANT, J.-C. ET A. JACQUOT (2005) : “Loyers imputés et inégalités de niveaux de vie,” *Économie et Statistiques*, 381-382, 177–206.
- DYNAN, K. E., J. SKINNER ET S. P. ZELDES (2004) : “Do the Rich Save More?,” *Journal of Political Economy*, 112(2), 397–444.
- FAN, C. S. (2006) : “Do the Rich Save More ? A New View Based on Intergenerational Transfers,” *Southern Economic Journal*, 73(2), 362–373.
- FRIEDMAN, M. (1957) : *A Theory of the Consumption Function*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- GUSTMAN, A. L. ET T. L. STEINMEIER (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 L.-D. L. DICKS-MIREAUX (1982) : “Asset Holdings and the Life-Cycle,” *The Economic Journal*, 92(366), pp. 247–267.
- LOISY, C. (1999) : “L’épargne des ménages de 1984 à 1995 : disparité et diversité,” *Economie et statistique*, 324(1), 113–133.
- LOLLIVIER, S. (1995) : “Activité des femmes mariées et hétérogénéité : Estimations sur données de panel,” *Annals of Economics and Statistics / Annales d’Économie et de Statistique*, (39).
- LOLLIVIER, S. ET D. VERGER (1999) : “Inégalités et cycle de vie : Les liens entre consommation, patrimoine et revenu permanent,” *Annales d’Économie et de Statistique*, (54), pp. 203–246.
- MASSON, A. (1988) : “Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth,” *Annales d’Économie et de Statistique*, pp. 227–256.
- MAYER, T. (1966) : “The Propensity to Consume Permanent Income,” *The American Economic Review*, 56(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.
- PAILHÉ, A. ET A. SOLAZ (2012) : “Durée et conditions de retour à l’emploi des mères après une naissance,” *Retraite et société*, 63, pp. 51–77.
- PAYEN, J.-F. ET S. LOLLIVIER (1990) : “L’hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel,” *Économie & Prévision*, 92(1), 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*, 23(2), 213–216.
- VENTI, S. F. ET D. A. WISE (1998) : “The Cause of Wealth Dispersion at Retirement : Choice or Chance?,” *The American Economic Review*, 88(2), pp. 185–191.
- (2000) : “Choice, Chance, and Wealth Dispersion at Retirement,” Working Paper 7521, National Bureau of Economic Research.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2010) : *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, vol. 1. The MIT Press, 2 édition.

A Imputation de la consommation

A.1 Le calcul de la consommation des ménages, une innovation de l'enquête Patrimoine 2010

Pour imputer la consommation, nous nous appuyons sur le module secondaire de l'enquête Patrimoine consacré à la consommation. Ce module a été soumis à un tiers de l'échantillon sélectionné aléatoirement parmi les répondants. Ces ménages ont répondu à un questionnaire (cf. graphique A.1), décrivant leur consommation au cours de l'année écoulée. Grâce à ce questionnaire, nous disposons de la consommation mensuelle moyenne de ces ménages sur trois postes très précis : la consommation alimentaire à domicile, la consommation alimentaire hors domicile, et les dépenses régulières (*expenditures regularly billed*) en termes de chauffage, eau, téléphone... Les ménages doivent également dire s'ils ont engagé ou non des dépenses régulières sur des postes précis (habillement, transport en commun, transport individuel, culture, etc.).

Graphique A.1 – Le module consommation de l'enquête Patrimoine 2010

MODULE SECONDAIRE 1 - HABITUDES DE CONSOMMATION	
• Si le ménage fait partie des sous-échantillon 11 ou 21	
AVCONS	Nous allons maintenant aborder vos habitudes de consommation.
Sur les 12 derniers mois, combien tous les membres de votre ménage ont-ils dépensé en moyenne par MOIS :	[0 à 9997] Euros
- pour l'alimentation à domicile (donc en excluant ce qui est consommé au restaurant)	CALIM
- pour les repas à l'extérieur (y.c. les cantines scolaires ou professionnelles, la restauration rapide, les repas ou les sandwiches pris sur le lieu de travail)	CRESTO
- au total en eau, électricité, gaz, chauffage et pour la communication (téléphone et internet)	CCHARG
Au cours des 12 derniers mois, votre ménage a-t-il eu des dépenses régulières pour :	Oui/ Non
- l'habillement	DEPREG1
- les transports en commun (train, bus, avion, métro et y.c. le taxi)	DEPREG2
- la voiture, moto, vélo (essence, assurance, etc. mais pas leur achat)	DEPREG3
- des biens ou services culturels (livres, films, disques, concert, musée, etc.)	DEPREG4
- d'autres formes de loisir	DEPREG5
- la santé (dépenses non remboursées)	DEPREG6
- la scolarité ou la garde des enfants	DEPREG7
- des personnes qui s'occupent du ménage, du jardin ou offrent d'autres services domestiques	DEPREG8
CNDUR	Si vous ne comptez que ce que vous consommez usuellement dans votre ménage :
	- alimentation,
	- habillement,
	- chauffage,
	- transports,
	- loisirs,
	- services, ... ,
	mais sans tenir compte
	- des loyers,
	- des remboursements,
	- des gros achats (voiture, électroménager, meubles ...),
	combien dépensez-vous en moyenne par mois ?
	[0 à 99 997]
	Euros

Il est possible de calculer la consommation totale à partir de ces postes de consommation car ils s'avèrent représentatifs de la consommation totale. En effet, Browning, Crossley et Weber (2003) montrent qu'il n'est pas nécessaire d'interroger les ménages suivant une liste exhaustive de leurs dépenses de consommation pour estimer correctement leur consommation totale si on dispose par ailleurs de données complètes permettant un étalonnage. Si l'on suppose que la dépense pour

un bien de consommation x_i suit une spécification linéaire de la courbe d'Engel :

$$x_i = \alpha_i + \beta_i x + u_i$$

où x est la dépense totale de consommation, et u_i un résidu. À condition que pour chaque bien x_i , le coefficient β_i soit non nul (c'est-à-dire que l'hypothèse d'Engel soit vérifiée¹⁹), il est possible d'écrire, pour B biens et pour un jeu de pondérations arbitraire $(\omega_1, \dots, \omega_n)$:

$$x = -\left(\sum_{i=1}^B \alpha_i \frac{\omega_i}{\beta_i}\right) + \frac{\omega_1}{\beta_1} x_1 + \dots + \frac{\omega_B}{\beta_B} x_B - \left(\sum_{i=1}^B \frac{\omega_i}{\beta_i} u_i\right)$$

Cette équation peut alors s'estimer par MCO. Pour ce faire, nous utilisons les données de l'enquête Budget de Famille 2006, pour laquelle nous disposons de données précises sur les dépenses de consommation engagées par les ménages vivant en France, selon une nomenclature recommandée par Eurostat, la nomenclature COICOP-HBS. Cette nomenclature nous permet de reconstituer les postes de dépenses décrits dans le module secondaire de l'enquête Patrimoine, de sorte que nous obtenons une équation estimante de la consommation totale (hors biens durables) à partir de l'enquête Budget de Famille, que nous pouvons appliquer à l'enquête Patrimoine.

Nous excluons en effet la consommation en biens durables de l'estimation pour plusieurs raisons : tout d'abord, la cohérence avec le concept de patrimoine dans l'enquête veut que les biens durables soient considérés comme du patrimoine, et donc comptabilisés en épargne, et non en consommation. Par ailleurs, Browning et Crossley (1999) montrent que la consommation en biens durables des ménages est beaucoup plus sensible aux chocs conjoncturels sur le revenu que ne l'est la consommation en biens non durables. Enfin, nous excluons également de la consommation les dépenses en service d'intermédiation financière, ainsi que les primes d'assurance payées par les ménages.

Les postes utilisés pour l'estimation de la consommation totale sont la consommation alimentaire à domicile, hors domicile ainsi que les dépenses régulières en eau, chauffage, etc. Pour améliorer le caractère prédictif de l'équation et ne pas se contraindre à une spécification trop paramétrique, nous adoptons une spécification avec un polynôme de degré 3. De plus, nous ajoutons dans l'équation les huit indicatrices de dépenses régulières, que nous reconstruisons dans l'enquête Budget de Famille en faisant l'hypothèse que la régularité de la dépense est corrélée avec le montant de cette dépense. Ainsi, la moitié des ménages interrogés déclarent dans l'enquête Patrimoine avoir réalisé des dépenses régulières pour l'habillement, ce qui nous conduit à attribuer aux 50 % des ménages réalisant les dépenses en matière d'habillement les plus élevées dans l'enquête Budget de Famille la valeur 1, et aux autres la valeur 0. L'équation obtenue à partir de l'enquête Budget de Famille a un caractère prédictif satisfaisant, puisque le R^2 ajusté s'élève à 0,78 (*cf.* tableau A.1).

Enfin, comme nous estimons le logarithme de la consommation, et non la consommation, nous devons tenir compte du résidu de l'équation d'imputation, par exemple grâce à un terme correctif. Sous l'hypothèse que les résidus suivent une loi normale $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$, il faut multiplier la valeur prédite par $\exp(\frac{\sigma^2}{2})$. Une autre solution, que nous avons adoptée ici et qui nous permet de résoudre un éventuel problème d'hétéroscédasticité des résidus, est d'attribuer par *hot-deck* stratifié les résidus calculés à partir de Budget de Famille. La stratification adoptée se base sur les quartiles de consommation des trois postes détaillés (alimentation à domicile, alimentation hors domicile et charges régulières), ce qui permet d'attribuer des résidus pour des profils de

19. Sur la pertinence des courbes d'Engel sur données françaises, on pourra se référer à Clerc et Coudin (2010) qui confirment que la consommation alimentaire suit une courbe d'Engel à partir des enquêtes Budget des Familles de l'Insee 1976 à 2006.

consommation proches.

Plusieurs concepts de consommation ont été estimés. Hors biens durables, la consommation englobe, selon la nomenclature COICOP-HBS, les postes suivants :

- produits alimentaires et boissons non alcoolisées (01)
- boissons alcoolisées, tabacs et stupéfiants (02)
- articles d’habillement et chaussures (03)
- logement, eau, gaz, électricité et autres combustibles (04)
- biens et services pour l’entretien courant du logement (056)
- services médicaux et de santé (06)
- transport (07) à l’exception d’achat de véhicules (071)
- communications (08)
- services sportifs, récréatifs et culturels (094), édition, presse, papeterie (095), voyages à forfait (096), autres dépenses de loisir (097)
- enseignement (10)
- hôtel, restaurant, café (11)
- autres biens et services (12)

A.2 Qualité de l’imputation de la consommation totale

Le modèle estimé sur les données de l’enquête Budget de Famille se révèle avoir un pouvoir prédictif élevé ($R^2 = 0,78$, cf. tableau A.1). Ce résultat est comparable à ceux obtenus par Browning, Crossley et Weber (2003) sur données italiennes et canadiennes (entre 56 % et 79 %).

Tableau A.1 – Pouvoir explicatif du modèle

	R^2
Modèle total	0,78
x_a	0,39
x_r	0,36
x_f	0,32
$(\mathbf{1}_{x_1}, \dots, \mathbf{1}_{x_8})$	0,48

En 2009, les comptes nationaux chiffrent les dépenses de consommation finale effectuées par les ménages à 1 058 milliards d’euros courants (base 2005). À ce chiffre il faut soustraire les dépenses en consommation de biens durables qui s’élèvent à 99 milliards sur la même période. De la même manière, les comptes nationaux recensent les services d’assurances payés par les ménages (36 milliards), les services d’intermédiation financière indirectement mesurée ou SIFIM (13 milliards) et imputent un service de logement pour les ménages propriétaires de leur résidence principale (151 milliards). En retranchant ces dépenses, qui ne sont en principe pas déclarées dans les enquêtes Patrimoine et Budget de Famille, les dépenses de consommation restantes s’élèvent selon la comptabilité nationale à 759 milliards d’euros sur le champ de l’ensemble des ménages (y compris ceux vivant en collectivités).

Après imputation dans l’enquête Patrimoine²⁰ de la consommation hors biens durables, nous chiffrons les dépenses de consommation hors biens durables à 754 milliards d’euros. Ce chiffre est établi sur les 4 519 ménages répondant au module secondaire consacré à la consommation.

20. Le champ de l’enquête Patrimoine est celui des ménages ordinaires.

Le recouvrement de la consommation dans l'enquête Patrimoine est par conséquent de l'ordre de 90 % (cf. tableau A.2).

Tableau A.2 – Mesure de la consommation et du revenu disponible moyens en 2009 dans les comptes nationaux et l'enquête Patrimoine 2010

	Consommation moyenne	Revenu disponible moyen
Comptabilité nationale	38 200	45 700
<i>Dont : biens durables</i>	3 600	-
<i>loyers imputés</i>	5 500	5 500
<i>services d'assurances</i>	1 300	1 600
<i>SIFIM</i>	500	500
Consommation hors biens durables concept Patrimoine	27 400	38 100
Consommation hors biens durables dans enquête Patrimoine	24 500	34 600
Taux de recouvrement	90 %	91 %

Note : SIFIM : Service d'Intermédiation Financière Indirectement Mesurés. Par ailleurs, la ligne "Services d'assurance" correspond aux montants moyens par ménage de dépense de services d'assurance d'une part et de revenus de la propriété distribués aux assurés. Pour résoudre les problèmes de valeurs aberrantes, nous avons exclu de l'échantillon environ 300 ménages qui présentent un niveau de consommation plus de deux fois supérieur à ses revenus annuels, ou un revenu disponible annuel trop faible (moins de 2 000 €).

Il est également possible de vérifier que les taux d'épargne obtenus pour les différents concepts sont très proches de ceux des comptes nationaux (cf. tableaux A.2 et A.3). Rappelons que nous intégrons les loyers imputés à notre analyse afin de prendre en compte le fait que les ménages propriétaires de leur résidence principale se fournissent à eux-même un service ²¹.

Tableau A.3 – Comparaison des taux d'épargne (%)

Comptes nationaux	28,7	25,2	19,5	17,1
Enquête Patrimoine	29,1	25,8	20,4	17,7
Loyers imputés	Non	Oui	Non	Oui
Biens durables	Non	Non	Oui	Oui

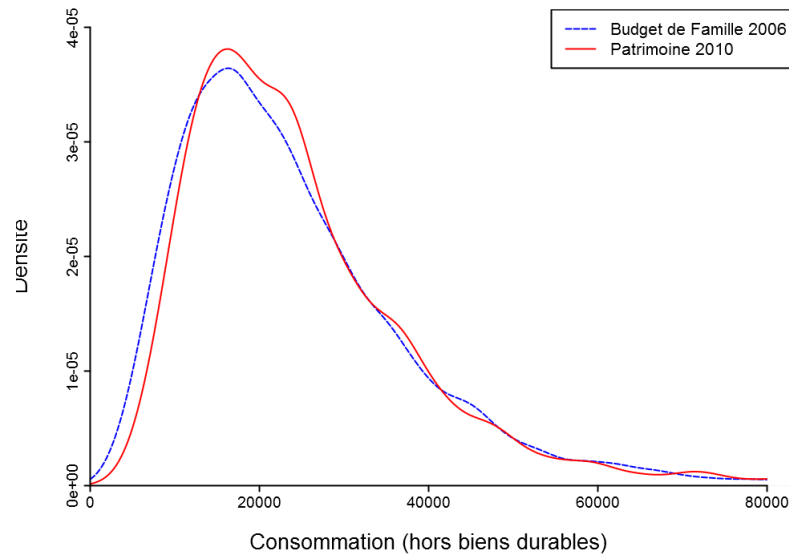
Taux d'épargne hors primes d'assurance et hors SIFIM

Enfin, on présente ici la distribution de la consommation hors biens durables (cf. graphique A.2) les distributions des trois autres concepts de consommation communs aux enquêtes Patrimoine et Budget des Familles (cf. graphiques A.3, A.4 et A.5). On peut constater que les mesures (en € constants 2009) sont très proches ²².

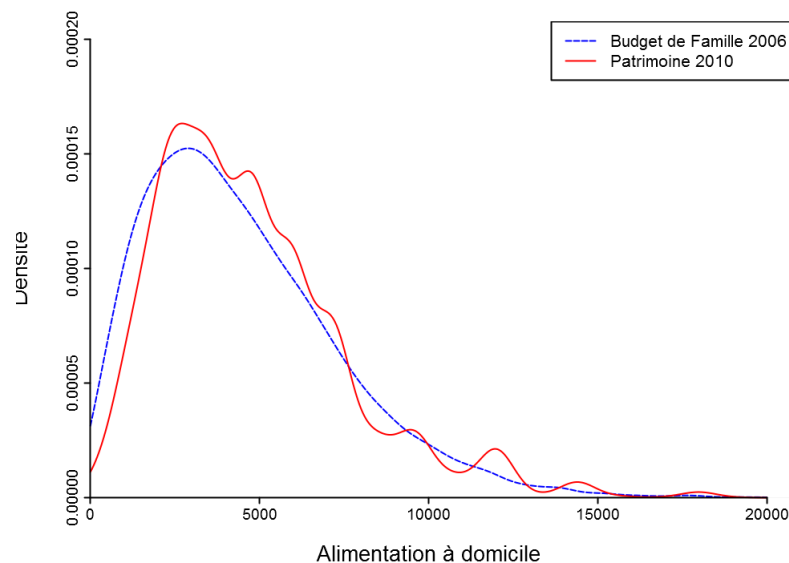
21. Les loyers imputés pour les propriétaires sont donc à la fois ajoutés à leur consommation et à leur revenu.

22. Les taux d'épargne mesurés par la Comptabilité Nationale sont évalués sur l'ensemble des ménages, alors que les taux calculés sur l'enquête Patrimoine portent sur les ménages ordinaires. Les ménages ordinaires ont tendance à avoir un taux d'épargne légèrement supérieur à celui de l'ensemble des ménages.

Graphique A.2 – Distributions comparées des consommations hors biens durables observée dans Budget de Famille et imputée dans Patrimoine

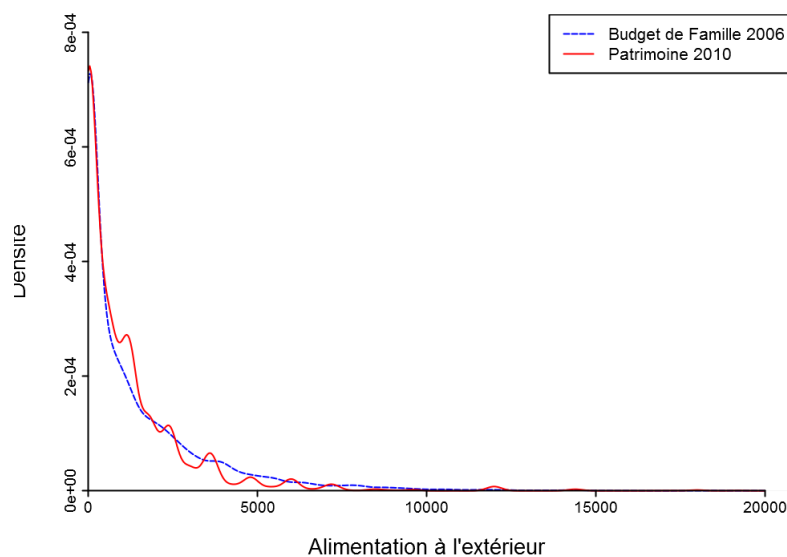


Graphique A.3 – Distribution de l'alimentation à domicile

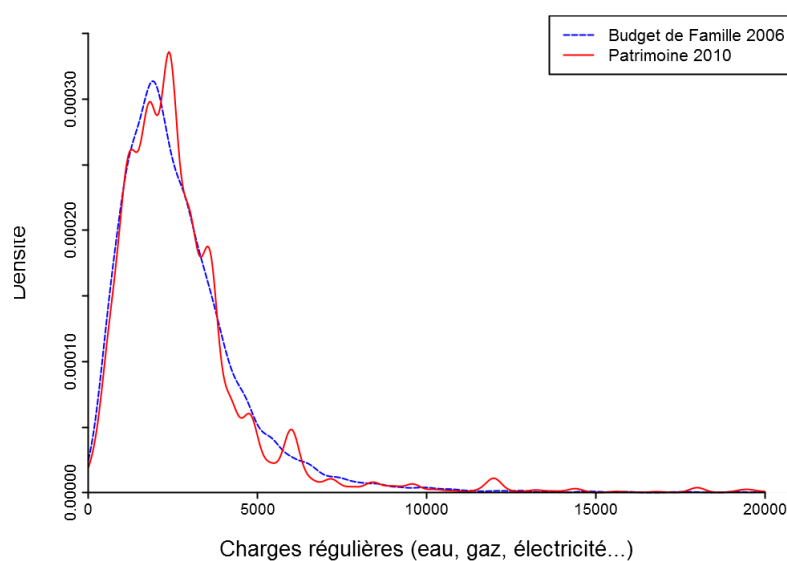


Nous nous intéressons ensuite à la variance propre à l'imputation de la consommation. En reprenant les hypothèses d'estimation du modèle, nous supposons que les paramètres de l'équation estimante suivent une loi normale dont le processus d'estimation nous fournit les paramètres. Ainsi, il nous est possible de répliquer un grand nombre de fois l'imputation de consommation, en tenant compte non seulement de l'aléa contenu dans le résidu, mais également de l'aléa propre à l'estimation des paramètres. Le graphique A.6 représente ainsi la fenêtre globale dans laquelle évoluent les quantiles de l'estimation lorsqu'on étudie un échantillon de 1 000 imputations. Au total, nous constatons que la variabilité de l'estimation est très faible. Le coefficient de variation calculé sur la consommation moyenne s'élève à 0,7 %. C'est également ce que confirme

Graphique A.4 – Distribution de l'alimentation hors domicile



Graphique A.5 – Distribution des charges



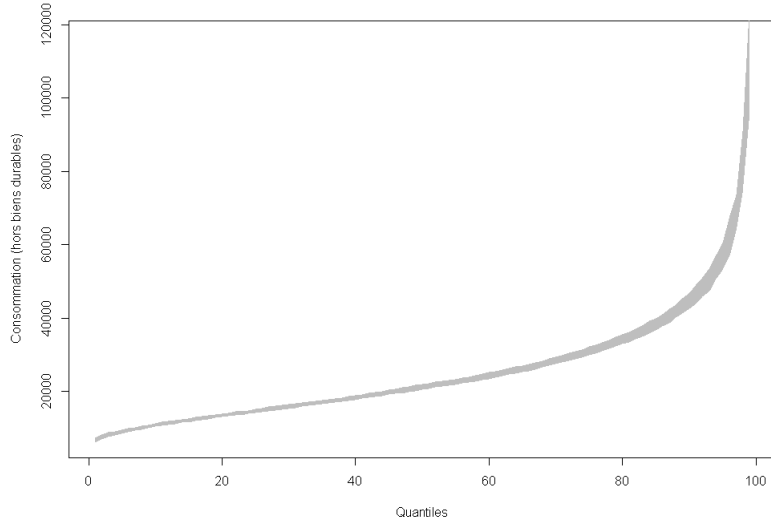
le graphique A.6, pour lequel la distribution de la consommation évolue dans une bande assez étroite.

Enfin, afin d'établir des variantes de calcul plus proches des concepts de la comptabilité nationale, nous imputons une composante en biens durables pour la consommation des ménages dans l'enquête. La méthodologie d'imputation est présentée dans la section suivante.

A.3 Imputation d'une part de biens durables

Nous disposons ici de la consommation hors biens durables. Il est possible d'imputer une consommation de biens durables dans l'enquête Patrimoine. La première solution serait d'inclure les biens durables dans la modélisation et d'estimer une équation pour imputer la consommation

Graphique A.6 – Variance de la consommation imputée



comprenant les biens durables. Cependant, on a vu plus haut que cette solution allait à l'encontre de la spécificité de la consommation de biens durables. De fait, cette modélisation est beaucoup plus malaisée que ne l'est celle de la consommation hors biens durables. En particulier, le pouvoir explicatif du modèle s'avère significativement inférieur à celui obtenu précédemment. La solution retenue consiste alors à attribuer un montant forfaitaire de consommation en biens durables aux ménages, en fonction de leur patrimoine *résiduel*. L'idée sous-jacente est que les ménages consomment une quantité proportionnelle au stock de biens durables qu'ils possèdent. En notant S_i^d le stock de patrimoine *résiduel* détenu par le ménage i et N le nombre total de ménages, on calcule x_i^d la consommation en biens durables du ménage i de la façon suivante :

$$x_i^d = \frac{S_i^d}{\sum_{k=1}^N S_k^d} \sum_{k=1}^N x_k^d$$

et on mesure la consommation en biens durables $\sum_{k=1}^N x_k^d$ grâce aux comptes nationaux. Cette solution présente l'avantage d'améliorer le taux de recouvrement de la consommation, puisque la consommation des ménages en biens durables est par construction calée sur les comptes nationaux.

A.4 Robustesse : les taux d'épargne avec biens durables

Tableau A.4 – Épargne et revenu courant avec et sans biens durables

Quintile 1	-19.5***	-28.1***	-14.4***	-23.2***
Quintile 2	4.3***	-2.5***	7.9***	-1.2***
Quintile 3	16.7***	8.0***	18.0***	10.8***
Quintile 4	29.4***	21.2***	30.7***	23.6***
Quintile 5	41.0***	33.6***	43.9***	36.5***
Âge				
< 41			-5.1**	-4.4*
41 to 65			Ref.	Ref.
> 65			-4.5***	-5.7***
Biens durables	Non	Oui	Non	Oui
Num. obs.	4467	4467	4467	4467

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tableau A.5 – Épargne et revenu permanent : 1^{ères} approches, avec et sans biens durables

	Sans entrée argent except.		Instrumentation par diplôme		Moyenne revenus fiscaux		Moy. rev. fisc. intrum. diplôme	
Quintile 1	-14.4***	-23.0***	4.2	-0.5	3.3	-1.7	11.2***	5.4
Quintile 2	8.2***	-1.0***	7.6	-0.8	13.8***	4.5*	14.7	8.0
Quintile 3	18.0***	10.9***	23.3***	17.0***	23.5***	13.7***	24.9***	19.1***
Quintile 4	31.3***	24.5***	29.6***	21.0*	33.2***	25.4***	30.4***	22.1
Quintile 5	44.0***	36.6***	34.2**	25.8**	41.6***	34.2***	35.8***	27.7**
Âge								
< 41	-5.1**	-4.5*	-3.7	-5.0*	-3.0	-1.0	-3.3	-3.8
41 à 65	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
> 65	-4.7***	-6.1***	-8.0***	-9.3***	-9.8***	-10.5***	-10.0***	-12.1***
Num. obs.	4361	4361	4361	4361	3220	3220	3220	3220

H0

Coeff = 0 : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Taux médian pour $q_j >$ Taux médian pour q_{j-1} : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tableau A.6 – Épargne et revenu permanent : 1^{ères} approches, avec et sans biens durables (Salariés uniquement)

	Sans entrée argent except.		Instrumentation par diplôme		Moyenne revenus fiscaux		Moy. rev. fisc. intrum. diplôme	
Quintile 1	-13.8***	-20.9***	2.8	-4.2	4.2	-0.8	9.7**	4.5
Quintile 2	8.9***	-0.8***	9.0	-0.2	14.8***	4.8	16.6•	7.8
Quintile 3	18.7***	12.3***	22.2***	15.3***	23.0***	15.0***	24.3***	16.8***
Quintile 4	31.4***	23.5***	30.4***	22.1***	32.8***	25.3***	30.6**	23.0**
Quintile 5	41.7***	35.5***	34.9**	27.5**	39.3***	32.6***	35.2**	27.5**
Âge								
< 41	-4.0*	-4.3*	-3.0	-3.5	-2.7	-1.3	-3.1	-3.3
41 à 65	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
> 65	-3.8**	-4.8**	-5.5***	-6.2***	-7.0***	-7.3***	-7.8***	-9.0***
Num. obs.	3253	3253	3253	3253	2496	2496	2496	2496
Biens durables	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui

H0

Coeff = 0 : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Taux médian pour $q_j >$ Taux médian pour q_{j-1} : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, • $p < 0.1$

B Un calcul du revenu permanent sur la totalité du cycle de vie

B.1 Principes généraux de l'estimation et estimations pour les hommes

La démarche adoptée ici est largement inspirée de Lollivier et Verger (1999), travail qui prend la suite et améliore la méthodologie de King et Dicks-Mireaux (1982). Nous avons globalement suivi les différentes préconisations et étapes du calcul présentées dans cet article, tout en modifiant certaines spécifications et en intégrant de nouvelles sources extérieures de données. Nous présentons ici les étapes de cette démarche et les principales justifications. Le lecteur intéressé par des précisions supplémentaires sur les justifications de cette démarche pourra se référer à Lollivier et Verger (1999) et King et Dicks-Mireaux (1982).

Cette méthode consiste à calculer un revenu permanent Y^P pour chaque individu, défini comme le flux constant de revenu qui, une fois actualisé, correspond à l'actualisation de la séquence des revenus perçus au cours de la vie²³, soit :

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

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

Plusieurs éléments de cette définition nécessitent d'être calculés.

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. Conformément aux préconisations de Lollivier et Verger (1999), pour les individus qui ont commencé à travailler avant l'âge de 20 ans, nous ne retenons que la partie de la carrière professionnelle à partir des 20 ans. Le but d'une telle restriction est d'éviter de prendre en compte des parties de la carrière professionnelle (petits boulots, jobs d'été, ...) qui ne sont pas représentatifs de la vraie carrière professionnelle.

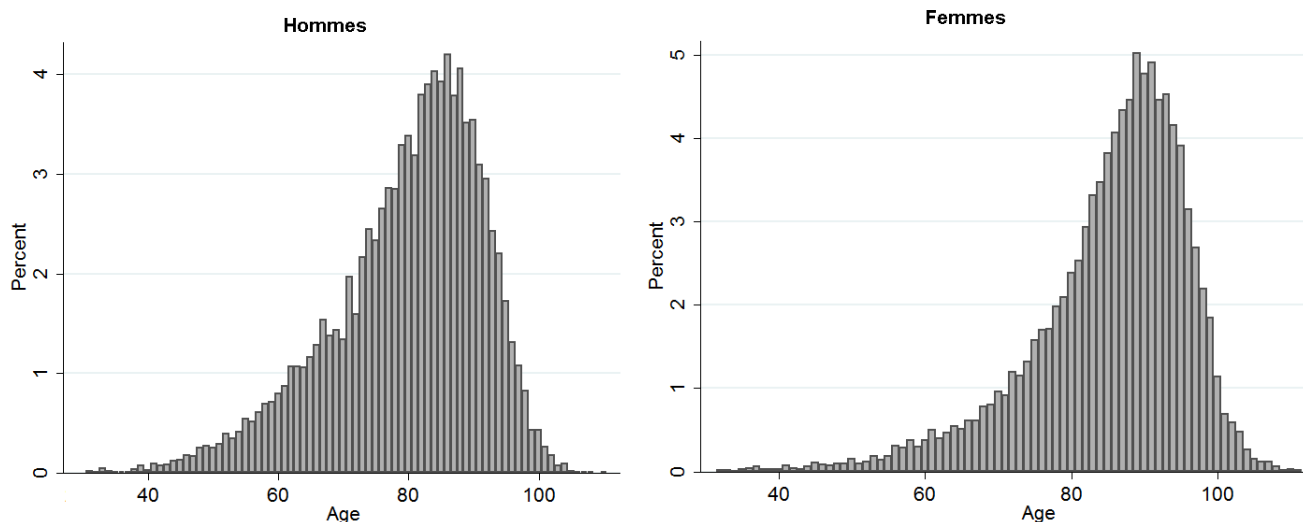
L'âge de mort a_2 est imputé à partir de tables de mortalité (*cf.* graphiques B.1). Nous utilisons celles de Blanpain et Chardon (2011). Ces tables sont récentes et différenciées selon le sexe et la catégorie professionnelle. 7 catégories professionnelles sont distinguées : agriculteurs, artisans commerçants et chefs d'entreprises, cadres et professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires, employés, ouvriers, inactifs.

Les taux d'intérêt $\rho(t)$ retenus afin d'être représentatifs des rendements des placements des ménages sont ceux calculés par Piketty (2010) (Graphique B.2). Pour la partie future, ils ont été prolongés par le taux de rendement réel moyen observé au cours des 20 dernières années : 6 %²⁴.

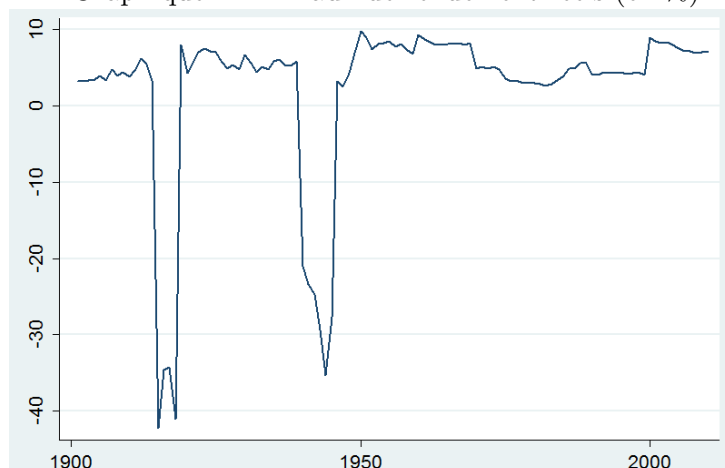
23. On généralise ainsi à T périodes (allant du début de la vie active au décès) le modèle à 2 périodes présenté en section 2.

24. D'autres variantes ont été testées (en particulier l'utilisation d'une série longue des taux de rendement réels

Graphique B.1 – Âges de mort imputés



Graphique B.2 – Taux de rendement réels (en %)



Le salaire réel R_i est décomposé en deux termes : $R_i(a) = s(t).Y_i(a)$.

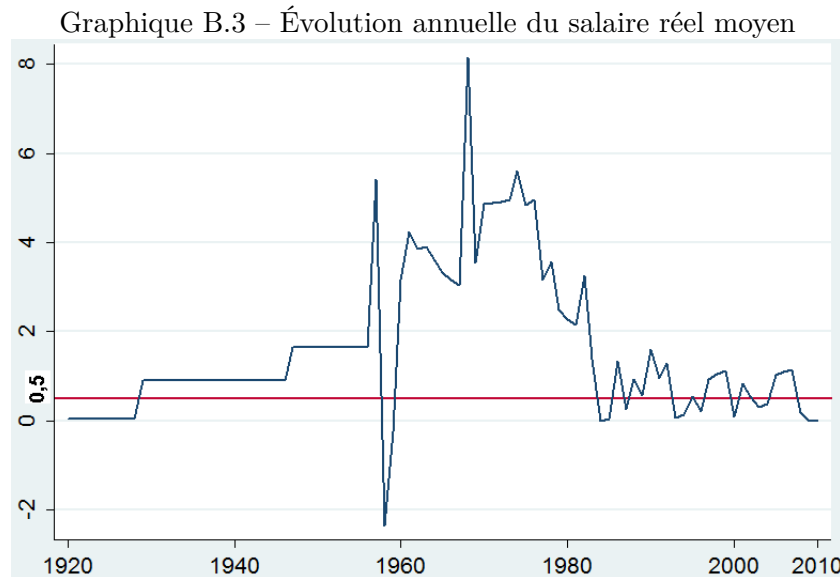
$s(t)$ correspond à l'indice général des salaires l'année t et permet de tenir compte des évolutions de niveaux de vie de l'ensemble des salariés au cours d'une année donnée (cf. graphique B.3). Pour $s(t)$, en suivant Lollivier et Verger (1999), nous avons utilisé l'évolution du taux de salaire horaire²⁵. Pour la période de 1956 à 2009, c'est l'indice du taux de salaire horaire qui a été retenu²⁶. Pour la période précédente, pour laquelle le taux de salaire horaire n'existe

des OAT à 10 ans) sans que cela n'entraîne de différences dans nos conclusions : les niveaux d'épargne estimés varient légèrement en fonction du choix de la série ou de la manière dont on la prolonge pour le futur mais la significativité des écarts entre les taux médians d'épargne par quintile de revenu permanent n'est pas modifiée. Ceci nous semble principalement dû au fait que nos calculs des quintiles de revenu permanent se font par génération (tranche d'âge) et que les changements de séries de taux sont plus de nature à modifier les classements relatifs entre les différentes générations que ceux au sein d'une même génération.

25. On néglige les variations de la durée travaillée.

26. Le "taux de salaire horaire ouvrier" existe depuis 1956. Il a été étendu à l'ensemble des salariés du secteur privé en 1986 en tant que "taux de salaire horaire".

pas, les évolutions de salaires réels moyens sont calculées à partir des travaux de Carre, Dubois et Malinvaud (1972) qui portent sur la croissance française et concluent à une hausse annuelle du salaire réel moyen de 0,35 % par an entre 1896 et 1929 et de 0,45 % entre 1929 et 1957. Pour le futur, au vu des évolutions récentes, on a retenu une progression annuelle de 0,5 %. D'autres variantes ont été testées (0 %, 1 % et 2 %) sans que cela n'influe significativement sur les résultats.



$Y_i(a)$ représente le profil de revenu de l'individu i à l'âge a (cf. par exemple Payen et Lollivier (1990)). Il dépend de l'âge de l'individu et retrace l'effet du capital humain et de son évolution au fil du vieillissement. On le modélise par :

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

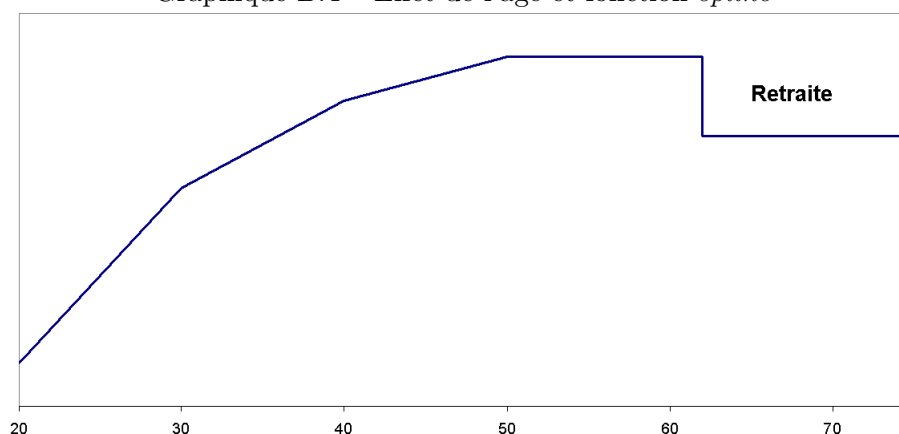
X_i désigne le stock initial de capital humain (diplôme, statut social des parents) et son évolution (évolution de carrière, problèmes de santé, périodes de chômage de courte ou longue durée, le statut d'emploi - public ou privé).

$c(a_i)$ est l'effet de l'âge (supposé le même pour tous les individus, il varie avec le niveau relatif d'éducation). Afin d'éviter une spécification trop contraignante et linéaire, on le modélise à l'aide d'une fonction affine par morceaux (*spline*) et d'une indicatrice de départ à la retraite. La fonction *spline* est spécifiée avec un nœud tous les 10 ans jusqu'à 50 ans, puis elle est supposée constante (cf. graphique B.4). Cela revient à faire l'hypothèse que les revenus sont stables à partir de 50 ans et que seule la retraite a un effet significatif sur les revenus après cet âge.

q_i est un terme reflétant l'hétérogénéité inobservée. Avec des données en coupe, il n'est évidemment pas possible d'identifier séparément q_i et $u_{i,t}$. Une méthode consiste à utiliser le fait que, si l'on suppose que q_i suit une loi $N(0, \sigma_q)$ et $u_{i,t}$ une $N(0, \sigma_u)$, alors l'estimateur de variance minimale de q_i est : $\hat{q}_i = \alpha \widehat{\zeta}_{i,t}$ avec $\alpha = \frac{\sigma_q^2}{\sigma_q^2 + \sigma_u^2}$ et $\zeta_{i,t} = q_i + u_{i,t}$.

Le calcul de cet estimateur nécessite de faire appel à une source de données extérieure pour pouvoir calculer le coefficient α . On utilise l'estimation fournie par Barge et Payen (1982) qui

Graphique B.4 – Effet de l'âge et fonction *spline*



ont calculé α en fonction de l'âge.

Enfin, le dernier terme, $u_{i,t}$, est le terme d'erreur aléatoire.

Restriction de l'échantillon aux salariés

L'estimation est faite sur l'ensemble des ménages où l'homme est salarié (ou est retraité après avoir été salarié). Il est en effet difficile de suivre correctement les revenus des indépendants, et particulièrement de distinguer ce qui relève de revenus transitoires de ce qui relève des revenus anticipés. Calculer un indice général de leur niveau de revenu en fonction des années s'avère également ardu. Tout ceci conduit à l'exclusion de l'échantillon²⁷. On est également amené à exclure les ménages complexes où d'autres personnes que la personne de référence ou son conjoint apportent des ressources (enfant qui travaille ponctuellement, parent âgé à domicile, ...) car il n'est pas possible d'estimer correctement le revenu permanent de ces autres individus. Ces cas représentent 10 % de l'échantillon.

L'échantillon est alors stratifié selon le sexe et le niveau relatif d'éducation. Quatre niveaux relatifs d'éducation sont définis pour chacune des quatre générations retenues (Tableau B.1). Ceci permet d'avoir des équations de salaire plus riches car les estimations peuvent alors varier en fonction des niveaux relatifs d'éducation. Cela autorise, par exemple, des rendements différenciés du diplôme.

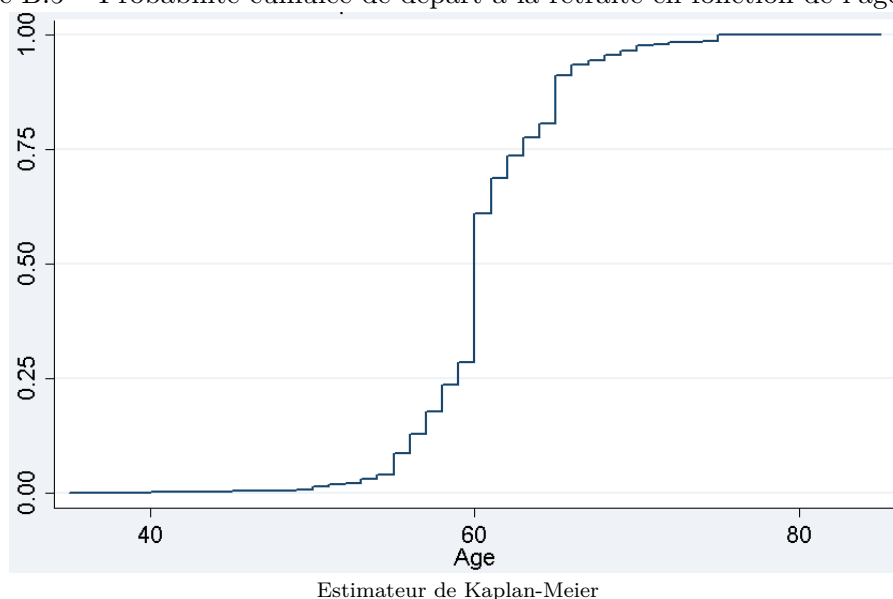
Tableau B.1 – Niveaux relatifs d'éducation

Génération	Âge de fin d'étude			
	Niveau 1	Niveau 2	Niveau 3	Niveau 4
≤ 35 ans	≤ 18	19 & 20	21 & 22	≥ 23
36 à 45 ans	≤ 18	19	20 à 22	≥ 23
46 à 55 ans	≤ 16	17 & 18	19 & 20	≥ 21
≥ 56 ans	≤ 14	15 & 16	17 & 18	≥ 19
	Parts			
	31 %	19 %	21 %	29 %

27. Ici encore nous suivons les préconisations de Lollivier et Verger (1999). Ceci implique, comme on le verra, de faire une hypothèse de stabilité du statut de salarié de l'homme et de la structure familiale (vie en couple et nombre d'enfants) qu'il ne serait possible de relâcher qu'au prix d'imputations aléatoires.

La possibilité que la décision de départ à la retraite dépende du revenu et soit donc endogène doit être prise en compte. Pour cela, on instrumente l'indicatrice de départ à la retraite par le fait d'avoir plus de 60 ans. En effet, dans la très large majorité des cas, il est nécessaire d'attendre 60 ans pour pouvoir faire valoir ses droits à la retraite²⁸. Il s'agit donc d'une variable reflétant un dispositif légal. Le fait d'avoir 60 ans est très corrélé à la possibilité et à la décision de partir à la retraite (Graphique B.5) et n'a d'effet sur le revenu que par l'entremise du départ à la retraite. C'est donc une variable qualifiée pour être un instrument. L'instrumentation s'effectue selon une procédure classique de doubles moindres carrés. Les résultats de la régression de deuxième étape sont présentés dans le tableau B.7.

Graphique B.5 – Probabilité cumulée de départ à la retraite en fonction de l'âge (hommes)



Enfin, pour les actifs, il est nécessaire d'imputer un âge de départ à la retraite. Pour cela, nous utilisons le modèle de durée semi-paramétrique de Cox afin de prendre en compte les déterminants du revenu et les variations dues à l'âge. Puisque ces estimations sont faites à partir de départs en retraites avant 2009, nous intégrons les changements législatifs qui vont intervenir pour les individus qui ne sont pas encore retraités, en rajoutant à l'âge d'ouverture des droits initialement estimé 1 an ou 2 ans en fonction de la génération (Graphique B.6).

B.2 Estimations pour les femmes

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 : celui des femmes qui travaillent ou qui sont retraitées et ont précédemment travaillé (Groupe 1), celui des femmes qui ont déjà travaillé mais ne travaillent pas au moment de l'enquête (Groupe 2) et celui des femmes qui n'ont jamais travaillé (Groupe 3). La très grande majorité des femmes travaille ou a déjà travaillé (Tableau B.2).

28. Il s'agit de la législation au moment de l'enquête. Depuis, cet âge d'ouverture des droits a été porté à 62 ans.

Graphique B.6 – Âges de départ à la retraite imputés (hommes)

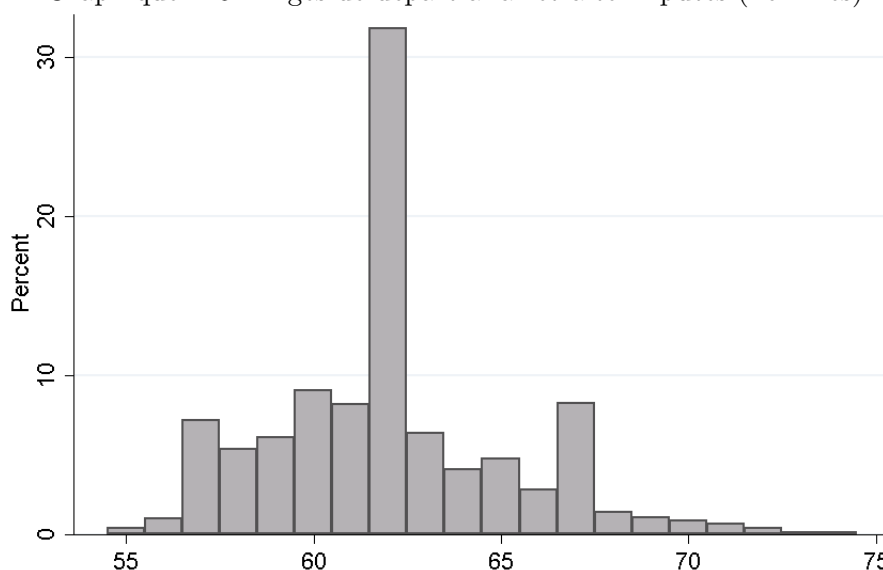


Tableau B.2 – Proportion de femmes dans chaque groupe

Groupe 1	Groupe 2	Groupe 3
82 %	9 %	9 %

Femmes conjointes de salariés

À ce stade, il est nécessaire de faire des hypothèses. Les femmes de moins de 40 ans qui ont déjà travaillé mais ne travaillent pas au moment de l'enquête déclarent très majoritairement qu'elles ont arrêté de travailler pour élever leurs enfants (*cf.* tableau B.3).

Tableau B.3 – Raison de l'arrêt d'activité des femmes

Age	Enfant	Handicap ou maladie	Autre
≤ 30	82 %	3 %	15 %
31-40	83 %	3 %	13 %
≥ 41	47 %	18 %	36 %

On peut donc supposer que certaines d'entre elles reviendront sur le marché du travail une fois que leurs enfants auront grandi. À partir de l'enquête Familles et employeurs 2005²⁹, on calcule la probabilité de retour à l'emploi des femmes qui ont cessé de travailler pour élever leur(s) enfant(s). Ces probabilités sont calculées en fonction du diplôme et du rang de l'enfant (Table B.4).

À partir de ces probabilités, on a tiré aléatoirement les femmes du groupe 2 auxquelles on a rajouté une reprise professionnelle 10 ans après. Enfin, les femmes du groupe 3 (n'ayant jamais travaillé) sont supposées ne jamais entrer sur le marché du travail. Il s'agit là d'une hypothèse qui n'est forte que pour les plus jeunes puisque les entrées tardives sur le marché du travail sont rares (Lollivier (1995)). De plus, l'absence d'information sur leur entrée sur le marché du travail, leur éventuelle profession, la composante q_i de leur revenu, etc, nous fait préférer cette hypothèse

29. Nous remercions Anne Solaz pour nous avoir fourni les données issues de Pailhé et Solaz (2012).

Tableau B.4 – Probabilités de retour à l’emploi 10 ans après une naissance

Diplôme	1 ^{er} enfant	2 ^e enfant	3 ^e enfant
< Bac	0,58	0,58	0,52
Bac et plus	0,75	0,77	0,76

Échantillon : femmes qui ont cessé de travailler un an ou plus après une naissance

Enquête Familles et employeurs 2005, estimateurs de Kaplan-Meier

à celle d’une reprise où les paramètres cruciaux pour l’estimation d’un revenu du travail tout au long de la vie seraient tous imputés aléatoirement.

Il est alors possible d’estimer les équations de revenu. Puisque seules les femmes qui travaillent ou ont déjà travaillé se voient attribuer un revenu non nul, l’échantillon de référence est constitué par les femmes du 1^{er} et 2^e groupes. Seules les femmes du 1^{er} groupe ont un revenu du travail dans l’échantillon, elles nous servent donc pour l’estimation des équations de revenu. Comme la décision de participation au marché du travail doit être prise en compte, nous corrigeons un éventuel biais de sélection par l’ajout d’un terme correctif. Pour cela, en première étape, cette décision est estimée à l’aide d’un modèle probit. En guise d’instrument, nous introduisons le nombre d’enfants qui s’avère largement significatif (Table B.8). On calcule alors le terme correctif (l’inverse du ratio de Mills) que l’on ajoute à la fois à l’équation de revenu et à l’instrumentation de l’indicatrice de départ à la retraite³⁰, suivant en cela la procédure 19.2 de Wooldridge (2010) (Table B.9). Enfin, on ajoute aux revenus des femmes mariées une pension de réversion lorsqu’elles survivent à leur mari. Le montant de cette pension est calculé en fonction des barèmes de revenus et du type d’activité du mari (secteur public ou privé).

Une fois le revenu permanent individuel de chaque homme et femme 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 *fiscal* permanent qui est calculé pour le ménage. À ce titre, il n’intègre pas les prestations sociales, les revenus du capital et ne retire pas les impôts payés et n’est donc pas totalement comparable au revenu disponible du ménage. Il peut sembler plus pertinent d’intégrer ces différents éléments à notre calcul. Cela peut se faire en supposant que la part que représente individuellement chacun de ces éléments par rapport au revenu fiscal est constante au cours du temps ou correspond à ce que les ménages anticipent pour le futur³¹. On peut alors rajouter ou retrancher chacun de ses éléments au revenu fiscal permanent pour obtenir un “revenu disponible permanent”. Cette hypothèse nous semble préférable à la solution qui consisterait à ne pas tenir compte de ces éléments. En effet, la part que représentent les prestations sociales pour les ménages les plus modestes s’avère non négligeable et il serait abusif de considérer que l’impôt payé est nul (cf. tableau B.5). La distribution des revenus permanents obtenus (fiscaux et disponibles) est présentée dans le tableau B.6.

30. Lors de la procédure de doubles moindres carrés, on instrumente donc avec 2 instruments : le terme correctif et l’indicatrice “avoir plus de 60 ans”.

31. Concrètement, cela signifie que pour chaque ménage les ratios $\frac{\text{prestations sociales}}{\text{revenu fiscal}}$, $\frac{\text{revenu du capital}}{\text{revenu fiscal}}$ et $\frac{\text{impôt revenu}}{\text{revenu fiscal}}$ sont calculés puis appliqués au revenu fiscal permanent du ménage.

Tableau B.5 – Part du revenu fiscal ajoutée en fonction du quintile de revenu fiscal (%)

		Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
Prestations sociales	Moyenne	23.4	7.1	5.8	3.6	2.5
	Médiane	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Revenus du capital	Moyenne	9.7	7.7	6.5	7.6	5.7
	Médiane	1.3	1.1	1.4	1.5	1.7
Impôt sur le revenu	Moyenne	-5.2	-8.8	-7.4	-8.5	-11.2
	Médiane	-4.1	-7.4	-7.2	-8.2	-9.6
Revenu disponible	Moyenne	135.3	108.8	107.9	105.9	100.3
Revenu fiscal	Médiane	104.6	100.2	100.3	100.5	97.8

Tableau B.6 – Comparaisons revenus courants/revenus permanents (€ 2009)

	Mean	p25	p50	p75
Échantillon complet				
Revenu fiscal	35 888	20 612	31 515	43 196
Revenu fiscal permanent	28 685	16 470	24 893	35 947
Revenu disponible	36 662	22 095	32 218	43 758
Revenu disponible permanent	29 487	17 102	26 030	36 675
≤ 40 ans				
Revenu fiscal	34 890	21 009	31 358	42 263
Revenu fiscal permanent	34 334	21 084	31 476	42 286
Revenu disponible	35 240	22 221	31 755	42 871
Revenu disponible permanent	34 989	23 512	32 316	42 267
De 41 à 60 ans				
Revenu fiscal	41 136	22 998	36 102	49 178
Revenu fiscal permanent	29 984	18 949	25 546	36 209
Revenu disponible	41 198	23 988	36 571	48 625
Revenu disponible permanent	30 351	18 778	26 361	36 508
≥ 61 ans				
Revenu fiscal	30 504	18 899	27 062	37 554
Revenu fiscal permanent	20 042	10 902	16 592	25 266
Revenu disponible	32 701	20 414	28 176	37 953
Revenu disponible permanent	21 576	11 708	17 722	26 750

B.3 Tables des régressions

Tableau B.7 – Équation revenu hommes

Niveau relatif d'éducation	1	2	3	4
Retraite	-0.182***	-0.214***	-0.254***	-0.278***
Âge				
≤ 30	0.023**	0.058***	0.021	0.027
31-40	0.017***	0.003	0.029***	0.044***
41-50	0.001	0.013**	0.018***	0.023***
Chômage et arrêts				
Chômage de longue durée	-0.227***	-0.332***	-0.196***	-0.397***
Chômage de courte durée	-0.150***	-0.212***	-0.150***	-0.202***
Longs arrêts maladie	-0.252***	-0.256***	-0.299**	-0.332
Profession				
Fonction publique	0.124***	0.160***	0.243***	
Cadre fonction publique				0.171***
Prof int et empl fonction pub				0.035
Cadre, ingénieur et prof int (sect. privé)	0.277***	0.336***	0.400***	0.349***
Ouvrier et employé (sect. privé)	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Profession du père				
Père agriculteur	-0.059**	-0.044	-0.095***	-0.018
Père indépendant	0.017	0.036	0.093**	0.145***
Père cadre ou prof. libérale	0.028	0.077	0.056	0.209***
Père employé ou prof. int.	0.021	-0.015	-0.013	0.074**
Père ouvrier	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Père inactif	-0.027	-0.136**	0.030	-0.112
Diplôme				
Sans diplôme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Certif. études primaires	0.114***	0.080*	0.148*	0.058
CAP, BEP	0.145***	0.134***	0.157**	-0.073
Brevet des collèges	0.110***	0.172***	0.260***	0.041
Bac pro ou technique	0.269***	0.226***	0.288***	0.047
Bac général	0.286**	0.169*	0.402***	0.112
Bac + 2				0.194*
Bac + 2 et plus	0.319***	0.246***	0.435***	
Bac + 3 et plus				0.534***
Perception carrière				
Plutôt meilleure	0.119***	0.126***	0.159***	0.179***
Equivalente	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Plutôt moins bonne	-0.155***	-0.128***	-0.110***	-0.228***
Ss obj.(tp incomp, act rdte)	-0.199***	-0.243**	-0.094	-0.416***
Stat. Fisher 1 ^{ère} étape	1867.5	1678.3	1339.4	2563.8
Observations	2319	1415	1560	2300

Hommes salariés, revenu annuel > 1000 €

B.4 Variante pour le calcul de la partie prospective des revenus : prise en compte des probabilités de survie

B.4.1 Méthode

La formule initiale de calcul du revenu permanent Y^P sur la totalité du cycle de vie utilisée est (cf partie 4) :

$$\sum_{j=1}^M \frac{Y^P}{\prod_{t=1}^j [1 + \rho(t)]} = \sum_{j=1}^M \frac{R_i(a_j)}{\prod_{t=1}^j [1 + \rho(t)]} \quad (1)$$

où a_j représente l'âge atteint par l'individu l'année j , a_1 l'âge d'entrée dans la vie active, a_M l'âge de la mort, $\rho(t)$ le taux d'intérêt réel en t et $R_i(a_j)$ le revenu réel de l'individu i âgé de a_j .

Tableau B.8 – Arrêt de l'activité féminine (autre que départ en retraite)

Niveau relatif d'éducation	1	2	3	4
Nombre d'enfants				
0	0.633***	0.392*	0.664***	0.467***
1	0.310***	0.311**	0.376***	0.389***
2	0.279***	0.139	0.109	0.314***
3 ou plus	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Profession				
Fonction publique	0.603***	0.931***	1.726***	1.491***
Ouvrier (sect. privé)	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Cadre, ingénieur et prof int (sect. privé)	1.044***	0.916***	0.900***	1.290***
Indépendants	0.385*	0.663***	0.870***	1.120***
Diplôme				
Aucun	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Certif. études primaires	0.298**	0.493**	-0.033	-0.668
CAP, BEP	-0.063	0.207	-0.180	-0.516
Brevet des collèges	-0.080	0.154	-0.314	-0.461
Bac pro ou technique	0.790*	0.276	-0.293	-0.536
Bac général			-0.108	-0.173
Bac ou plus	-0.590***	0.060		
Bac + 2				-0.288
Bac + 2 et plus			-0.147	
Bac + 3 et plus				-0.369
Profession du père				
Agriculteur	0.103	0.497**	-0.199	-0.211
Indépendant	0.032	0.123	-0.215	-0.453**
Cadre ou prof. libérale	-0.341	-0.003	-0.254	-0.647***
Employé ou prof. int.	0.015	0.083	-0.059	-0.329**
Ouvrier	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Inactif	-0.175	0.440	-0.007	0.378
Observations	1536	1112	1379	1670

Femmes dont le conjoint est salarié, groupes 1 & 2.

Tableau B.9 – Équation revenu femmes conjoints de salariés

Niveau relatif d'éducation	1	2	3	4
Retraite	-0.357***	-0.342***	-0.391***	-0.551***
Âge				
≤ 30	0.057	0.066*	-0.009	0.005
31-40	0.054***	-0.001	0.037***	0.020**
41-50	0.006	0.016	0.012	0.019***
Chômage et arrêts				
Chômage de longue durée	-0.106	-0.112*	-0.284***	-0.428***
Chômage de courte durée	0.070	-0.031	-0.250***	-0.188**
Longs arrêts maladie	-0.261	-0.204	0.247	-0.294
Profession				
Fonction publique	0.040	-0.185	-0.289**	-0.071
Cadre, ingénieur et prof int	0.164	-0.198	-0.063	-0.019
Ouvrier	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Indépendant	-0.235*	-0.492***	-0.273**	-0.006
Profession du père				
Père agriculteur	-0.053	-0.314***	0.073	0.083
Père indépendant	-0.021	-0.100	0.064	-0.015
Père cadre ou prof. libérale	0.030	0.001	0.118*	0.037
Père employé ou prof. int.	-0.079	-0.157**	0.078	0.046
Père ouvrier ou employé	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Père inactif	-0.005	-0.300**	-0.148	-0.424**
Diplôme				
Sans diplôme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Certif. études primaires	0.052	-0.170	0.058	0.604
CAP, BEP	0.246***	0.060	0.206	0.723**
Brevet des collèges	0.221**	0.127	0.383***	0.654*
Bac pro ou technique	0.487***	-0.004	0.428***	0.733**
Bac général			0.378**	0.771**
Bac ou plus	1.049***	0.285**		
Bac + 2				0.876**
Bac + 2 et plus			0.606***	
Bac + 3 et plus				1.106***
Perception de la carrière				
Plutôt meilleure	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Équivalente	-0.039	-0.281***	-0.229***	-0.167***
Plutôt moins bonne	-0.412***	-0.453***	-0.453***	-0.588***
Ss obj. (tp incomp, act rdte)	-0.680***	-0.615***	-1.102***	-1.015***
Inverse Mills ratio	-1.728***	-2.308***	-1.564***	-1.164**
Stat. Fisher 1 ^{ère} étape	1240.9	1255.2	1244.3	1147.1
Observations	1305	941	1199	1464

Ceci repose sur l'hypothèse que les individus forment des anticipations sur la date de leur mort. Une autre méthode est envisageable pour relâcher cette hypothèse. On peut supposer que les individus prennent en compte non pas un âge de mort déterministe mais leur probabilité d'être encore en vie à un âge donné. Ils forment leurs anticipations en fonction de ces probabilités.

Ainsi, si l'on suppose que le taux d'intérêt réel futur est anticipé comme constant et égal à ρ_f et si l'on note a_T l'âge d'un individu à la date T de l'enquête, cet individu anticipera au moment de l'enquête le revenu futur actualisé $\frac{R(a_{T+1})}{1+\rho_f}$ avec une probabilité égale à sa probabilité de décéder en $T+1$, c'est-à-dire égale à $S(a_{T+2}) - S(a_{T+1})$ où $S(a_t)$ désigne la fonction de survie à l'âge a_t .

De la même manière, il anticipera le revenu futur actualisé $\frac{R(a_{T+1})}{1+\rho_f} + \frac{R(a_{T+2})}{(1+\rho_f)^2}$ avec une probabilité $S(a_{T+3}) - S(a_{T+2})$ et le revenu futur actualisé $\sum_{j=1}^J \frac{R(a_{T+j})}{(1+\rho_f)^j}$ avec une probabilité $S(a_{T+J+1}) - S(a_{T+J})$.

Si l'on somme la totalité de ces revenus anticipés pondérés par leur probabilité et que l'on actualise à partir de l'âge a_1 d'entrée dans la vie active, la formule (1) devient :

$$\sum_{j=1}^T \frac{Y^P}{\prod_{t=1}^j [1+\rho(t)]} + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{S(a_{T+j}) \times Y^P}{(1+\rho_f)^j \prod_{t=1}^T [1+\rho(t)]} = \sum_{j=1}^T \frac{R_i(a_{T+j})}{\prod_{t=1}^j [1+\rho(t)]} + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{S(a_{T+j}) \times R_i(a_{T+j})}{(1+\rho_f)^j \prod_{t=1}^T [1+\rho(t)]}$$

Pour la mise en pratique concrète de cette formule, on utilise à nouveau Blanpain et Chardon (2011). Les probabilités de survie sont différenciées selon le sexe et selon 7 CSP. Elles sont fournies à partir de 30 ans et jusqu'à 100 ans. Les individus qui ont moins de 30 ans au moment de l'enquête se voient attribuer une probabilité égale à 1 de survivre jusqu'à 30 ans (on suppose donc que les individus de moins de 30 ans au moment de l'enquête anticipent qu'ils vont vivre au moins jusqu'à 30 ans). La probabilité de survivre pour tous les âges compris entre 100 et 110 est fixée à la probabilité de survivre après 100 ans. Après 110 ans, cette probabilité est fixée à zéro : on suppose ainsi qu'au moment de l'enquête personne n'imagine être encore en vie après 110 ans.

Pour le calcul de l'éventuelle pension de réversion anticipée, il est nécessaire de prendre en compte non seulement la probabilité de survie des femmes mais également celle de leur conjoint. À la date T de l'enquête, la pension actualisée $\frac{P_i(T+1)}{1+\rho}$ sera anticipée avec une probabilité égale au produit de la probabilité que l'homme décède en T et que la femme décède en $T+1$. La pension actualisée $\frac{P_i(T+1)}{1+\rho} + \frac{P_i(T+2)}{(1+\rho)^2}$ sera anticipée avec une probabilité égale au produit de la probabilité que l'homme décède en T et que la femme décède en $T+2$ et la pension $\frac{P_i(T+2)}{(1+\rho)^2}$ sera anticipée avec une probabilité égale au produit de la probabilité que l'homme décède en $T+1$ et que la femme décède en $T+2$.

Si l'on somme en fonction des différentes probabilités de survie des hommes et des femmes et que l'on actualise à partir de la date de début de vie active, on obtient :

$$\sum_{j=1}^{\infty} \frac{P_i(a_{T+j}^F)}{(1+\rho_f)^j \prod_{t=1}^T [1+\rho(t)]} \times S_F(a_{T+j}^F) \times [S_H(a_T^H) - S_H(a_{T+j}^H)]$$

où S_F et S_H désignent respectivement les fonctions de survie des femmes et des hommes et a_{T+j}^F l'âge des femmes l'année $T + j$. Concrètement, cela revient donc à ajouter à chaque revenu $R_i(a_{T+j})$ de la femme le terme $P_i(a_{T+j}^F) \times [S_H(a_T^H) - S_H(a_{T+j}^H)]$.

B.4.2 Résultats

Les résultats obtenus par cette variante apparaissent dans la colonne (2) de la table B.10. On constate que cette modification dans la prise en compte de la manière dont les individus anticipent leur durée de vie n'affecte pas les résultats obtenus par la méthode initialement utilisée.

Tableau B.10 – Revenu permanent : Variante dans la prise en compte des anticipations de durée de vie

	(1)	(2)
Méthode	Initiale	Variante probabiliste
Quintile 1	0.0	3.0
Quintile 2	16.7 ^{***}	16.8 ^{***}
Quintile 3	23.9 ^{***}	23.9 ^{**}
Quintile 4	30.1 ^{**}	30.5 ^{**}
Quintile 5	40.6 ^{***}	40.5 ^{***}
Âge		
< 41	0.9	0.9
41 à 65		Ref.
> 65	-3.9*	-1.9
Num. obs.	2074	2074

Taux d'épargne hors biens durables

H0

Coeff = 0 : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Taux médian pour $q_j >$ Taux médian pour q_{j-1} : ^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$

C Le calcul des loyers imputés

Le calcul des loyers imputés pour les ménages propriétaires de leur résidence principale permet de se rapprocher du concept de revenu et de consommation tel qu’il est utilisé en Comptabilité Nationale. L’idée sous-jacente est que les ménages propriétaires de leur résidence principale ne sont différents des locataires que dans le sens où ils se fournissent eux-mêmes le service de logement dont ils bénéficient. De fait, ce “loyer fictif” vient à la fois augmenter leur consommation (car ils bénéficient d’une prestation de logement pour laquelle ils versent un loyer adapté au logement qu’ils occupent) et leur revenu (car ils sont prestataires de ce service de logement pour lequel ils perçoivent un montant qui correspond au loyer qu’ils toucheraient s’ils louaient leur logement à un autre ménage).

La méthode d’estimation des loyers imputés s’inspire ici très fortement de la méthodologie mise en place par Driant et Jacquot (2005). Cette méthode repose sur la méthode des prix hédoniques, qui suppose que le montant des loyers versés par les ménages locataires dépend des caractéristiques du logement (nombre de pièces, surface, type de logement, ancienneté du bâti, ...). Les équations estimantes du loyer sont estimées sur les ménages locataires à qui l’on demande le loyer payé tous les mois au titre de leur résidence principale, ainsi qu’un certain nombre de caractéristiques sur le logement occupé. L’équation estimée a la forme suivante :

$$l_i = \exp(X \beta + u_i)$$

avec X le vecteur de caractéristiques du logement, et u_i un résidu. Une fois les paramètres β estimés sur le sous-échantillon des locataires, il suffit d’appliquer l’équation estimante au sous-échantillon des ménages propriétaires de leur résidence principale. Par ailleurs, pour traiter d’éventuels problèmes d’hétéroscédasticité et de non-normalité des résidus, on attribue par un *hot-deck* stratifié les résidus observés sur les locataires aux propriétaires.

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?			G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996			G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût	G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?					G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés

G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des

G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marche-pied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers

G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	prises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production	
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/02-F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/05	C. GRISLAIN-LETRÉMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: theory and Evidence from French Firms	G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/08	C. GRISLAIN-LETRÉMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years		
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy		
G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?		
G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data		
G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entre-	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/12	C. GRISLAIN-LETRÉMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance		
		G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSIC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis		