

Économie et Statistique

Numéro 472-473 - 2014

5 Introduction : Patrimoine et comportements d'épargne, les apports de l'enquête Patrimoine 2010

Jérôme Accardo, Luc Arrondel et Pierre Lamarche

COMPORTEMENTS D'ÉPARGNE

21 Consommation et patrimoine des ménages : au-delà du débat macroéconomique...

La propension marginale à consommer la richesse est estimée pour la première fois sur données individuelles en France. Si les ménages les plus modestes sont les plus sensibles à la valeur de leurs actifs immobiliers et financiers, la concentration des patrimoines est déterminante au niveau agrégé.

Luc Arrondel, Pierre Lamarche et Frédérique Savignac

49 Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?

Le module consommation de l'enquête *Patrimoine 2010* permet de mettre en évidence un taux d'épargne significativement plus élevé pour les ménages aux plus hauts revenus, et ce quelle que soit la définition du revenu, courant ou permanent, ce dernier étant approximé par cinq méthodes différentes.

Bertrand Garbinti et Pierre Lamarche

INÉGALITÉS

65 Inégalités de patrimoine entre générations : les donations aident-elles les jeunes à s'installer ?

La probabilité de créer ou reprendre une entreprise est plus élevée si une donation a été reçue mais ne l'est pas dans le cas d'un héritage. La probabilité d'acheter sa résidence principale augmente, elle, avec ces deux formes de transfert.

Luc Arrondel, Bertrand Garbinti et André Masson

101 Quels facteurs pour expliquer les écarts de patrimoine entre hommes et femmes en France ?

En 2004 et 2010, les hommes détenaient un patrimoine brut supérieur d'environ 15 % à celui des femmes, principalement en raison d'une plus grande détention d'actifs financiers. L'écart serait encore plus grand si les hommes avaient les mêmes caractéristiques observées que les femmes.

Carole Bonnet, Alice Keogh et Benoît Rapoport

125 Les choix de portefeuille des épargnants sur le cycle boursier et le cycle de vie

Les rôles de l'âge et du cycle économique sur les choix de portefeuille d'épargnants d'un assureur sont étudiés entre 2002 et 2009. La part du capital investie en actifs risqués est fortement procyclique au moment de la souscription du contrat. Elle décline ensuite régulièrement avec l'âge.

Alexis Direr et Eric Yayi

153 Constitution d'un revenu complémentaire de retraite : quels sont les facteurs déterminants?

En dehors de l'impact des variables sociodémographiques habituelles, cette étude met en évidence l'influence de variables telles que le regard porté sur sa carrière ou encore les difficultés matérielles rencontrées pendant l'enfance sur les choix de détention d'épargne de long terme.

Najat El Mekkaoui de Freitas et Bérangère Legendre

169 Montant et composition du patrimoine des indépendants, avant et après le départ à la retraite

Le patrimoine des indépendants, hors agriculteurs, reste stable au moment de la retraite mais il se recompose au détriment du patrimoine professionnel. Le patrimoine des exploitants agricoles est, quant à lui, plus faible à la retraite qu'en fin de carrière.

Jérôme Bourdieu, Benoît Rapoport et Muriel Roger

195 Préférence face au risque et difficultés financières des ménages les plus pauvres

Notre travail identifie les déterminants de la probabilité de difficultés de paiement des ménages les plus pauvres. Plus particulièrement, nous montrons que cette probabilité est plus faible chez les individus dont l'aversion au risque est plus prononcée.

David Crainich, Louis Eeckhoudt et Véronique Flambar

213 La propriété immobilière : quelle influence sur le portefeuille financier des ménages ?

La détention d'un patrimoine immobilier peut encourager ou décourager la prise de risque financier, selon que prédomine l'effet de richesse ou l'effet du risque immobilier. Une méthode indirecte permet de séparer ces deux effets. C'est l'effet richesse qui est le plus important.

Denis Fougère et Mathilde Poulhès

Patrimoine et comportements d'épargne, les apports de l'enquête *Patrimoine 2010*

Jérôme Accardo *, Luc Arrondel ** et Pierre Lamarche ***

Patrimoine : le retour...

La parution de ce numéro spécial d'*Économie et Statistique* sur le patrimoine ne pouvait pas mieux tomber. Elle intervient au moment où le succès du livre de T. Piketty, *Le capital au XXI^e siècle*, a réveillé l'intérêt du monde académique et du grand public pour la thématique de l'accumulation des richesses et l'enjeu que constitue la croissance des inégalités de patrimoine.

Quelles que soient les réserves et les critiques dont le livre a pu faire l'objet, le constat semble clair : la plupart des pays européens et les États-Unis connaissent un retour des inégalités de patrimoine depuis les années 70, inégalités dont la tendance était à la baisse depuis la fin de la première guerre mondiale. Cet accroissement de l'inégalité de patrimoine s'accompagne de plus d'une augmentation du rapport des héritages sur le revenu national. Ces thèmes développés dans l'ouvrage de Piketty sont familiers aux lecteurs des trois numéros spéciaux qu'*Économie et Statistique* a consacré depuis 1996 aux enquêtes sur le patrimoine. Le livre appelle aussi d'autres questions : le rôle croissant de l'héritage sur l'accumulation du patrimoine ne remet-il pas en cause un modèle « méritocratique » davantage axé sur la valorisation du capital humain ? La hausse des inégalités a-t-elle été un élément déclenchant de la crise financière ? Quel est le niveau d'inégalité acceptable dans nos sociétés modernes ? Faut-il réformer la fiscalité du patrimoine et comment ... ?

Si l'objet, le patrimoine des ménages, est identique, le microscope n'est pas placé aux mêmes endroits, les cartes utilisées ne sont pas aux mêmes échelles : Piketty s'intéresse avant tout aux plus hauts patrimoines, au décile (10 %) au centile (1 %), voire au millime (0,1 %) supérieur de la population. Son livre privilégie les données de nature fiscale et ne fait que très peu référence aux recherches issues des enquêtes *Patrimoine* qui, elles, s'efforcent de décrire l'ensemble de la distribution. Ces données d'enquête complètent pourtant très utilement la source fiscale. La combinaison des deux sources permet par exemple de mieux comprendre la complexité des inégalités de patrimoine, ce qu'on pourrait appeler leur aspect « fractal » (on mesure autant d'inégalités au sein du centile supérieur que dans la population totale) ou encore d'éclairer des évolutions

Rappel :

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

* Insee, Département des ressources et des conditions de vie des ménages.

** CNRS-Paris School of Economics et Banque de France.

*** Banque centrale européenne.

d'ensemble qu'il importe de garder à l'esprit, à commencer par le creusement des inégalités entre 1998 et 2010, surtout entre propriétaires et locataires, mais aussi entre détenteurs d'un portefeuille financier et les autres (Insee, 2012).

Patrimoine : « vive la crise » ?...

La parution de ce numéro spécial tombe à point nommé pour une autre raison. La crise économique et financière que nous connaissons depuis 2008 n'a pas « épargné » les épargnants. Il est donc primordial d'étudier ce qui a changé dans leurs comportements patrimoniaux. À cette fin, les données des enquêtes *Patrimoine* 2004 et 2010 fournissent deux points intéressants (Arrondel *et al.*, 2011), même si les informations, collectées en coupe transversale, ne concernent pas les mêmes ménages (cf. *infra*).

Différentes études ont ainsi mis en évidence que durant la « grande récession », les épargnants ont montré une plus grande prudence dans leurs investissements. Ceci s'est traduit en particulier par une chute du nombre d'actionnaires et une hausse des dépôts liquides et sûrs. Même si les causes de cet excès de prudence ne font pas consensus (choc de préférences *via* une hausse supposée de l'aversion au risque ou simple réaction de repli face à un environnement moins favorable et plus incertain...), il semble néanmoins que cette frilosité des ménages dans leur épargne s'explique en priorité par leur pessimisme vis-à-vis du futur : leurs anticipations concernant le marché du travail et celui des actifs financiers ont été largement revues à la baisse (voir Arrondel et Masson, 2014, dans cette même revue).

Plus structurellement, la faiblesse de la participation des épargnants au marché boursier constitue une énigme bien connue des économistes (« *stock participation puzzle* ») : l'épargne des ménages français est-elle alors bien orientée ? Fort de ce constat, différents rapports¹ se sont interrogés sur la nature que devait prendre l'épargne des Français, cherchant en particulier les moyens d'inciter les individus à prendre davantage de risque dans leur portefeuille et à privilégier le long terme dans leurs placements. L'idée sous-jacente est qu'une épargne davantage productive permettrait d'activer un levier de croissance potentiel.

Les mesures et solutions proposées pour stimuler la demande d'actifs risqués dépendent alors principalement des lunettes que l'on chausse pour analyser les faits empiriques, autrement dit du courant théorique adopté : modèle standard de l'épargnant prêtant une certaine rationalité aux choix de l'individu ; ou bien finance comportementale mettant en avant ses biais cognitifs, ses émotions, son ignorance financière, voire son irrationalité pour expliquer ses décisions. Là encore, les données des enquêtes *Patrimoine* peuvent aider à argumenter telle ou telle préconisation de politique économique.

Au-delà du débat sur l'orientation de l'épargne, ces recherches sur la rationalité de l'épargnant éclairent celui, plus général, autour de l'idée d'une politique d'activation de l'individu, prônant la responsabilité individuelle comme solution aux difficultés attendues du financement de la protection sociale, notamment en matière de retraite et de santé (vieillesse et dépendance) et qui appelle de ses vœux un épargnant « nouveau ».

1. Voir par exemple le rapport Berger-Lefebvre sur l'épargne financière (2013).

La nécessité de mieux analyser le patrimoine

Comme les précédents, parus respectivement en 1996, en 2005 et en 2008, ce quatrième numéro qu'*Économie et Statistique* consacré entièrement à l'analyse économique du patrimoine des ménages propose plusieurs articles qui, pour la plupart, prennent largement appui sur les données collectées par les enquêtes *Patrimoine* réalisées par l'Insee tous les 6 ans depuis 1986. Comme eux, il entend contribuer à l'économie du patrimoine des ménages, entendue comme cette partie de la discipline économique qui s'efforce de décrire les processus suivant lesquels les ménages accumulent (ou désaccumulent) de l'épargne, et dont l'importance s'est affirmée toujours davantage depuis trois décennies.

Si, en effet, la notion de patrimoine a longtemps paru aux économistes comme secondaire par rapport aux variables de flux que sont le revenu et la consommation, ainsi que le notait la préface du numéro de 2008 (Arrondel, Masson et Verger, 2008), les choses ont changé et on ne discute plus l'utilité de disposer de connaissances solides sur la situation et les comportements patrimoniaux des ménages pour traiter de questions de politique économique centrales telles que la monnaie, l'investissement, la croissance, la protection sociale, la redistribution, la dette publique ou encore la fiscalité.

Dans la variété des thèmes qui ont un lien avec l'économie des patrimoines, trois se dégagent par leur caractère structurant.

Le premier est ce thème de l'inégalité de la répartition des patrimoines, celui que les travaux de T. Piketty ont ramené sur le devant de la scène. On sait qu'elle est toujours nettement plus marquée que celle des revenus : en France, par exemple – mais on observe une situation analogue dans la plupart des pays, le coefficient de Gini de cette distribution est de l'ordre du double de celui de la distribution des revenus (Insee, 2014) – cette estimation étant d'ailleurs un des apports de l'économie du patrimoine et ses enquêtes.

Expliquer cet écart a toujours constitué un enjeu majeur des modèles d'accumulation patrimoniale. Le sujet est, du reste, tout sauf académique puisqu'il constitue un des éléments du débat sur l'origine des inégalités patrimoniales. Il est d'autant plus complexe qu'au-delà de l'inégalité de la distribution à un instant donné, il faut aussi considérer celle se déployant dans le temps. Elle soulève un ensemble de questions difficiles (mesure de l'inégalité sur l'ensemble du cycle de vie, inégalité entre générations, reproduction des inégalités), compliquées par la nécessité d'individualiser les patrimoines, le ménage ne constituant pas une unité d'analyse forcément pérenne, ce qui à son tour engendre des problèmes empiriques et conceptuels.

Rétrospectivement, les économistes ont longtemps cru ou feint de croire que l'essentiel du patrimoine provenait de l'épargne accumulée au cours du cycle de vie, par prévoyance (pour la retraite) ou par précaution (pour s'assurer contre les risques de la vie que ne couvre pas l'assurance privée ou sociale). Les héritages jouaient dans cette conception du patrimoine un rôle secondaire, accidentel, sauf pour les plus riches. Cette vision, confortée par les travaux du père de la théorie du cycle de vie, Franco Modigliani, et de ses disciples, était rassurante pour ceux qui veulent croire en une certaine égalité des chances et au rôle du mérite. *A contrario*, Piketty montre que pour la France, cette vision d'un monde fondée sur la méritocratie ne fut pertinente que pendant les quelques décennies qui ont suivi la seconde guerre mondiale. Avant cela et depuis 1970, l'essentiel de la richesse proviendrait des héritages ou donations. En d'autres termes, la richesse

serait en train de redevenir une richesse de rentiers et non plus d'épargnants méritants. Frank Knight ne disait-il pas dès les années 1920 que la détention d'un patrimoine était un « *mélange complexe d'héritage, de chance et d'effort, probablement dans cet ordre d'importance* »...

Le second grand thème est celui des déterminants de l'épargne et des formes sous lesquelles elle se réalise. Bien entendu, les économistes du patrimoine ne sont pas les seuls à s'y intéresser. Elle concerne tout autant les macroéconomistes – monétaires ou financiers, les comptables nationaux, les économistes des banques centrales ou les économistes de marché.... Pour sa part, l'économie du patrimoine s'efforce plus précisément de comprendre la façon dont les ménages choisissent leur niveau d'épargne et l'allouent entre les différents actifs disponibles. Son apport consiste dans la confrontation des modèles de la microéconomie financière à la réalité des pratiques des ménages. Elle permet par exemple de mettre en évidence les écarts entre les portefeuilles patrimoniaux prédits par les modèles de la théorie et ceux effectivement observés. Ou encore d'éprouver la pertinence empirique des concepts de la théorie, comme par exemple celui d'aversion au risque (Arrondel et Masson, 2014).

Le troisième thème est celui des retraites. Il revêt pour l'économie des patrimoines un caractère qu'on peut dire fondateur puisque le modèle canonique de la discipline, celui de Modigliani-Brumberg (1954), suppose que le ménage actif accumule du patrimoine dans le seul but de s'assurer un niveau constant de consommation tout au long de son cycle de vie, malgré la baisse de ses revenus à la retraite. C'est ce modèle (généralement dans des versions plus élaborées) qui est mobilisé pour poser économiquement la question du choix ou de la complémentarité entre répartition et capitalisation.

Bien entendu, les trois débats ne sont pas mutuellement étanches. L'objet est commun et les problématiques complémentaires. La question du choix du système de retraite, par exemple, renvoie à celle de l'organisation des marchés financiers, de leur offre d'actifs et des comportements d'allocation des ménages face au risque (le deuxième thème), comme elle renvoie à celle des disparités de patrimoine associées à chaque système (le premier thème).

Néanmoins, selon les circonstances, l'accent mis sur l'un ou l'autre de ces débats varie. Ainsi, il ne semble pas exagéré de considérer que, jusqu'en 2008, c'est celui des retraites qui a le plus occupé l'économie du patrimoine, dans un contexte de préoccupation grandissante face aux conséquences des évolutions démographiques communes à la plupart des pays développés. À l'inverse, les inégalités de patrimoine ne recevaient au cours des années 1990 et 2000 qu'une attention assez limitée.

Une mesure à l'épreuve des faits

Après 2008, l'accent s'est déplacé. La crise qui débute avec la faillite bancaire de *Lehman Brothers* a d'abord été une crise financière. Le patrimoine net des ménages a reculé dans la plupart des économies occidentales, de façon variable cependant selon les pays, très fortement dans certains (États-Unis, Royaume-Uni, Danemark, ...), de façon nettement moins marquée dans d'autres (Allemagne, Autriche,...). La France occupe une position intermédiaire, avec une baisse en valeur réelle de 8 % environ. Ces événements ont naturellement affecté le débat public. Dans les années qui ont précédé la crise,

l'idée que les marchés financiers sont les plus efficaces *a priori* pour assurer l'allocation optimale de l'épargne était facilement acceptée, et l'heure était à la poursuite résolue de leur libéralisation. La charge de la preuve pesait alors sur les critiques ou les sceptiques. Après 2008, c'est l'inverse. Il ne va plus de soi que le fonctionnement naturel de marchés financiers peu règlementés résolve les problèmes, il n'est plus exclu qu'il les crée. Pour ne prendre qu'un exemple : avant 2008, les avocats d'un système de retraite par capitalisation pouvaient, s'appuyant sur le dynamisme des actifs financiers², souligner son taux de rendement supérieur au système par répartition, et négliger comme purement théorique le risque inhérent aux marchés. Après 2008, année au cours de laquelle le portefeuille détenu par les fonds de pension des pays de l'OCDE a perdu 23 % de sa valeur, avec des conséquences particulièrement lourdes pour certaines catégories d'individus³ (OCDE, 2009), l'argument n'est plus recevable en l'état.

Dans ce contexte, le thème des inégalités de patrimoine est alors passé au premier plan. Les travaux de T. Piketty et de ses collaborateurs y ont puissamment contribué. Mais l'ampleur de l'intérêt suscité par l'ouvrage *Le capital au XXI^e siècle*, particulièrement aux États-Unis, ne peut s'expliquer par la seule nouveauté et la qualité des analyses proposées. Elle procède aussi sans nul doute de la résurgence, dans la crise, de la préoccupation de larges fractions du public devant l'inégalité des fortunes. Moins, semble-t-il, à cause de l'inégalité de consommation ou de bien-être qu'elle engendre, qu'à cause de l'inégalité dans la distribution du pouvoir politique à laquelle elle est associée, les intérêts « des 1 % » de la population apparaissant prévaloir sur ceux « des 99 % » restants. En témoignent les mouvements de dénonciation du capitalisme financier et ses excès, comme *Occupy Wall Street* ou *Los Indignados* qui se constituent à l'automne 2011. Le débat est vif entre ces courants et ceux, libéraux voire libertariens, qui – invoquant parfois le principe du « *trickle down* » qui voudrait que l'enrichissement de quelques-uns « ruisselle » le long de l'échelle sociale jusqu'aux plus pauvres – contestent l'idée même que l'inégalité soit un problème pour la société⁴.

Ce qui est indiscutable, du moins, c'est qu'elle en est un pour la statistique. Mesurer précisément le patrimoine chez les 1 % les plus riches ou des fractions encore plus faibles de la population pour bien capter le caractère « fractal » de la concentration des patrimoines est en effet impossible avec les enquêtes auprès des ménages habituelles (Arrondel *et al.*, 2008). Dans l'idéal, il faudrait disposer d'un échantillon exhaustif des ménages les plus riches. L'objectif principal de l'enquête *Patrimoine* est la description de l'ensemble de la distribution et, le coût des enquêtes limitant nécessairement la taille de leur échantillon à quelques milliers de ménages, elles ne peuvent atteindre le degré de résolution requis. De fait, des travaux comme ceux de Piketty doivent s'appuyer sur des sources fiscales exhaustives.

Mais dire que les enquêtes ne sont pas le bon outil pour l'analyse des très hauts patrimoines ne signifie en aucune façon qu'elles soient incapables de contribuer au diagnostic sur les inégalités de richesse. Beaucoup d'efforts ont été faits pour améliorer la qualité de ce diagnostic, et aussi pour élargir le nombre de questions auxquelles ces enquêtes peuvent répondre.

2. Au cours des années 90 et jusqu'en 2007, le patrimoine financier des ménages a ainsi connu une croissance réelle annuelle de l'ordre généralement de 5 % et pouvant aller jusqu'à 12 %.

3. Notamment les souscripteurs de plans à contributions définies les plus proches du passage à la retraite.

4. Voir par exemple, pour un exposé typique de cette position, J. H. Cochrane (2014).

L'enquête *Patrimoine* 2010 : permanences et nouveautés

Les enquêtes sont l'objet d'efforts permanents d'amélioration : de ce point de vue, la dernière vague de l'enquête *Patrimoine*, sur laquelle s'appuient la plupart des travaux empiriques présentés dans cet ouvrage, a bénéficié d'un apport très important d'innovations sur différents domaines.

En premier lieu, l'enquête a subi une rénovation en profondeur du plan de sondage. Même si l'enquête ne peut viser une couverture très fine des très hauts revenus, elle se doit de surreprésenter les mieux dotés si elle veut bien rendre compte de la concentration globale du patrimoine. La mise en œuvre de cette surreprésentation a buté à l'origine sur les difficultés à identifier *ex ante* les ménages les plus riches dans les bases de sondage traditionnellement employées à l'Insee. Des méthodologies alternatives ont été testées avec succès par exemple aux États-Unis pour le *Survey of Consumer Finances*, dans lequel les ménages sont suréchantillonnés à partir d'informations sur leurs revenus (Kennickell, 1998).

À l'aune de ce succès, depuis la dernière vague de l'enquête *Patrimoine* en 2009-2010, les ménages français sont pour leur part sélectionnés non plus dans l'Échantillon Maître du Recensement, mais dans les sources fiscales. Cette base de sondage présente l'avantage de fournir une grande quantité d'informations qui permettent désormais de surreprésenter de manière efficace ces ménages que l'on peut qualifier de « hauts patrimoines ». Les évaluations qui ont été menées sur la dernière vague montrent que le nouveau plan de sondage a permis d'améliorer substantiellement la précision des estimations, et d'augmenter par exemple la précision de l'estimation du patrimoine moyen de 28 %. En particulier, l'amélioration de la précision de la mesure a été très forte dans le haut de la distribution et il est désormais possible de mesurer relativement précisément le patrimoine dans cette partie de la population.

En second lieu, les fichiers fiscaux ont également permis d'améliorer le traitement statistique des données de l'enquête, en particulier dans les domaines de la correction de la non-réponse et de l'imputation des montants. Les données ont d'abord permis de mieux identifier les ménages susceptibles de répondre à l'enquête et ceux qui sont plus réticents ; par ailleurs, les modèles permettant d'imputer les montants, question toujours épineuse pour l'enquête, ont bénéficié d'améliorations notables grâce à l'introduction de nouvelles variables issues des fichiers fiscaux. Enfin, la mesure du revenu a été substantiellement améliorée par l'appariement avec les fichiers de l'impôt sur le revenu des personnes physiques et par le calcul des prestations sociales au moyen d'une méthodologie comparable à celle du modèle de microsimulation Ines.

Enfin, le questionnaire a été modifié, en particulier en matière de collecte de montants, ce qui là aussi a contribué à améliorer la qualité de la mesure.

Grâce à ces différents progrès techniques, la sous-estimation des plus hauts patrimoines, traditionnellement reprochée aux enquêtes, s'est nettement atténuée. La mesure par enquête auprès des ménages aboutit à des estimations qui se rapprochent de celles fondées sur les données administratives. Ainsi, début 2010, l'enquête estimait que 1 % des ménages détenaient 19 % du patrimoine national, net d'endettement. Piketty, de son côté, situe cette part à 25 % (Piketty, 2014).

À cette amélioration de la qualité s'est ajoutée l'exploration de thématiques nouvelles. Des expérimentations menées dans les années précédant l'enquête ont été concluantes et ont conduit à incorporer trois modules différents qui ont été chacun soumis aléatoirement à un tiers de l'échantillon. Un module portait sur l'aversion au risque et constituait le prolongement naturel d'une première expérimentation réalisée pour la précédente enquête. Ce module a permis d'introduire une mesure multidimensionnelle de l'aversion pour le risque des ménages et de relier cette mesure avec différentes problématiques liées au patrimoine. Un autre module, consacré aux habitudes de consommation, a permis pour sa part d'éclairer la troisième dimension du triptyque revenu-patrimoine-consommation que, jusqu'à présent, l'enquête n'avait pas pu explorer. Enfin, bénéficiant d'une approche plus qualitative inspirée des travaux de la sociologie des hauts patrimoines (Pinçon et Pinçon-Charlot, 2006), le module consacré au capital relationnel et symbolique a pour but d'apporter de l'information quantitative sur une dimension du patrimoine qui se prête naturellement moins aisément à ce type d'analyse.

La dernière vague de l'enquête *Patrimoine* a, on le voit, permis d'apporter de l'information de grande qualité sur le patrimoine et sa répartition au sein de la population française, en particulier, parce que l'inégale répartition des patrimoines s'observe aussi dans les premiers 99 %, et que cette partie de la distribution a connu de ce point de vue des évolutions importantes, en premier lieu la hausse de l'immobilier, à peu près continue en France depuis la fin des années 90. Elle a eu des effets majeurs sur l'inégalité de patrimoine net entre propriétaires et non-propriétaires, ou entre propriétaires selon leur date d'accession. C'est, en réalité, le facteur essentiel de la hausse de l'inégalité patrimoniale entre 2004 et 2010 (Insee, 2012). En effet, la hausse des prix de l'immobilier entamée au début des années 2000 a fortement contribué à creuser un fossé déjà existant entre les propriétaires de leur résidence principale et les autres. Les 60 % de ménages les mieux dotés en patrimoine (essentiellement propriétaires) ont ainsi vu leur patrimoine croître très rapidement entre 1998 et 2010, quand le reste de la population est resté à la traîne. Cette polarisation entre propriétaires et locataires ne s'est pas seulement traduite par une hausse de la masse des actifs immobiliers détenus par les premiers : leurs actifs financiers sur la même période ont connu également une évolution comparable. Un tel constat confirme la nécessité de considérer l'ensemble de la distribution pour mieux comprendre la genèse des inégalités de patrimoine.

Cette nécessité dépasse bien évidemment le cadre français. En ce sens, les pays européens ont entamé un processus de mise en place d'enquêtes statistiques visant à pallier la carence d'information qui pouvait exister çà et là. L'éclatement de la crise financière en 2008 a exacerbé la nécessité de mieux mesurer les comportements d'épargne et d'endettement des ménages. En particulier, l'Eurosystème sous l'impulsion de la Banque Centrale Européenne a mis en place une enquête, le *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS), dans les pays de la zone euro. L'enquête *Patrimoine* déjà existante a pris place au sein de ce réseau pour alimenter la connaissance statistique sur le patrimoine des ménages européens (cf. encadré).

L'enquête *Patrimoine* 2010 a déjà donné lieu à plusieurs publications qui ont mis à disposition du public ses principaux enseignements en matière d'inégalités de patrimoine⁵. La thématique de l'inégalité est présente dans ce numéro d'*Économie et statistique* mais

5. On pourra consulter Chaput et al. (2011), ainsi que les éditions récentes du volume Revenus et patrimoine des ménages, publié annuellement dans la série Insee Références (Insee, 2012, 2013 et 2014).

il s'attache aussi à développer les deux autres thèmes centraux de l'économie du patrimoine : l'étude des déterminants du niveau et de la composition de l'épargne et celle des liens entre patrimoine et retraites.

Encadré

L'ENQUÊTE EUROPÉENNE *HOUSEHOLD FINANCE AND CONSUMPTION SURVEY*

Le réseau *Household Finance and Consumption Network* (HFCN) a été mis en place en 2006 : il implique les Banques centrales des différents pays de la zone euro et pour certains pays, dont la France, les Instituts nationaux de statistiques, le tout sous l'égide de la Banque Centrale Européenne. Ce réseau a ainsi été à l'origine de la mise en place en 2008 d'une enquête européenne qui s'est déroulée entre 2009 et 2011, le *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) dont les premiers résultats ont été publiés au printemps 2013 (L'ensemble des résultats sont disponibles sur le site du HFCN : https://www.ecb.europa.eu/home/html/researcher_hfcn_en.html).

Cette enquête a permis de collecter de l'information relative au patrimoine, à l'endettement mais également sur les revenus et la consommation auprès d'environ 62 000 ménages de la zone euro. Les méthodologies de collecte varient d'un pays à l'autre, mais respectent un cadre méthodologique commun défini collectivement au sein du HFCN. Le lecteur intéressé peut se rapporter au rapport technique rédigé par le réseau qui décrit de manière détaillée les choix méthodologiques ainsi que les sources de divergence entre les pays (Pour cela, il est possible de se reporter au site du HFCN : <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/ecbsp1en.pdf?4a7fb347634b9d0b4779473c1ba7dd0c>). Par ailleurs, les premiers résultats publiés par le HFCN insistent sur le contexte européen susceptible d'expliquer les différences de comportements patrimoniaux entre pays. En particulier, les différences institutionnelles jouent un rôle non négligeable et en particulier les différents systèmes de retraite qui ont naturellement un impact sur la façon dont les ménages épargnent. Le contexte macroéconomique influe également sur la façon dont les ménages allouent leur épargne : les pays ayant connu un contexte de forte croissance des prix de l'immobilier depuis les années 2000 ont pu ainsi voir apparaître des comportements patrimoniaux très différents de ceux pour lesquels les prix de l'immobilier sont restés stables. Bien évidemment, pour les premiers, l'évolution des prix a pu également jouer sur la répartition du patrimoine ainsi que son niveau.

Les premiers résultats indiquent que le patrimoine brut médian des ménages de la zone euro s'élève à 142 000 euros, avec bien évidemment de fortes divergences entre pays. Ainsi près de la moitié des ménages luxembourgeois détiennent plus de 500 000 euros de patrimoine, lorsque ce chiffre s'élève pour la Slovaquie à 64 400 euros. L'un des résultats les plus notables de cette première vague est le niveau du patrimoine médian des ménages allemands : avec seulement 67 900 euros, il s'agit de l'un des plus faibles de la zone. Ce chiffre est même le plus bas de la zone euro si l'on tient compte de l'endettement des ménages, avec 51 400 euros de patrimoine net.

Ce résultat s'explique essentiellement par le fait que les ménages allemands sont en proportion beaucoup moins souvent propriétaires de leur résidence principale que les autres : selon les résultats du HFCS, ils sont uniquement 44,2 % à posséder leur résidence principale, alors que ce taux dépasse largement 50 % pour les autres pays. L'Allemagne est par ailleurs un pays qui n'a pas connu un boom des prix de l'immobilier par rapport à d'autres pays de la zone euro, et pour lequel les prix restent relativement bas au moment de l'enquête. Mais le cas de la Slovaquie, avec un taux de propriétaires très élevé (90 %) souligne *a contrario* que l'accès à la propriété foncière ne suffit pas à lui seul à expliquer des niveaux élevés de patrimoine. De ce point de vue, les résultats montrent que les différences démographiques, en particulier en matière de composition des ménages, ou encore les différences de revenus, contribuent également à expliquer les différences entre les différents pays de la zone euro.

Enfin, cette question de la richesse des ménages allemands est emblématique de la nécessité de prendre en compte les différentes sources statistiques et l'ensemble des indicateurs disponibles traitant du patrimoine. Ainsi les résultats de l'enquête furent à l'origine de nombreux commentaires à un moment où Chypre faisait appel à l'aide de l'Union européenne, alors que l'enquête laissait apparaître les ménages chypriotes comme parmi les plus riches de la zone euro. De ce point de vue, focaliser uniquement sur le patrimoine médian fourni par l'enquête ne suffit pas à rendre compte de la diversité des situations patrimoniales, que ce soit à l'échelle d'un pays comme à celle de l'Europe. Les chiffres fournis par la Comptabilité nationale laissent entrevoir une autre histoire, selon laquelle les ménages allemands possèdent un patrimoine en moyenne plus élevé que bien d'autres pays de la zone euro. Les différences de concept peuvent contribuer à expliquer cette situation mais des messages aussi différents en termes de médianes et en terme de moyennes suggèrent avant tout une plus grande inégalité de patrimoine en Allemagne que dans d'autres pays, à mettre en lien avec un moindre développement de l'accès à la propriété : un accès à la propriété plus largement partagé est un facteur nivelant du patrimoine.

On le voit, l'enquête est un succès en ce sens où elle a permis d'éclairer des questions qui étaient jusqu'alors insuffisamment couvertes par la statistique publique européenne, mais sa première édition a soulevé de nouvelles questions. La réédition de l'enquête qui a eu lieu en 2013-2014 devrait permettre d'accroître notre connaissance du patrimoine des ménages européens.

Épargne et consommation

Parmi les nouveautés méthodologiques de l'enquête 2010 figure le fait de pouvoir s'intéresser non seulement aux stocks (patrimoine) mais aussi aux flux (épargne et consommation), un module spécifique de l'enquête ayant été introduit dans le questionnaire. C'est ce module qu'exploitent les deux premiers articles du numéro pour mesurer respectivement « l'effet richesse » sur la consommation des ménages et l'hétérogénéité des comportements d'épargne en fonction du niveau de revenu. Ces deux articles « dépoussièrent » deux questions qui intéressent de longue date les économistes. Depuis F. Modigliani, il s'agit de savoir si la valeur du patrimoine influence les dépenses des ménages. J. M. Keynes avait auparavant soulevé la question de statuer sur le fait que l'épargne constituait ou non un bien « de luxe ».

Luc Arrondel, Pierre Lamarche et Frédérique Savignac remettent à jour un des débats macroéconomiques des années 1950, mais toujours d'actualité, sur la fonction de consommation et son implication en matière de croissance. La critique néo-classique de la théorie keynésienne du revenu courant (l'épargne est un solde correspondant à la partie non consommée du revenu) par M. Friedman et F. Modigliani corrige la « myopie » des individus qui peuvent alors planifier leur consommation sur leur cycle de vie et épargner pour leurs vieux jours. Le patrimoine constitue ainsi une réserve de consommation différée. Dans ce cadre théorique, l'impact d'une variation non anticipée du prix des actifs sur la consommation caractérise ce que les économistes appellent « l'effet richesse ». En France, cet effet a jusqu'à présent été mesuré uniquement sur données macroéconomiques : une augmentation de 1 euro du patrimoine des ménages entraînerait, globalement, une augmentation de la consommation de l'ordre de 1 centime d'euro. Cette mesure étant basée sur l'hypothèse d'un agent représentatif, elle ne tient cependant pas compte de l'hétérogénéité des ménages, ce que permettent précisément les données de l'enquête *Patrimoine*.

Pour mesurer cet effet richesse, les auteurs estiment une propension marginale à consommer la richesse qui tient compte de la nature et du montant de la fortune détenue, en s'appuyant en particulier sur les données relatives à la consommation fournies par le module spécifique de l'enquête. La relation entre patrimoine et consommation présente de fortes non-linéarités le long de l'échelle des richesses : la propension marginale à consommer le patrimoine financier est de 11 centimes quand on regarde en dessous de la médiane mais est nulle pour les ménages du décile le plus riche. Pour la résidence principale, l'effet richesse est toujours non linéaire avec le niveau de patrimoine mais d'ampleur moindre (respectivement de 1,1 à 0,7 centime). Les auteurs s'intéressent aussi à l'existence ou non d'un « canal du collatéral » traduisant le fait que les ménages hypothéquant leur logement seraient plus sensibles aux variations de prix des actifs, ce qui semble être le cas en France.

Une telle étude est particulièrement bienvenue dans un contexte de crise financière où les prix des actifs fluctuent très fortement. Elle fournit aussi des outils pour mieux évaluer l'impact, en matière de consommation et de croissance, de toute politique économique (monétaire ou fiscale) « jouant » sur la valeur du patrimoine. La prise en compte des hétérogénéités individuelles autorise enfin une analyse plus fine des conséquences des changements patrimoniaux sur la situation économique (« détresse financière », « pression financière », niveau des dépenses...) des différentes catégories de populations, notamment en termes de bien-être.

L'article de **Bertrand Garbinti et Pierre Lamarche** s'intéresse non plus à la consommation, mais à l'épargne des ménages. S'appuyant sur les mêmes données de l'enquête *Patrimoine* pour la consommation, les auteurs définissent l'épargne comme un résidu entre revenu disponible et consommation et apportent une contribution actualisée à un autre débat ancien entre les économistes keynésiens, qui considèrent l'épargne comme une fonction croissante du revenu, et les partisans de Friedman, pour qui les ménages lissent leur consommation sur le cycle de vie et consacrent une part constante de leur revenu permanent à l'épargne. Reprenant un cadre d'étude utilisé par Dynan, Skinner et Zeldes (2004), les auteurs s'appuient sur les données de l'enquête *Patrimoine* pour estimer de différentes manières un revenu permanent et tester l'hypothèse de constance du taux d'épargne. En particulier les informations rétrospectives relatives au passé professionnel des individus leur permettent de réemployer un mode de calcul initié sur les données des enquêtes *Patrimoine* antérieures par Lollivier et Verger (1999) pour calculer un revenu permanent en tenant compte du passé des individus.

Les auteurs concluent à la croissance des taux d'épargne en fonction du revenu permanent. Ce résultat est robuste à la méthode d'estimation employée, ainsi qu'à la définition même du taux d'épargne, et il confirme les précédentes études empiriques menées sur ce sujet sur données françaises. Dans un contexte où l'épargne est réalisée pour l'essentiel par les ménages les plus aisés (Insee, 2014), il apporte des éléments dans le débat fiscal et en particulier sur les aspects de régressivité d'un impôt sur la consommation. Par ailleurs, ce résultat constitue une indication parmi d'autres de la robustesse des résultats obtenus par les études empiriques pour différents pays. Le fait que ces études ne permettent pas de trancher le débat entre Keynes et Friedman n'est donc visiblement pas imputable à leurs fragilités méthodologiques. Il est plus probablement lié à l'hétérogénéité entre pays, et en particulier aux différences institutionnelles. Les choix de systèmes de retraite pourraient entre autres expliquer ces divergences et confirmer, si besoin en était, la nécessité de la prise en compte des effets institutionnels dans l'analyse des théories économiques.

Inégalités : générations et genre

La question des inégalités est déjà très présente dans ces deux premiers articles consacrés aux comportements d'épargne et de consommation puisqu'ils mettent l'accent sur l'hétérogénéité verticale de ces comportements, avec ses effets potentiels d'entretien ou d'amplification de ces inégalités de patrimoine. Cette question des inégalités est aussi abordée sous d'autres angles par les deux articles suivants.

Luc Arrondel, Bertrand Garbinti et André Masson partent d'un double constat empirique concernant les inégalités de patrimoine entre générations. Tout d'abord, la richesse est détenue surtout par les plus âgés : le patrimoine médian des 60-70 ans, par exemple, est deux fois supérieur à celui des 30-40 ans. Ensuite, compte tenu de l'allongement de la durée de la vie, les « jeunes » générations héritent de plus en plus tard (autour de 50 ans aujourd'hui). Se pose alors la question de l'opportunité d'accélérer ces transferts de richesses entre parents et enfants et des mesures incitatives pour rendre le capital plus mobile entre les générations. Mais ces incitations (fiscales notamment) sont-elles pertinentes d'un point de vue économique ? Répondre à cette question revient à s'interroger d'une part sur l'efficacité des mesures incitatives de la fiscalité sur les transmissions intergénérationnelles, d'autre part sur l'effet bénéfique de ces transferts de richesses pour l'économie.

Concernant tout d'abord l'efficacité des politiques fiscales, les séries historiques et les études statistiques montrent bien que les comportements de transmission y sont sensibles. Par ailleurs, les effets bénéfiques potentiels pour l'économie sont pluriels. Transférer du capital des vieux vers les jeunes pourrait être économiquement utile d'abord parce que ces derniers ont plus d'appétence pour les actifs risqués alors que leurs aînés privilégieraient plutôt les rentes : l'épargne irait davantage vers le secteur productif et l'investissement de long terme. Les jeunes générations étant supposées plus dispendieuses, les transferts permettraient également de relancer la consommation et donc de soutenir la croissance. Les jeunes subissant fréquemment des contraintes de liquidité sur le marché du crédit, détenir davantage de richesses lèverait en partie ces barrières à l'emprunt. Mais *a contrario*, l'effet des transmissions est-il toujours bénéfique sur le comportement des bénéficiaires ? Ou bien, par un effet « Carnegie » bien connu des économistes, ces transferts les incitent-ils à moins d'effort⁶ ? Dans leur étude, les auteurs s'intéressent plus particulièrement à l'impact des transmissions (précoces) sur deux facettes des comportements patrimoniaux des jeunes générations. Leur permettent-elles, d'une part, d'acheter plus fréquemment et plus rapidement leur résidence principale et, d'autre part, de créer plus facilement une entreprise ?

À partir des données de l'enquête *Patrimoine*, ils montrent que les ménages ayant reçu une donation ou un héritage sont susceptibles d'acheter plus rapidement leur résidence principale. Pour la création d'entreprise, l'effet de l'héritage n'est pas significatif tandis que celui de la donation l'est largement. De plus, lorsque les donations sont reçues aux âges jeunes, l'effet est plus important tant sur la probabilité d'acheter sa résidence principale que sur celle de créer ou reprendre une entreprise, ce qui tend à accréditer l'idée que ce sont les donations précoces qui sont le plus à encourager. Enfin, la hausse des prix immobiliers des années 2000 aurait renforcé le lien entre donation et achat du logement.

L'article de **Carole Bonnet, Alice Keogh et Benoit Rapoport** traite également d'inégalités, sous un aspect encore jamais abordé pour la France, à notre connaissance, celui des inégalités de patrimoine entre hommes et femmes. Que ce sujet ait moins attiré l'attention que les autres formes d'inégalités de genre se comprend relativement bien : le patrimoine reste dans un grand nombre de cas un bien collectif mutualisé au sein des couples, on s'attend donc à moins d'inégalités dans ce domaine que sur des variables totalement individualisables, telles que le salaire. Mais il y a *a minima* le problème des inégalités de patrimoine entre hommes et femmes qui ne vivent pas en couple. Par ailleurs, même au sein des couples mariés sous le régime par défaut de la communauté de biens, des inégalités de patrimoine entre conjoints peuvent résulter de l'accumulation de patrimoine avant l'entrée en union, ainsi que des héritages reçus en cours d'union par l'un ou l'autre des deux conjoints. De plus, ce régime par défaut cède de plus en plus la place au régime de la séparation de biens (voir dans cette même revue l'article récent de Frémeaux et Leturcq, 2013) et l'individualisation du patrimoine prévaut a fortiori pour les couples non-mariés.

L'enquête *Patrimoine* de 2010 mais aussi celle de 2004 permettent de quantifier les inégalités qui en résultent : l'écart de patrimoine brut moyen est de l'ordre de 15 % en faveur des hommes, surtout au profit du patrimoine financier. L'enquête permet aussi d'analyser

6. Andrew Carnegie, industriel et grand philanthrope (c'est lui qui a financé le célèbre Carnegie Hall) qui écrit dans son Évangile de la richesse « qu'il vaudrait mieux pour la race humaine que les millions des riches soient jetés à la mer au lieu qu'ils encouragent les fainéants, les ivrognes et les bons à rien ».

les déterminants de cet écart, pas seulement en moyenne, comme le ferait une décomposition classique, mais aussi aux différents quantiles de la distribution des patrimoines. Les inégalités de salaires et de position sur le marché du travail sont le plus gros facteur explicatif de ces écarts de patrimoine, on peut même dire qu'elles les « sur-exploquent » puisque la somme des autres facteurs joue en sens inverse, dont les caractéristiques démographiques et un fort résidu d'écart « inexpliqué » imputable aux facteurs non contrôlés par la décomposition. Parmi ces facteurs amortisseurs, deux seront à explorer plus avant par des travaux ultérieurs : (a) l'effet d'une éventuelle hétérogénéité des préférences qui pousserait les femmes à davantage épargner à caractéristiques données, ou à avoir des stratégies de placement s'avérant au final plus rémunératrices, tout du moins dans la situation conjoncturelle couverte par l'enquête et (b), bien entendu, l'effet de la mutualisation au sein des couples, si compensation il y a entre les positions des deux conjoints sur le marché du travail.

Choix patrimoniaux et retraite

Trois articles touchent au thème de l'épargne-retraite. L'article d'**Alexis Direr et Eric Yayi** d'abord, qui est par ailleurs le seul article de ce numéro à ne pas s'appuyer sur l'enquête *Patrimoine*. Les données analysées concernent la souscription de contrats Madelin auprès d'une grande compagnie d'assurances sur la période 2002-2009. Le champ analysé est donc limité puisqu'il s'agit de travailleurs indépendants, encore en période d'activité. Mais ces limites sont compensées par d'autres atouts qui s'avèrent complémentaires du type d'informations recueillies dans l'enquête *Patrimoine* : les données utilisées par Direr et Yayi étant de nature administrative, elles sont plus précises que les données déclaratives de l'enquête, et il s'agit de véritables données de panel qui ont l'avantage supplémentaire de couvrir un cycle boursier complet, de 2003 à 2011. Ces caractéristiques sont utilisées pour répondre à deux questions, celle de l'évolution des choix de portefeuille selon ce cycle boursier, et celle de l'évolution de ces mêmes choix selon l'âge, la panélisation des données permettant de mieux répondre à la question classique du partage entre effets d'âge et de génération. Le choix de portefeuille se réduit ici à l'arbitrage entre part de l'épargne placée sur des supports monétaires sans risque et part de l'épargne placée sur des supports risqués en unités de compte. Cet arbitrage s'opère une première fois à l'ouverture du contrat, et il peut ensuite évoluer au cours du temps. Vis-à-vis du cycle boursier, les auteurs trouvent que la sensibilité à la conjoncture s'exprime essentiellement au moment de la souscription et qu'elle est procyclique : les souscripteurs investissent plus massivement en unités de compte en phase haute du cycle boursier, ce qui va à l'encontre de la recherche du rendement maximal. L'effet de l'âge est plus conforme à ce que recommande généralement la théorie : les détenteurs de contrats Madelin tendent à réduire leur exposition au risque à l'approche de la retraite, mais ce mouvement de substitution reste plus faible qu'escompté.

Ces résultats tendent plutôt à alimenter l'idée d'un certain défaut de rationalité des choix financiers des ménages pouvant s'expliquer soit par le manque de culture financière générale, soit par une mauvaise perception des besoins d'accumulation individuelle. Ce thème a pris depuis plusieurs années une place importante dans la littérature consacrée aux comportements d'épargne. Il est également l'un des thèmes traités dans l'article suivant, de **Najat El Mekkaoui et Bérengère Legendre**, qui revient aux données de l'enquête *Patrimoine* pour s'intéresser là encore aux comportements d'épargne-retraite, mais en population générale et plutôt sous l'angle de la détention globale, qu'il s'agisse

d'assurance-vie ou de produits spécifiquement dédiés à la retraite. Ces derniers incluent à nouveau les contrats Madelin et d'autres produits plus anciens mais surtout les PERP et PERCO mis en place suite à la réforme des retraites de 2003, l'enquête *Patrimoine* de 2010 étant la première de la série à fournir des éléments sur la montée en charge de ces nouveaux dispositifs. De cette analyse ressort que les produits d'assurance-vie et d'épargne-retraite sont complémentaires plutôt que substituables : la détention des seconds s'accompagne aussi d'une forte détention des premiers. On retrouve par ailleurs les déterminants classiques : la détention croît avec l'âge, elle est plus forte chez les indépendants et aussi au sein des couples, en raison probablement d'un motif de protection du conjoint. La question de l'incidence de la culture financière ou du degré de perception des besoins d'épargne-retraite est traitée par deux biais : l'effet du niveau d'éducation, et celui de l'information dont disposent les individus sur leurs droits à retraite. Le niveau d'éducation a un effet positif sur la détention qui ne se limite pas à un effet de revenu, puisque le niveau de vie du ménage est contrôlé par ailleurs. L'effet de l'information sur les besoins d'épargne retraite est testé par des indicatrices du fait d'avoir bénéficié d'un relevé de carrière et d'une indicatrice du fait d'avoir bénéficié d'une estimation indicative de pension, ces deux types d'information concernant respectivement 10,49 % et 8,74 % des individus de l'échantillon. Ces deux variables contribuent significativement à la détention jointe d'épargne-retraite et d'assurance-vie, tout du moins lorsqu'on restreint cette dernière aux produits d'assurance-vie détenus pour motif de retraite. Même si ces résultats restent à confirmer, ils confirment l'importance du droit à l'information sur la retraite tel que garanti par la réforme de 2003 et encore renforcé par la réforme de 2014.

Comme l'article d'A. Direr et E. Yayi, le dernier article consacré à la retraite se centre à nouveau sur les indépendants. Il s'agit de l'article de **Jérôme Bourdieu, Benoît Rapoport et Muriel Roger**. La question est celle de l'impact du départ en retraite sur le niveau et la structure du patrimoine des indépendants. En principe, une analyse rigoureuse de cette question nécessiterait là encore des données de panel, ou éventuellement une approche en pseudo-panel combinant les coupes répétées fournies par les enquêtes successives. Des limites à la comparabilité de l'enquête 2010 et de l'enquête précédente n'ont pas permis aux auteurs d'adopter cette approche en pseudo-panel. Ils contournent la difficulté en se focalisant sur des tranches d'âge assez rapprochées, de part et d'autre du processus de départ en retraite, ce qui minimise l'impact des effets de génération. La question principale est celle du devenir du patrimoine professionnel. Est-il bien converti en d'autres types d'actifs qui contribueront ensuite au revenu des ménages concernés ? La réponse est positive pour les artisans, commerçants ou professions libérales : le niveau global de patrimoine varie peu entre individus proches de la retraite et individus qui viennent de la prendre et il y a bien conversion du patrimoine professionnel en un patrimoine privé de niveau presque identique. Tel n'est cependant pas le cas pour les agriculteurs, pour lesquels le patrimoine global chute assez significativement entre individus proches de la retraite et retraités récents. Des explications pourraient être des effets de conjoncture, ou une surévaluation de leur patrimoine professionnel par les agriculteurs qui n'ont pas encore cherché à le vendre. Mais les auteurs mettent surtout en avant une autre piste, très spécifique au secteur agricole : il s'agit du mécanisme du salaire différé auquel ont droit les descendants ou conjoints de descendants des exploitants agricoles lorsqu'ils ont travaillé gratuitement sur l'exploitation. Son versement intervient par défaut au décès de l'exploitant mais il peut aussi être anticipé et la liquidation du patrimoine agricole peut servir en partie à financer ce versement anticipé. Ce salaire différé est une forme de dette implicite non mesurée dans l'enquête qui réduit le patrimoine net

des agriculteurs encore en activité et qui ne l'ont pas soldée. Ce dispositif devrait perdre en importance dans le futur car le nombre d'actifs familiaux hors conjoints est en forte décroissance mais cet exemple rappelle, s'il le fallait, l'importance d'une connaissance fine des dispositifs institutionnels pour la bonne compréhension des constats statistiques sur les niveaux de patrimoine.

Comportements face au risque

Les deux articles qui concluent ce numéro portent sur les attitudes face aux risques, que l'analyse économique voit comme un paramètre particulièrement important des comportements d'épargne. Le premier, de **David Crainich, Louis Eeckhoudt et Véronique Flambard**, s'intéresse à une population qui n'est qu'assez rarement retenue par les travaux sur l'épargne et le patrimoine puisqu'il s'agit de la frange la moins favorisée, celle qui vit en dessous du seuil de pauvreté. La question est celle des facteurs expliquant leur plus ou moins grande exposition aux difficultés de paiement. La littérature se focalise à juste titre sur les déterminants externes de cette exposition aux difficultés de paiement : chocs professionnels, accidents de santé, événements familiaux... La présente étude examine le rôle d'une variable additionnelle propre à chaque individu, son plus ou moins grand degré d'aversion au risque. L'enquête permet cette analyse puisqu'elle comptabilise les ménages ayant connu des difficultés de paiement, et parce qu'elle permet une évaluation de cette aversion au risque fondée sur les réponses à un jeu de loteries hypothétiques proposées aux répondants. La relation causale entre ces deux variables est à double sens : une moindre aversion au risque peut conduire à se heurter plus fréquemment à des accidents de paiements, mais les accidents de paiement peuvent aussi modifier l'attitude face au risque. Les auteurs privilégient cependant le premier lien causal en arguant notamment que les attitudes face au risque ne sont apparemment pas influencées par les fluctuations de patrimoine qu'a connu le ménage depuis sa formation, qui sont également repérées dans l'enquête. Sous réserve de cette hypothèse sur le sens du lien causal, l'étude confirme que l'aversion au risque ou la prudence conduisent bien à davantage se prémunir contre les accidents de paiement. Les simulations dérivées du modèle montrent cependant qu'on a affaire à des populations qui, même prudentes, sont fortement exposées à ces difficultés de paiement.

Denis Fougère et Mathilde Poulhès se réintéressent, pour finir, à un problème de choix de portefeuille. Il s'agit de savoir en quoi la détention d'un capital immobilier affecte le reste des choix financiers. Ils distinguent un effet de richesse et un effet de risque immobilier. Un patrimoine immobilier élevé peut favoriser la prise de risques financiers, mais le patrimoine immobilier est lui-même un actif risqué et cette exposition au risque immobilier peut à l'inverse encourager à des comportements financiers plus prudents. Une façon de séparer les deux effets est de tester l'effet simultané de la richesse immobilière brute et de la même richesse nette des emprunts à rembourser. La première mesure l'exposition globale au risque immobilier, la seconde mesure l'effet de richesse proprement dit. Mais il subsiste un problème d'endogénéité car les richesses immobilières brutes et nettes dépendent des mêmes facteurs inobservés que les autres choix financiers. Ce problème d'endogénéité est résolu en instrumentant les niveaux de richesse immobilière brute et nette par les variations locales de prix de l'immobilier, les auteurs appariant données de l'enquête *Patrimoine* et indices de prix de l'immobilier des bases Notaires-Insee et Perval pour respectivement l'Île de France et les autres départements. Les estimations valident bien les attentes théoriques avec une détention

d'actifs financiers risqués qui répond positivement au niveau de la richesse immobilière nette et négativement au niveau de cette richesse brute. Ces résultats sont qualitativement cohérents avec ceux d'une évaluation similaire conduite sur données américaines, mais avec des effets de richesse nette bien plus importants que dans le cas américain, écart qui semble explicable par de plus forts coûts d'ajustement de la richesse immobilière dans le cas français.

L'avenir des enquêtes *Patrimoine*

Le précédent numéro spécial d'*Économie et Statistique* le rappelait, l'histoire des enquêtes sur le patrimoine en France bénéficie d'une profondeur désormais respectable, puisqu'elle remonte au moins jusqu'à 1986 (Arrondel, Masson, Verger, 2008). Depuis l'enquête *Actifs financiers* conduite cette année-là, les enquêtes ont conservé la même structure et les améliorations – substantielles – ont porté sur l'étendue du questionnaire, la couverture géographique, ou l'ingénierie statistique mise en œuvre.

Malgré leurs qualités, ces enquêtes ont toujours souffert de deux limites. D'une part, il s'agit d'enquêtes transversales. Elles réalisent la photographie à une date donnée de la distribution des patrimoines. Or l'accumulation patrimoniale est un processus dans lequel il faut replacer les choix patrimoniaux pour les comprendre entièrement. Les enquêtes *Patrimoine* existantes n'ont évidemment pas ignoré cette dimension fondamentale, s'efforçant de la saisir par un questionnaire rétrospectif assez développé. Il n'en reste pas moins que l'outil d'observation le plus approprié est bien celui d'une enquête en panel, qui suit les mêmes ménages (ou plutôt les mêmes individus, ce qui soulève d'autres questions) sur une durée adaptée à la temporalité des comportements patrimoniaux.

D'autre part, les enquêtes *Patrimoine* sont des opérations nationales. Elles n'observent que des comportements conditionnels à l'environnement institutionnel et réglementaire qui s'impose aux ménages résidant en France. C'est une limite, notamment pour l'identification des causes de ces comportements. En outre, même du seul point de vue descriptif, il est toujours dommage de ne pas pouvoir comparer les caractéristiques du patrimoine des ménages en France à celui de leurs homologues à l'étranger. L'enquête de 2010, conduite dans le cadre du *Household Finance and Consumption Network (HFCN)* a certes été un premier pas non négligeable mais encore imparfait, dans cette direction.

La nouvelle enquête *Patrimoine*, réalisée à la fin de cette année 2014, marque une avancée très importante sur ces deux fronts : volet français de l'enquête européenne HFCS, elle offrira une harmonisation des concepts et des méthodes suffisante pour une comparaison rigoureuse des distributions nationales du patrimoine entre les pays européens. Et, première vague d'un panel reconduit tous les trois ans, elle inaugure un dispositif qui devrait enfin permettre d'employer pour l'analyse des questions patrimoniales les ressources de l'économétrie de panel. On peut donc déjà donner rendez-vous au lecteur au prochain numéro spécial Patrimoine qu'*Économie et Statistique* publiera certainement dans quelques années.

BIBLIOGRAPHIE

Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2008), « Le patrimoine en France, état des lieux, historique et perspectives », *Économie et Statistique*, n° 417-418, pp. 2-25.

Arrondel L., Bachellerie A., Birouk O., Chaput H. et Savignac F. (2011), « Les comportements patrimoniaux des ménages en France : Évolutions et déterminants entre 2004 et 2010 », *Bulletin de la Banque de France*, n° 185, pp. 89-107.

Arrondel L. et Masson A. (2014), « Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise) ? », *Économie et Statistique*, n° 467-468, pp 5-49.

Berger K. et Lefebvre D. (2013), *Dynamiser l'épargne financière des ménages pour financer l'investissement et la compétitivité : rapport au premier ministre*, téléchargeable sur <http://www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/134000211/0000.pdf>

Chaput H., Luu Kim K-H., Salembier L., Solard J. (2011), « Les inégalités de patrimoine s'accroissent entre 2004 et 2010 », *Insee Première*, n° 1380.

Cochrane, J.H. (2014), « Why and how we care about inequality », téléchargeable sur <http://johnhcochrane.blogspot.fr/2014/09/why-and-how-we-care-about-inequality.html#more>.

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

Frémeaux N. et Leturcq M. (2013), « Plus ou moins mariés : l'évolution du mariage et des régimes matrimoniaux en France », *Économie et Statistique*, n° 462-463, pp. 125-151.

Insee (2012, 2013 et 2014), *Les revenus et le patrimoine des ménages*, Insee Références.

Kennickell A.B. (1998), « List Sample Design for the 1998 Survey of Consumer Finances », *Working Paper*, Board of Governors of the Federal Reserve Board.

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

Masson A. et Verger D. (1996), « Présentation générale », *Économie et Statistique*, n° 296-297, pp. 3-11.

OCDE (2009), *Panorama des pensions 2009. Les systèmes de retraites dans les pays de l'OCDE*, OCDE.

Piketty, T. (2013), *Le capital au XXI^e siècle*, Les livres du nouveau monde, Ed. du Seuil, Paris.

Pinçon M. et Pinçon-Charlot M. (2006), *Grandes Fortunes. Dynasties familiales et formes de richesse en France*, Paris, Payot.

Consommation et patrimoine des ménages : au-delà du débat macroéconomique...

Luc Arrondel *, Pierre Lamarche ** et Frédérique Savignac ***

L'impact de la valeur du patrimoine sur la consommation des ménages est en général étudié au niveau macroéconomique. L'analyse de cet effet richesse est particulièrement importante pour la politique économique dans le contexte récent de forte valorisation des actifs. Sur données agrégées, les estimations pour la France montrent qu'un euro de patrimoine supplémentaire entraînerait une augmentation de la consommation de 0,8 centime à 1 centime d'euro, cet effet s'avérant plus important pour le patrimoine financier que pour l'immobilier.

Notre étude utilise les données de l'enquête *Patrimoine* 2010 pour évaluer ce même lien à partir de données individuelles. Elle s'appuie sur les différences de composition et de niveau de patrimoine pour identifier des hétérogénéités dans le comportement de consommation.

Les résultats confirment que la propension marginale à consommer la richesse est globalement faible, de 0,5 centime d'euro par euro de richesse supplémentaire. Elle dépend cependant de la nature des actifs et présente de fortes non-linéarités le long de l'échelle des patrimoines. Ainsi, la propension marginale à consommer la richesse financière est de plus de 11 centimes par euro de richesse additionnelle pour les ménages dont le patrimoine net est inférieur à la médiane, alors qu'elle est nulle pour les ménages du décile le plus riche. Cet effet richesse est nettement moins élevé pour la résidence principale : 1,1 centime pour les patrimoines nets inférieurs à la médiane et 0,7 centime pour le décile le plus riche. Compte tenu de la concentration des patrimoines, l'effet richesse moyen reflète principalement le comportement des ménages les plus riches. Mais l'effet plus marqué qu'on observe pour les ménages moins aisés est un résultat à prendre en compte par les politiques monétaires et fiscales. Ces politiques n'auront pas le même impact sur la demande et la croissance selon les catégories d'actifs et les catégories de ménages qu'elles affecteront le plus.

Rappel :

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

* CNRS-Paris School of Economics et Banque de France.

** Banque Centrale Européenne. Au moment de la rédaction de l'article, l'auteur travaillait à la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de l'Insee.

*** Banque de France.

Remerciements : Les auteurs remercient chaleureusement Kévin Tracol pour sa contribution à la version préliminaire de l'étude. Celle-ci a également bénéficié des commentaires de Valérie Chauvin, Thomas Crossley, Tullio Jappelli, Bertrand Garbinti, Thierry Kamionka, Claire Labonne, Hervé Le Bihan, Henri Fraise, Jirka Slacalek, Henri Sterdyniak et des participants à la conférence Households' Saving and Portfolio Choices organisée par la Banque de France en 2011, du séminaire de recherche du réseau Household Finance and Consumption de l'Eurosystème, des séminaires DSDS et DESE et du groupe d'exploitation de l'enquête Patrimoine mis en place par l'Insee. Les remarques de deux rapporteurs anonymes ont permis d'améliorer le texte initial. Ce travail reflète les idées personnelles de leurs auteurs et n'exprime pas nécessairement la position de la Banque de France ni celle de la Banque Centrale Européenne.

Les débats macroéconomiques des années cinquante sur la fonction de consommation et leurs implications en matière de croissance figurent dans tous les manuels d'économie. Critiquant la théorie keynésienne reliant les dépenses des ménages à leur seul revenu courant, Friedman (1957) d'un côté, Modigliani et ses co-auteurs de l'autre (Modigliani et Brumberg, 1954 ; Ando et Modigliani, 1963), proposèrent presque simultanément deux cadres d'analyse pour rendre compte de comportements qui ne sont plus « myopes » mais prévoyants, avec des ménages planifiant leur consommation à long terme. La variable clé pour expliquer la consommation des agents économiques cesse d'être le revenu courant. Elle est remplacée par le revenu permanent chez l'économiste de Chicago, et par les ressources globales, revenus (présent et futurs) et patrimoine, chez le père de la théorie du cycle de vie.

En introduisant simultanément le revenu (du travail) et le patrimoine dans l'équation de consommation des modèles macro-économétriques, on est amené à estimer non seulement une propension marginale des ménages à consommer leur revenu mais également une *propension marginale à consommer leur richesse* (Modigliani, 1975). En effet, dans le modèle de Modigliani, l'accumulation patrimoniale permet de lisser ses dépenses sur le cycle de vie (*consumption smoothing*), pour notamment financer la consommation de sa retraite. Dans ce contexte, des variations *non anticipées* de richesse auront des répercussions sur la consommation, et ce d'autant plus importantes que les variations seront permanentes plutôt que transitoires.

Les estimations sur données macroéconomiques de cet effet de richesse sur la consommation sont légion. Aux États-Unis ces travaux concluent à une propension marginale à consommer la richesse de l'ordre de 5 cents pour un dollar de patrimoine supplémentaire (cf. par exemple Muellbauer, 2010, Carroll *et al.*, 2011, Aron *et al.*, 2012). Les travaux sur données françaises suggèrent des effets richesse d'une ampleur plus limitée : un accroissement du patrimoine des ménages de 1 euro se traduit par une consommation annuelle supplémentaire de l'ordre de 0,8 centime à 1 centime d'euro (cf. par exemple Chauvin et Damette, 2010, Slacalek, 2009).

Ces estimations sur données macroéconomiques ont cependant fait l'objet de plusieurs critiques d'ordre technique liées principalement aux hétérogénéités de comportements des ménages. Elles reposent en particulier sur

l'hypothèse d'un agent représentatif (Cooper et Dynan, 2014).

Les travaux sur données individuelles qui exploitent des enquêtes sur la consommation appariées avec des données de prix ou des enquêtes centrées sur le patrimoine des ménages incluant des informations sur leur consommation visent à répondre à ces critiques (voir plus loin pour une recension de ces travaux). En particulier, les enquêtes sur le patrimoine en coupe instantanée disposant de données sur la consommation permettent de mesurer l'effet du patrimoine sur les dépenses en estimant, toutes choses égales par ailleurs (mêmes âge, préférences et revenu permanent) la propension marginale à consommer la richesse, comme cela a déjà été mis en œuvre par Bover (2005) et Paiella (2007) respectivement sur données espagnoles et italiennes. L'estimation de la propension marginale à consommer la richesse repose sur le principe que deux individus ne se différenciant que par leur niveau de richesse n'auront pas les mêmes dépenses de consommation : une fois l'hétérogénéité des individus liée à la fois aux préférences, au revenu permanent et à l'âge prise en compte, l'effet des écarts résiduels de richesse sur les comportements de consommation peut s'interpréter comme celui de gains involontaires et non anticipés.

En s'appuyant sur les données de l'enquête *Patrimoine 2010*, cet article suit cette voie et propose des estimations microéconomiques de la propension marginale à consommer la richesse qui sont les premières de ce type sur données françaises. En effet, outre les informations détaillées sur le patrimoine des ménages, cette enquête recense des informations quantitatives sur la consommation qui, appariées à l'enquête *Budget de Famille*, permettent d'en obtenir une mesure fiable. Mais cette enquête nous permet d'aller plus loin dans l'analyse de la consommation en différenciant les comportements des ménages selon leur position dans l'échelle des patrimoines et la composition de leur richesse.

Les patrimoines des ménages sont en effet très fortement concentrés dans le haut de la distribution puisque les ménages du dernier décile de patrimoine net détiennent 48% de l'ensemble des actifs des ménages (cf. tableau 1). De plus, la composition de ces patrimoines varie avec le niveau de richesse. Il faut attendre le décile supérieur pour observer des patrimoines diversifiés où la part du logement principal représente moins de la moitié de l'ensemble des

actifs du ménage. Dans le centile supérieur, on constate d'ailleurs que la fortune est détenue en quatre parts plus ou moins identiques entre les quatre types d'actifs envisagés. En dessous de la médiane, mis à part quelques propriétaires, la richesse est surtout constituée de placements financiers et des autres actifs (en particulier biens mobiliers, biens durables, matériel professionnel, etc.).

La première partie de l'article est consacrée à un court rappel théorique pour poser les fondements de notre analyse empirique. On propose ensuite un tour d'horizon de la littérature empirique ayant cherché à mesurer les effets richesse, et plus particulièrement à partir de données individuelles. Nous détaillons ensuite la procédure d'imputation de la consommation des ménages dans l'enquête *Patrimoine* à partir de l'enquête *Budget de Famille* avant de procéder à l'estimation de la propension marginale à consommer la richesse. Plusieurs spécifications sont analysées. *In fine*, notre modèle empirique tient compte de la place des ménages dans la hiérarchie des patrimoines et de leur composition.

Quel lien entre consommation et richesse ?

Le lien entre consommation et richesse trouve son origine dans les travaux de Modigliani dans les années 50. Ce cadre théorique a connu de nombreuses extensions par la suite.

Les origines

Selon l'hypothèse du cycle de vie (Modigliani et Brumberg, 1954), l'accumulation du patrimoine est le moyen pour les individus de transférer du pouvoir d'achat dans le temps (consommation différée) et ainsi de lisser leur consommation sur l'ensemble de leur vie. La version de base de ce modèle suppose un monde certain et parfait, un seul actif patrimonial ainsi que l'homothétie des préférences individuelles. Dans ce cadre, la *propension marginale à consommer la richesse* est une simple fonction de la durée de vie (T), du taux d'intérêt (r), de la préférence pour le présent (δ) et du paramètre de la fonction d'utilité traduisant les préférences de consommation (u). La consommation *présente* d'un individu d'âge a est de la forme (cf. Masson, 1988) :

$$C_a = k(r; T - a, \delta, u)[E_a + W_a] \quad (1)$$

où W_a désigne le niveau de patrimoine détenu à l'âge a , E_a la valeur de son capital humain correspondant à la somme actualisée (à l'âge a) de ses revenus du travail, présents et futurs. La consommation présente est proportionnelle à la richesse *totale* de l'individu, humaine et non humaine, proportionnalité traduisant le fait que l'épargne n'est pas un bien de luxe.

Pour illustrer leur modèle, Modigliani et Brumberg (1954) prennent le cas le plus simple où le ménage consomme la totalité de ses revenus de cycle de vie (considérés constants jusqu'à la retraite), avec $r = \delta = 0$ et une fonction d'utilité logarithmique. La consommation est

Tableau 1
Concentration et hétérogénéité des patrimoines des ménages selon le niveau de richesse

Percentiles de patrimoine net	Patrimoine brut moyen (en euros)	Patrimoine net moyen (en euros)	Part du patrimoine brut détenue (en %)	Actifs et endettement rapportés au patrimoine brut (ratios moyens)				
				Patrimoine Financier	Logement principal	Autres immobiliers (hors professionnel)	Autres actifs	Dettes
0-25	9 700	-700	0,5	0,61	0,00	0,00	0,39	0,15
25-50	76 100	49 400	6,5	0,34	0,36	0,05	0,25	0,13
50-70	208 500	174 400	16,1	0,16	0,66	0,05	0,13	0,16
70-90	370 800	340 200	28,9	0,15	0,6	0,09	0,16	0,12
90-99	876 200	812 600	30,8	0,17	0,44	0,22	0,17	0,1
99-100	4 486 200	4 256 200	17,2	0,26	0,22	0,26	0,27	0,07
Ensemble	259 000	229 300	100,0	0,20	0,48	0,14	0,18	0,12

Lecture : en moyenne, le patrimoine net (resp. brut) des ménages situés dans le deuxième quartile de la distribution des patrimoines nets est de 49 400 euros (resp. 76 100 euros). Ces ménages détiennent 6,5 % de l'ensemble du patrimoine brut des ménages. En moyenne, les actifs de ces ménages sont composés à 34 % d'actifs financiers, 36 % par la valeur de la résidence principale, à 5% d'autres actifs immobiliers et à 25 % d'autres actifs (biens mobiliers, biens durables). Cf. encadré 4 pour la définition précise des catégories d'actifs. Les dettes (capital restant dû) représentent 13 % de la valeur des actifs de ces ménages.

Champ : ensemble de la population.

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

alors constante dans le temps, égale au revenu permanent, simple moyenne temporelle des revenus. À l'âge a , le montant de la consommation s'écrit :

$$C_a = 1/(T-a)[E_a + W_a] \quad (1)'$$

Dans ce cas très simple, la propension marginale à consommer la richesse (ou effet richesse) correspond simplement à l'inverse de l'horizon décisionnel du ménage.

Théoriquement, tout changement *anticipé* de la valeur des actifs est déjà intégré dans les comportements de consommation. Par contre, un choc *non anticipé* modifiant la valeur de la richesse aura des répercussions sur les comportements de consommation fonction de la valeur de k . L'ampleur de cet effet dépendra encore de la nature du choc, *transitoire* ou *permanente* : des variations transitoires de prix auront moins d'impact sur les dépenses du ménage.

Les extensions

Dans ce modèle de base, le lissage de la consommation sur le cycle de vie (par prévoyance) constitue la seule motivation pour l'épargne. D'autres motifs peuvent être envisagés : la précaution pour se prémunir contre les aléas futurs (du revenu, de la durée de vie, etc.) et la transmission du patrimoine aux générations futures. Ces motifs sont tous deux susceptibles d'amoin-drir la propension marginale à consommer la richesse (Poterba, 2000).

De plus, les motifs de précaution et de transmission ont des effets différenciés selon le niveau de richesse des individus. En effet Carroll et Kimball (1996) ont montré que si la « prudence » du ménage est décroissante avec ses ressources (le besoin de précaution étant alors moindre pour les plus aisés), la fonction de consommation est concave avec le niveau du patrimoine¹. Concernant le motif de transmission, Menchik et David (1983) ont établi que le legs est un bien de luxe, c'est à dire que son montant varie plus que proportionnellement avec le niveau de richesse. Les motifs de précaution et de transmission sont ainsi susceptibles d'induire une propension marginale à consommer la richesse plus faible pour les individus situés en haut de la distribution des patrimoines (Dynan *et al.*, 2004).

Par ailleurs, l'existence de contraintes d'endettement empêchant d'ajuster librement le profil

de consommation au profil de revenus est également susceptible d'influencer le comportement de consommation des ménages contraints selon leur situation :

- les ménages fortement contraints épargnent peu et détiennent un patrimoine uniquement pour des motifs de précaution. Comme ils désirent consommer plus que leurs revenus, la propension marginale à consommer un gain non anticipé (*windfall gain*) devrait être proche de l'unité ;

- les ménages contraints qui désirent accéder à la propriété doivent se constituer un apport personnel par l'épargne (besoin de liquidité). Une hausse des prix immobiliers rendra leur accès au marché du crédit plus difficile et les incite à épargner davantage. Leur propension marginale à consommer la richesse sera donc plus faible.

Quelles valeurs pour la propension marginale à consommer la richesse ?

À ce stade, il peut être utile pour l'analyse empirique envisagée de cerner les valeurs possibles de cet effet richesse en fonction des différentes hypothèses retenues. Cet exercice de simulation a été réalisé par Altissimo *et al.* (2005). À partir de différents scénarii (taux d'intérêt, durée de l'horizon décisionnel, préférences de l'épargnant vis-à-vis du risque et du temps, incertitude sur les revenus futurs, etc.), ils évaluent des valeurs admissibles pour la propension à consommer la richesse selon l'hypothèse du cycle de vie qui varient de 3 à 10 centimes pour 1 euro de richesse supplémentaire². Mais ces valeurs « théoriques » sont encore susceptibles d'être influencées par d'autres facteurs tels que la nature des chocs de richesse ou encore le type d'actifs détenus.

Brève revue de la littérature empirique

Si l'évolution récente des patrimoines et de la consommation ne semblent pas, à première vue, indiquer de lien particulier (cf. encadré 1

1. La prudence de l'épargnant est définie à partir des dérivées troisième et seconde de son utilité instantanée ($-u'''/u''$). Si elle est positive ($u''' > 0$), alors l'individu épargnera davantage par précaution s'il est confronté à un risque exogène.

2. Si, comme dans le modèle keynésien, le ménage est myope, la propension marginale à consommer des ressources supplémentaires sera beaucoup plus élevée (proche de l'unité). C'est le phénomène qualifié d'« excess volatility » (Deaton, 1992).

Encadré 1

ÉPARGNE ET PATRIMOINE EN FRANCE DEPUIS 15 ANS

Les années récentes ont marqué profondément le patrimoine des ménages en France, comme l'illustre le tableau ci-dessous à partir des données de la comptabilité nationale. Mais, alors que le patrimoine des ménages a fortement augmenté en raison principalement de la hausse des prix immobiliers, il semble que les ménages n'aient pas modifié sensiblement leurs

comportements d'épargne. N'y aurait-il donc pas d'effet richesse en France, les ménages n'étant pas sensibles à la valorisation des actifs ? La réponse à cette question n'est pas immédiate. En fait, les données macroéconomiques cachent de nombreux comportements que seules des enquêtes individuelles, comme celles que nous utilisons dans cet article, peuvent éclairer.

Tableau
Évolutions des ratios de patrimoine sur revenu et du taux d'endettement des ménages entre 1996 et 2010

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Rapport <i>Patrimoine net/ Revenu</i>	4,7	4,8	5,0	5,4	5,7	5,6	5,7	6,1	6,8	7,3	7,9	8,0	7,4	7,1	7,6
Rapport <i>Patrimoine financier/revenu</i>	2,4	2,5	2,6	2,9	2,9	2,7	2,6	2,6	2,8	2,9	3,1	3,1	2,8	2,9	3,0
Rapport <i>Patrimoine Immobilier/revenu</i>	3,0	3,0	3,0	3,2	3,5	3,6	3,8	4,2	4,8	5,3	5,7	5,8	5,5	5,2	5,5
Rapport <i>Patrimoine endettement/revenu</i>	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7	0,8	0,8	0,9	0,9	0,9	0,9	1,0
Taux d'épargne global	14,8	15,8	15,2	14,6	14,4	15,0	16,3	15,3	15,7	14,7	14,9	15,4	15,5	16,4	15,9
Taux d'épargne financier	6,1	7,3	6,6	5,8	6,1	6,3	7,6	6,2	6,1	4,9	4,9	5,0	5,0	7,4	7,0

Lecture : le revenu considéré est le revenu brut disponible.

Source : Comptabilité nationale.

Alors que le revenu a connu une évolution continue et modérée entre 1996 et 2010 (+3,7 % en moyenne annuelle), le patrimoine des Français a augmenté parallèlement de 165 %, accroissant sa valeur de près de 7 000 milliards d'euros. Les ménages ont vu ainsi leurs avoirs augmenter de près de 215 000 euros en moyenne. En conséquence, le rapport patrimoine net/revenu disponible est passé de 4,7 en 1996 à 8,0 en 2007. Cet enrichissement n'a cependant pas eu de conséquences sur le taux d'épargne des ménages qui, sur la même période, a toujours oscillé entre 14,5 % et 16,5 % avec une composante financière variant de 4,9 % à 7,6 %. Au vu de ces faits stylisés, la forte progression du patrimoine n'aurait semble-t-il pas eu d'impact macroéconomique sur la part de la consommation des ménages dans leur revenu. La décomposition de cette évolution nous fournit une première explication.

Le graphique ci-dessous montre que la valorisation des actifs immobiliers est la principale raison de la croissance des patrimoines : +150 % sur la période ; l'effet des prix des actifs boursiers est beaucoup moins tranché. Sur la période 1997-2003 (juste avant et après la bulle internet), Girardot et Marionnet (2007) montrent que l'augmentation du patrimoine global (+ 64 %) peut se décomposer comme suit : 61 point de cette croissance sont dus à la hausse des prix immobiliers, 17 aux flux d'investissement immobiliers, 21 aux flux annuels de placements financiers et 1 à l'appréciation des actifs financiers. En considérant les

évolutions récentes, Lamarche et Salembier (2012) confirment que la valeur du patrimoine immobilier (à stock de logements constant) a doublé entre 1998 et 2010 (+ 102 %). De ce fait, l'enrichissement patrimonial des 15 dernières années a concerné principalement les propriétaires de logements : le rapport patrimoine immobilier sur revenu est passé de 2,98 en 1996 à 5,84 en 2007 (cf. tableau ci-dessus) juste avant la chute de *Lehman Brother* alors que dans le même temps, le rapport patrimoine financier sur revenu n'a augmenté que de 2,36 à 3,07.

Néanmoins, si l'on en juge par les taux d'épargne, la bulle immobilière n'aurait eu que peu de répercussions sur la consommation des ménages. Ce lien entre prix des logements et dépenses est un sujet très débattu dans la littérature (Cooper et Dynan, 2014). L'effet richesse (positif) pour les ménages propriétaires dû à la valorisation de l'immobilier est susceptible d'être contrebalancé par deux autres effets. L'augmentation du prix des logements entraîne parallèlement une hausse des dépenses liées à l'habitat qui influence négativement les autres consommations et ceci aussi bien pour les propriétaires que les locataires. Par ailleurs, l'accession à la propriété étant plus onéreuse, les locataires désirent devenir propriétaires peuvent être incités à épargner davantage pour constituer l'apport personnel. Enfin, les ménages propriétaires souhaitant rester dans leur logement tout au long de leur vie n'ont aucune raison de modifier leur plan de consommation. Au niveau macroéconomique, l'effet



dans le cas de la France), les travaux empiriques tendent à mettre en évidence une corrélation positive entre consommation et patrimoine, que ce soit sur données agrégées ou sur données individuelles (cf. tableau 2). Comme on l'a vu, l'ampleur de cette corrélation est susceptible de varier en fonction de plusieurs facteurs : nature des chocs (permanent vs. transitoire), niveau de patrimoine du ménage, composition de la richesse (financière vs. immobilière), anticipations sur l'évolution des prix (Cooper et Dynan, 2014).

Des effets richesse qui dépendent de la nature des chocs...

La littérature empirique montre que l'impact des variations de richesse sur la consommation dépend de la nature transitoire ou permanente des chocs. Ainsi, Lettau et Ludvigson (2004) ont mis en évidence qu'aux États-Unis, seuls

les pertes ou les gains de richesse qualifiés de permanents ont un effet sur la consommation agrégée. Les résultats de Contreras et Nichols (2010) sur données individuelles vont également dans ce sens, puisqu'ils trouvent que les effets de richesse liés aux prix des actifs immobiliers dépendent de la persistance temporelle et de la variance des chocs. Des travaux se sont également attachés à examiner s'il y avait une asymétrie des réponses aux pertes ou aux gains de richesse. Les conclusions sont toutefois ambiguës. Aspergis et Miller (2006) concluent qu'aux États-Unis, les chocs sur le marché boursier affectent plus fortement la consommation lorsqu'ils sont négatifs que lorsqu'ils sont positifs. De leur côté, Marquez *et al.* (2013) mettent en évidence des asymétries de réaction de la consommation dont l'ampleur et le sens dépendent de la nature des actifs touchés (immobilier ou financier) dans le cas du Royaume-Uni. Pour la France, Arrondel *et al.* (2014) trouvent également des réponses

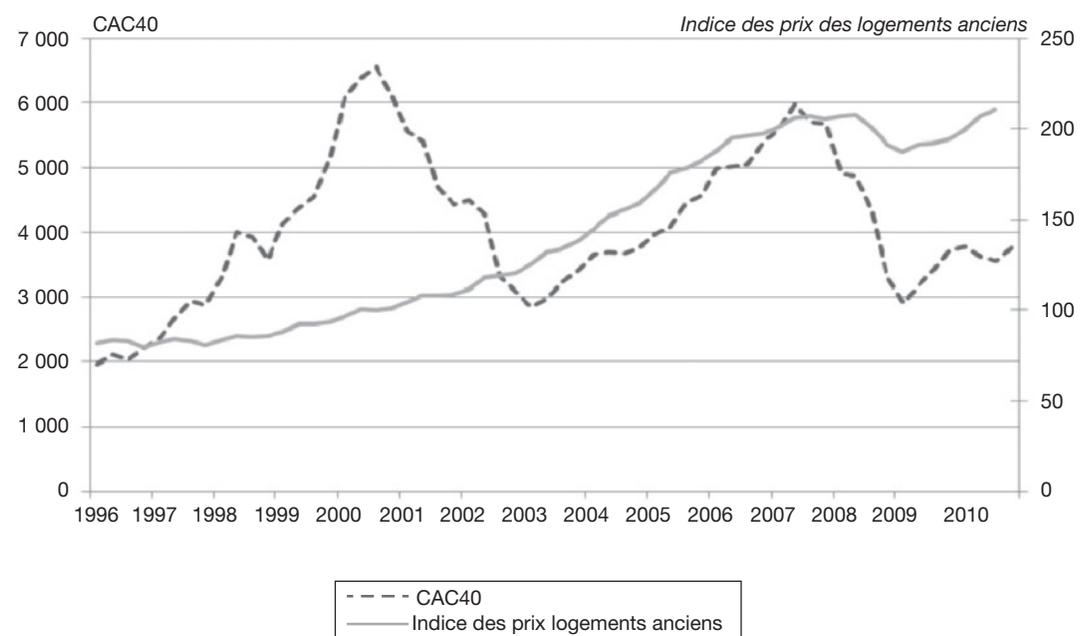
Encadré 1 (suite)

richesse sera positif uniquement si le supplément de consommation des propriétaires l'emporte sur la baisse de consommation des locataires et des accé-

dants, ce qui ne semble pas avoir été le cas. C'est pour aider à décomposer ces différents effets qu'il est intéressant d'exploiter des données individuelles.

Graphique

Évolution de l'indice du CAC40 et des prix de l'immobilier entre 1996 et 2010



Source : indices des prix des logements anciens - France métropolitaine (Insee) ; Euronext.

asymétriques en fonction de la nature des chocs subis (gains vs pertes). Mais là encore, le sens

de l'asymétrie de la réaction est variable, en particulier selon les postes de consommation.

Tableau 2
Résultats de la littérature empirique sur données individuelles

A-Estimations à partir de données de patrimoine

Référence	Pays/Données	Période	Variable de consommation	Variable de richesse/Prix	Modélisation	Résultats
Arrondel <i>et al.</i> (2013)	France – Pater	2009	Plans de consommations	Gains/pertes immobilière et financière	Modèle qualitatif	Effets significatifs : Immobiliers, financiers et anticipations
Bostic <i>et al.</i> (2009)	États-Unis-SCF-CES	1989-2001	Consommation totale Consommation durable	Résidence principale Autre immobilier Patrimoine financier	Élasticité	Résidence principale : 0,04-0,06 Autre immobilier : 0,004 à 0,008 Financier : 0,018 à 0,024
Bover (2005)	Espagne-EFF	2002	Plusieurs périmètres considérés (Alimentation, non durable, durable et véhicules)	Patrimoine immobilier Patrimoine financier	Propension marginale	Immobilier : 0,02 Financier : n.s.
Guiso <i>et al.</i> (2006)	Italie-SHIW	1991-2002	Consommation non durable	Patrimoine net total Patrimoine immobilier net Patrimoine financier net	Propension marginale	Total : 0,02 Immobilier : 0,02 Financier : 0,04
Juster <i>et al.</i> (2006)	États-Unis	1984-1989	Achats d'actifs nets	Gains/pertes en capital (immobiliers, actions)	Propension marginale	Total : 0,03 Immobilier : n.s Financier : 0,19
Paiella (2007)	Italie-SHIW	1991-2002	Consommation non durable	Patrimoine net total Patrimoine immobilier net Patrimoine financier net	Propension marginale	Total : 0,04 Immobilier : 0,02 Financier : 0,09
Sierminska et Takhtamanova (2007)	Canada, Finlande, Italie -LWS	Canada 1999, Finlande 1998, Italie 2002	Consommation non durable	Patrimoine immobilier Patrimoine financier	Élasticité	Finlande : Immobilier : 0,02 Financier : 0,07 Italie : Immobilier : 0,04 Financier : 0,11

B-Estimations à partir d'indices de prix

Référence	Pays/Données	Période	Variable de consommation	Variable de richesse/Prix	Modélisation	Résultats
Attanasio <i>et al.</i> (2009)	Grande-Bretagne-FES	1978-2001	Consommation durable et non durable (hors logement car non collecté)	Indice des prix immobiliers régionaux	Élasticité	Facteurs communs (anticipations) expliqueraient la corrélation (pas d'interprétation en termes d'effet de richesse direct
Browning, Gortz et Leth-Petersen (2013)	Danemark	1987-1996	Consommation totale	Indice des prix immobiliers locaux	Élasticité	0,08
Campbell et Cocco (2007)	Grande-Bretagne-FES	1988-2000	Consommation non durable	Indice des prix immobiliers régionaux	Élasticité	Prix immobiliers : 1,2
Disney <i>et al.</i> (2010)	Grande-Bretagne-BHPS	1994-2003	Épargne « active »	Indice des prix immobiliers régionaux	Élasticité	Élasticité aux prix immobiliers : 0,3
Dynan et Maki (2001)	États-Unis-CES	1983-1999	Consommation non durable	Indice boursier	Propension marginale	Gains financiers: entre 0,05 et 0,15

n.s. : non significativement différent de zéro
 EFF : Enquête Patrimoine de la Banque d'Espagne
 SHIW : Enquête Patrimoine de la Banque d'Italie
 SCF : Survey of Consumer Finances
 CES : Consumer Expenditure Survey
 FES : Family Expenditure Survey- Enquête sur la consommation
 BHPS : British Household Panel Survey (BHPS)
 LWS : Luxembourg Wealth Study

...qui diminuent avec le niveau de patrimoine...

Sur données américaines, Dynan et Maki (2001) obtiennent un effet richesse décroissant avec le niveau de patrimoine : les ménages ajustent d'autant moins leur consommation aux gains boursiers que leur portefeuille est important. À partir des données qualitatives de l'enquête *Pater*, Arrondel *et al.* (2014) obtiennent des résultats similaires, les effets richesse apparaissant, même non significatifs, dans le haut de la distribution. Ces éléments empiriques vont ainsi dans le sens d'une propension marginale à consommer la richesse décroissante avec le niveau de patrimoine.

... et qui varient selon la nature de la richesse

De nombreux éléments présentés précédemment suggèrent que les effets richesse peuvent être différents selon la nature de la richesse, selon qu'il s'agit d'actifs financiers ou de biens immobiliers.

Les effets de prix des biens immobiliers sur la consommation sont plus complexes à mettre en évidence que ceux des actifs financiers, du fait de la nature duale des logements (consommation et investissement). En effet, l'immobilier permet de satisfaire des besoins de consommation de logement dont le coût est positivement affecté par la croissance des prix immobiliers, que le ménage soit propriétaire ou locataire. Cet effet peut donc induire une substitution avec les autres dépenses (effet de richesse négatif). De par la nature d'actif patrimonial du logement, les propriétaires bénéficient d'une valorisation qui peut les amener à accroître leur consommation, que les gains soient effectivement réalisés ou non. L'effet total de richesse immobilière résulte de la combinaison de ces deux effets. De plus, pour les propriétaires, l'effet richesse peut être renforcé s'il est possible d'hypothéquer sa résidence pour obtenir des crédits à la consommation. La valorisation des actifs immobiliers peut ainsi stimuler la consommation *via* un effet *direct* mais aussi renforcer la capacité d'emprunts des ménages propriétaires (canal *indirect* du collatéral).³

Les travaux empiriques concluent bien à des effets richesse différenciés selon la nature des actifs considérés (pour une revue de la littérature des travaux sur séries temporelles, voir Chauvin et Damette, 2010). Plusieurs travaux

récents se sont ainsi focalisés sur l'analyse empirique des effets des prix immobiliers sur la consommation à partir de données agrégées ou de données individuelles de consommation appariées avec des indices de prix immobiliers régionaux. Si ces analyses mettent en évidence l'existence d'une corrélation positive entre consommation et prix immobiliers (Lettau et Ludvigson, 2004 ; Carroll *et al.*, 2011), l'importance et l'interprétation de cet effet sont largement débattues (Calomiris *et al.*, 2009 ; Attanasio *et al.*, 2011 ; Carroll *et al.*, 2011 ; Browning *et al.*, 2013). Pour un même pays, les estimations sont ainsi particulièrement sensibles à la période d'estimation et à la spécification du modèle (Cristini et Sevilla Sanz, 2011).

Néanmoins, la majorité des études concluent à une propension à consommer la richesse financière supérieure à celle de l'immobilier.

Le rôle des anticipations : le « canal de confiance »

Plusieurs auteurs soulignent enfin que l'effet de richesse obtenu sur données agrégées pourrait ne pas refléter nécessairement un effet direct, faute d'un contrôle suffisant des préférences ou anticipations des ménages (cf. King, 1990 ; Poterba, 2000 ; Attanasio *et al.*, 2009 ; Calomiris *et al.*, 2009 ; Carroll *et al.*, 2011). Une corrélation entre consommation et richesse établie en ne contrôlant que du revenu courant, peut en effet être fallacieuse si les évolutions du prix des actifs affectent le revenu permanent des ménages par l'intermédiaire de leurs anticipations de revenus : sur des marchés haussiers, des ménages optimistes (« confiants ») pourraient ainsi réviser leurs anticipations à la hausse et, pour cette raison, augmenter leurs dépenses de consommation⁴. Ce canal de transmission du prix des actifs à la consommation *via* les anticipations est connu dans la littérature sous le nom de *canal de confiance* (« *confidence channel* », voir Poterba, 2000, et Fenz et Fessler, 2008).

3. La libéralisation des marchés du crédit et le développement des crédits hypothécaires sont ainsi susceptibles de favoriser ce canal de transmission des prix immobiliers à la consommation via le rôle de garantie des actifs immobiliers (Aron *et al.*, 2012 ; Attanasio *et al.*, 2011 ; Buiter, 2010 ; Muellbauer, 2010).

4. Attanasio *et al.* (2009) mettent ainsi en évidence le fait que la consommation des jeunes est plus sensible à l'évolution des prix locaux de l'immobilier que celles des personnes plus âgées. Ils interprètent cette différence comme le résultat d'une modification des anticipations des ménages jeunes sur l'évolution de leur revenu permanent (corrélée avec les évolutions des prix immobiliers).

Plusieurs études se sont attachées à séparer les effets richesse directs et de « confiance » sur la consommation en contrôlant des anticipations des ménages. Les études s'appuyant sur des indices de prix décomposent le processus d'évolution des prix immobiliers en une partie « anticipée » et une partie « non anticipée » (Attanasio *et al.*, 2009 ; Browning *et al.*, 2013).

Sur données d'enquête, il est possible de tenir compte de ces effets en introduisant des mesures des anticipations subjectives sur les ressources futures du ménage. Disney *et al.* (2010) concluent ainsi à l'existence d'un effet direct de richesse et d'un effet des anticipations sur la consommation au Royaume-Uni. Plus précisément, la propension marginale à consommer la richesse passe de 0,01 à 0,008 pour un euro d'augmentation quand ils introduisent leur mesure d'anticipations financières, ce qui signifie que l'effet direct de richesse serait biaisé positivement.

L'existence conjointe d'un effet direct de richesse et d'un effet de confiance a également été trouvée en France par Arrondel *et al.* (2014) en s'appuyant sur des données individuelles. Les données utilisées de nature qualitative ne permettent pas une estimation quantitative des effets. En revanche, elles renseignent sur les plans de consommation des individus, l'existence de pertes/gains sur leur patrimoine immobilier et financier dus à une modification de la valorisation des actifs ainsi que sur leurs anticipations sur l'évolution des rendements boursiers et de leur risque de chômage. Les auteurs obtiennent un effet significatif des anticipations de rendements boursiers, en sus des effets directs de richesse immobilière et financière : toutes choses égales par ailleurs, les ménages pessimistes sur le marché boursier ont une probabilité plus élevée de réviser à la baisse leurs plans de consommation.

La consommation des ménages dans l'enquête *Patrimoine 2010*

Au sein de cette littérature, l'approche retenue dans cet article s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques sur données individuelles d'enquête sur le patrimoine des ménages (cf. tableau 2). Dans sa dernière édition de 2010, l'enquête *Patrimoine* fournit, pour la première fois, des informations sur la consommation des ménages, qui combinées

à l'enquête Budget de Famille, donnent une mesure de la consommation au niveau du ménage. L'objectif est d'estimer la propension marginale à consommer la richesse en tenant compte du niveau et de la composition des patrimoines. Dans cette perspective, la qualité de la mesure de la distribution de la variable de consommation est un point crucial.

La mesure de la consommation des ménages à partir de l'enquête *Patrimoine*

Les différentes méthodes pour mesurer la consommation des ménages sont recensées par Browning *et al.* (2003).

La première, la plus simple à mettre en œuvre, est de demander directement aux ménages de fournir leurs dépenses de consommation au cours de l'année. Ceux-ci éprouvant des difficultés à fournir un montant précis, cette méthode expose cependant à de fortes erreurs de mesure : les expérimentations citées par Browning *et al.* (2003) montrent ainsi que les ménages ont tendance à sous-estimer leur consommation globale, et ce d'autant que le niveau de leur consommation est élevé. Posée dans l'enquête *Patrimoine 2010*, cette question donne là aussi des mesures peu satisfaisantes, avec une sous-estimation de l'ordre de 60 % au regard de la comptabilité nationale.

Une solution plus satisfaisante est de demander aux ménages de fournir le relevé détaillé de leurs consommations grâce à une liste exhaustive. Les ménages se voient ainsi fournir un carnet qu'ils doivent renseigner quotidiennement pendant une certaine durée. L'enquête *Budget de Famille* de l'Insee utilise cette méthodologie qui fournit une description précise et fiable de la consommation des ménages. Ce protocole est cependant complexe et relativement lourd. Par ailleurs, pour disposer simultanément d'informations sur le patrimoine et la consommation des ménages, un échantillon répondant à la fois aux enquêtes *Patrimoine* et *Budget de Famille* est nécessaire. Cette solution apparaît peu envisageable, sinon à procéder à un *statistical matching* (Eurostat, 2013).

Une estimation à partir de quelques postes de consommation connus avec précision...

Pour disposer de la consommation dans les enquêtes dont ce n'est pas l'objet principal,

Browning *et al.* (2003) proposent une autre méthode qui mesure économétriquement la consommation totale à partir de postes de dépenses très précis (alimentation à domicile, alimentation hors domicile, charges régulières). Ces quelques postes ont la particularité d'être à

la fois facilement identifiables par le ménage et de constituer des dépenses régulières. Pour obtenir une mesure des dépenses totales du ménage, il suffit ensuite d'utiliser les informations d'une enquête sur la consommation selon la méthode d'imputation présentée dans l'encadré 2.

Encadré 2

MISE EN ŒUVRE DE L'IMPUTATION DE LA CONSOMMATION TOTALE DU MENAGE DANS L'ENQUÊTE PATRIMOINE 2010

Browning *et al.* (2003) proposent de reconstituer économétriquement la consommation totale à partir de quelques postes de dépenses agrégés mais suffisamment précis pour faciliter la reconstitution de l'information par les enquêtés (alimentation à domicile, alimentation hors domicile, charges régulières).

Méthodologie

Le principe d'imputation de la consommation totale s'appuie sur l'hypothèse que la dépense pour un bien x_i suit une loi d'Engel linéaire qui lie la consommation du bien i à la dépense de consommation totale x :

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

Puisque la consommation totale peut s'écrire comme la somme de la dépense pour chaque bien, en notant ω_i le coefficient budgétaire associé au bien x_i , il est possible d'exprimer la consommation totale en fonction de l'ensemble des postes de consommations :

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

Cette équation peut ainsi s'estimer par les moindres carrés ordinaires. Les coefficients sont estimés à partir de l'enquête *Budget de Famille*, dans laquelle nous reconstituons les postes de dépenses collectés dans l'enquête *Patrimoine* :

- l'alimentation à domicile (excluant donc tout ce qui est consommé au restaurant) ;
- l'alimentation hors domicile (incluant les restaurants donc, mais aussi les cantines scolaires ou professionnelles, la restauration rapide, les repas ou les sandwiches pris sur le lieu de travail) ;
- les dépenses pour l'eau, l'électricité, le gaz, le chauffage et pour les télécommunications (téléphone et Internet) – ce que nous appellerons des charges régulières (*expenditures regularly billed*, Browning *et al.*, 2003).

Le périmètre de ces postes de consommation est reconstitué dans l'enquête *Budget de Famille* 2006 à partir de la nomenclature européenne COICOP-HBS.

En revanche, nous n'avons pas introduit de variables descriptive du ménage en termes d'âge, de catégorie socioprofessionnelle, de revenus, etc. afin de ne pas introduire de corrélation fallacieuse dans notre imputation et les estimations des effets de richesse. Nous nous limitons ainsi strictement aux variables portant uniquement sur la consommation. Par ailleurs, afin d'affiner la spécification du modèle, nous utilisons des polynômes de degré inférieur ou égal à 3 pour les différents régresseurs.

Enfin, afin d'échapper à d'éventuels problèmes liés à l'hétéroscédasticité des résidus, nous n'utilisons pas l'hypothèse de normalité pour simuler le résidu dans l'imputation de consommation. Nous préférons attribuer par *hot-deck* stratifié les résidus que nous observons dans l'estimation sur l'enquête *Budget de Famille* de notre équation.

Plusieurs concepts de consommation ont été estimés. Pour la clarté de l'exposé, les résultats présentés portent sur le concept le plus pertinent pour la mesure des effets de richesse, à savoir la consommation hors biens durables. Celle-ci 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)



C'est cette méthode qui a été retenue dans l'enquête *Patrimoine 2010* à partir d'un module « Habitudes de consommation ». Complétée par l'enquête *Budget de Famille*, cette information permet ainsi de mesurer la consommation totale du ménage. Ce module a été proposé à un tiers (représentatif) de l'échantillon total de ménages interrogés.

...fournit une mesure fiable de la consommation totale

La graphique I donne les distributions des trois postes de dépenses de consommation mesurés respectivement dans les enquêtes *Patrimoine* et *Budget de Famille* : ces distributions sont

Encadré 2 (suite)

Qualité de l'imputation de la consommation totale

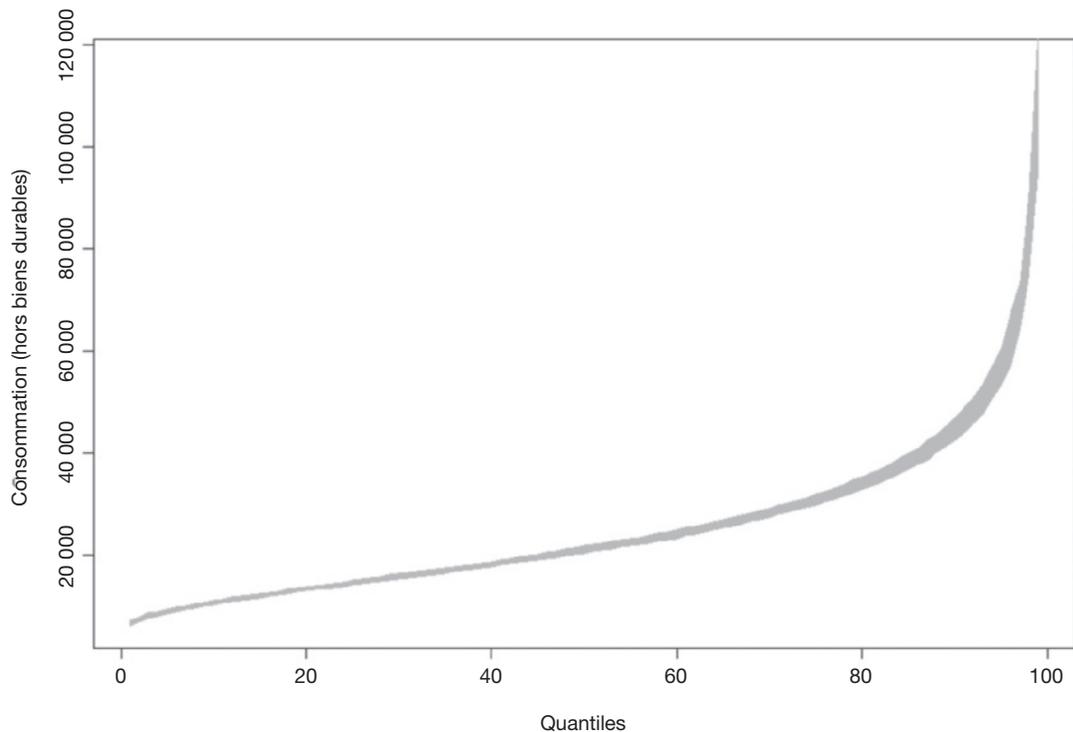
Le modèle estimé sur les données de *Budget de Famille* a un pouvoir prédictif en termes de R^2 de 0,78. En comparaison des résultats obtenus par Browning *et al.* (2003) sur données italiennes et canadiennes (R^2 entre 0,56 et 0,79), ce résultat apparaît plutôt satisfaisant.

Pour porter un diagnostic plus complet sur la précision de la prédiction, la simulation de la consommation totale a été réitérée (1 000 répliques) pour estimer l'incertitude statistique liée à cette simulation. En effet, pour l'équation $y = \beta_0 x_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n$, l'estimateur du vecteur $(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n)$ suit une loi normale multivariée. En utilisant un algorithme permettant de simuler un vecteur aléatoire suivant une telle loi, il est alors possible de répliquer un grand nombre de fois la simulation de façon à estimer l'incertitude statistique liée à la simulation.

Le graphique suivant permet de visualiser cette incertitude : la zone grisée représente la zone de valeurs prises par chaque quantile de consommation sur les 1 000 répliques. Cette zone est relativement mince, indiquant ainsi une incertitude globale assez faible relativement aux montants simulés. Au total, le coefficient de variation de la consommation totale moyenne est de 1,4 %, soit de l'ordre de 400 euros annuels. Ce résultat semble valider la stratégie de parcimonie adoptée ; les variables de consommation alimentaire et de dépenses régulières sont donc des variables suffisamment prédictives de la consommation totale hors biens durables pour qu'il soit inutile d'ajouter des descripteurs sociodémographiques. Cet ajout serait par ailleurs susceptible de dégrader la précision totale, puisque même s'il venait à réduire la variabilité du résidu associé à l'équation estimante, il pourrait accroître de manière substantielle l'incertitude liée à l'estimation des paramètres.

Graphique

Variabilité de la distribution de l'imputation de consommation totale dans *Patrimoine 2010*



globalement proches⁵. Comme le modèle d'imputation estimé sur l'enquête Budget de Famille permet d'expliquer une grande partie des variations de consommation, il est possible d'obtenir une mesure fiable de la consommation totale sur les données de l'enquête *Patrimoine* à partir des postes de consommation recensés (cf. encadré 2).

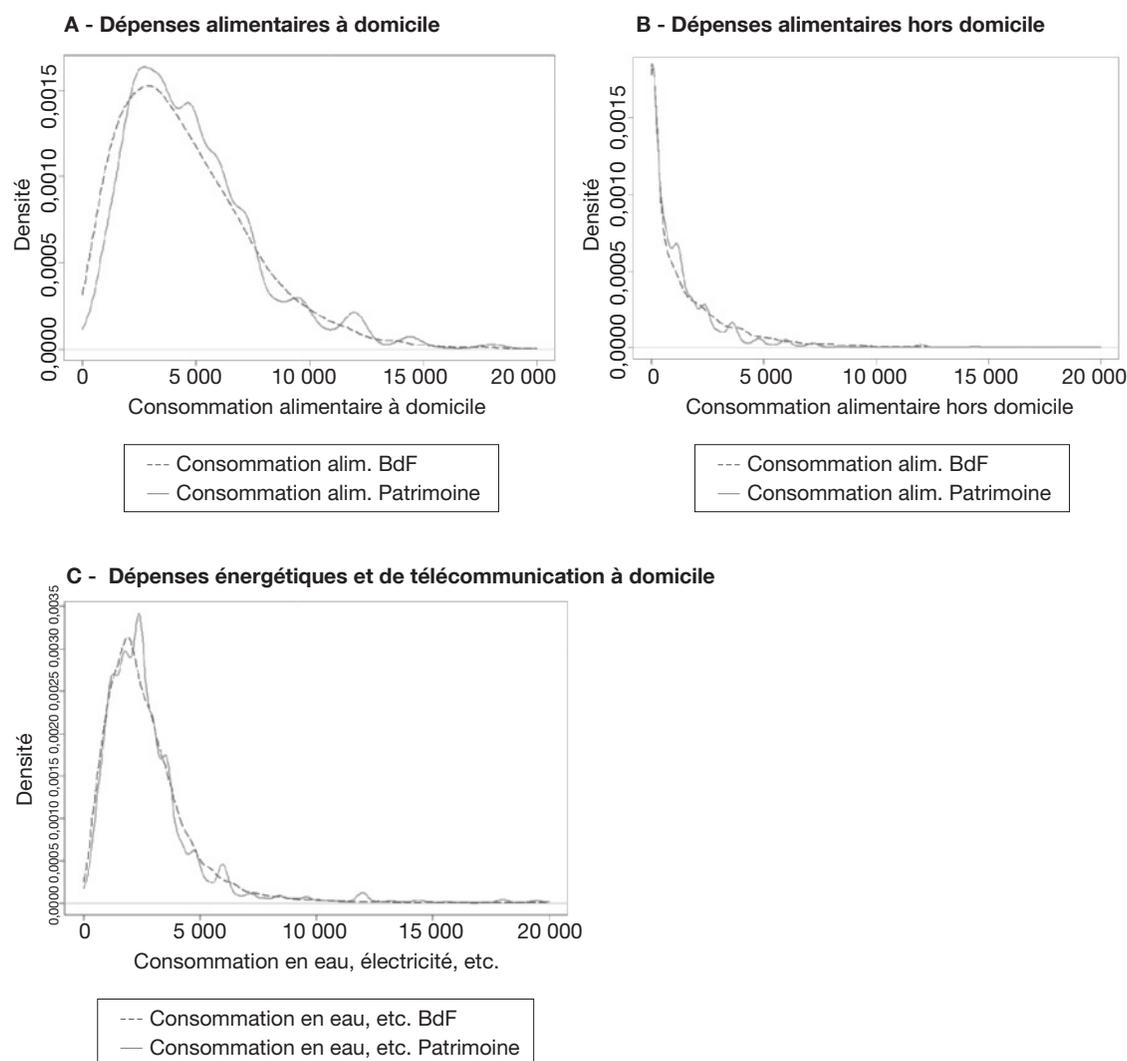
On constate que la distribution de la consommation totale (hors biens durables) imputée dans l'enquête *Patrimoine* est similaire à celle mesurée dans l'enquête *Budget de Famille*

(cf. graphique II). Enfin, le taux de recouvrement avec la Comptabilité nationale (à définition constante) est de 90% (cf. encadré 3).

Selon l'enquête *Patrimoine*, la consommation annuelle hors biens durables s'élevait en moyenne à 24 500 euros par ménage. Pour la moitié des ménages, elle était supérieure à 21 600 euros par an. Les 10 % de ménages consommant le moins dépensent en 2009 moins

5. Les perturbations de la distribution des postes de consommation dans l'enquête *Patrimoine* sont dues aux effets d'arrondis.

Graphique I
Fonctions de densité des postes de dépenses servant à l'imputation de la consommation totale de l'enquête *Patrimoine* dans les enquêtes *Budget de Famille* et *Patrimoine*



Lecture : ces graphiques permettent de comparer les distributions des postes de consommation telles que mesurées dans les enquêtes Budget de Famille 2006 et dans l'enquête Patrimoine 2010. En abscisses sont représentés les montants associés à la consommation, en ordonnées la probabilité estimée pour un ménage appartenant à l'échantillon de consommer exactement le montant correspondant sur l'axe des abscisses.

Champ : France métropolitaine.

Sources : enquête Budget de Famille 2006, enquête Patrimoine 2010.

de 11 200 euros. À l’opposé, les 10 % des ménages consommant le plus dépensent plus de 40 800 euros annuellement.

Estimations de la propension marginale à consommer la richesse

Mesurer l’effet richesse sur données instantanées consiste à estimer la propension marginale à consommer le patrimoine des ménages français au moyen d’une équation de consommation basée sur l’hypothèse du cycle de vie présentée plus haut. À partir de la fonction de consommation (1), il est possible, sous différentes hypothèses, notamment

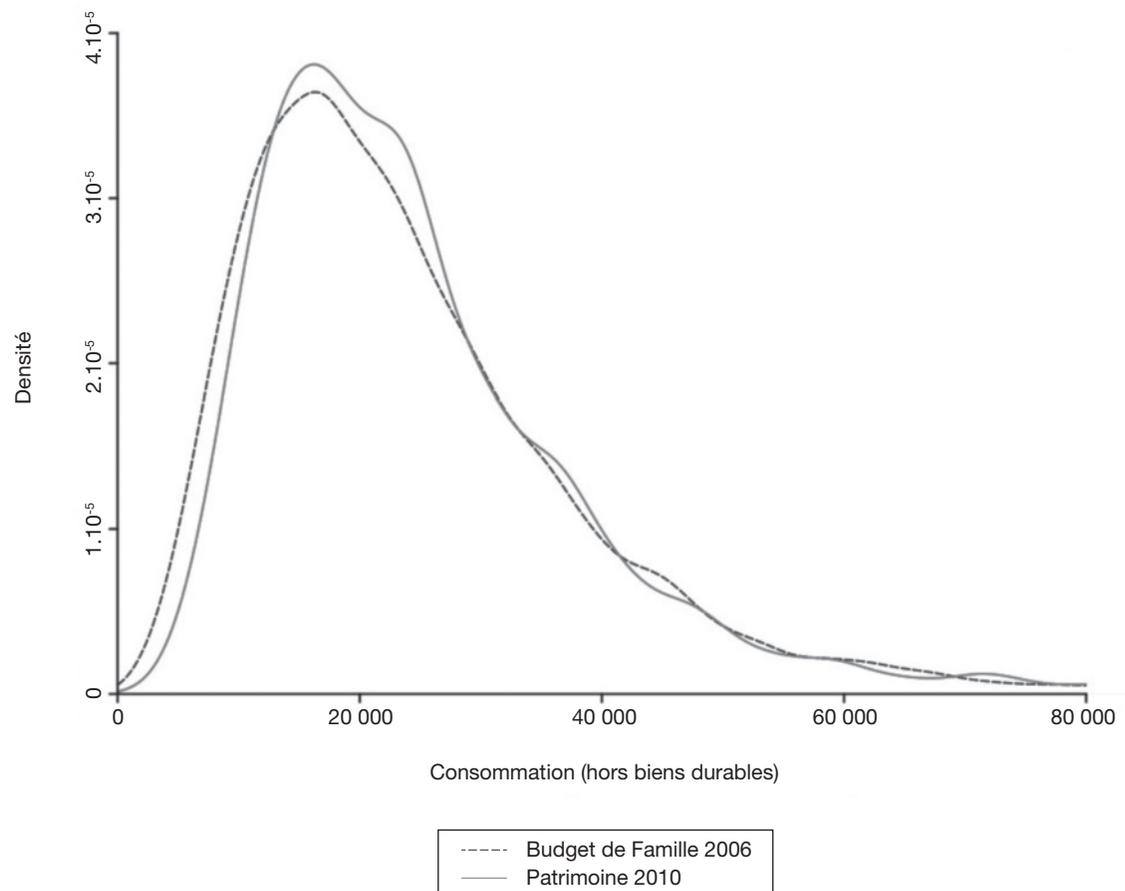
la proportionnalité à long terme entre revenu courant et revenu permanent, d’en déduire la relation suivante (cf. Deaton (1992), Paiella (2007)) :

$$C_{ht}/Y_{ht} = \alpha_t + \beta_w(W_{ht}/Y_{ht}) \quad (2)$$

où C_{ht} désigne la consommation de biens non durables du ménage h à la date de l’enquête t , Y_{ht} les revenus courants (hors revenus du capital), W_{ht} le patrimoine total du ménage h (en considérant sa valeur nette des dettes à rembourser). β_w correspond à la propension marginale à consommer le patrimoine, ou en d’autres termes à l’effet direct de la richesse sur la consommation.

Les données en coupe de l’enquête *Patrimoine* permettent d’estimer la relation (2) à la date de

Graphique II
Fonctions de densité de la consommation hors biens durables dans les enquêtes *Patrimoine* et *Budget de Famille*



Lecture : ces graphiques permettent de comparer les distributions de la consommation totale telles que mesurées dans les enquêtes Budget de Famille 2006 et dans l’enquête Patrimoine 2010. En abscisses sont représentés les montants associés à la consommation, en ordonnées la probabilité estimée pour un ménage appartenant à l’échantillon de consommer exactement le montant correspondant sur l’axe des abscisses.

Champ : France métropolitaine

Source : enquête Budget de Famille 2006, enquête Patrimoine 2010.

l'enquête (2010) en contrôlant des éléments d'hétérogénéité individuelle qui peuvent affecter la relation entre consommation et patrimoine. Le coefficient β_w mesure donc l'effet de la richesse sur la consommation pour des individus de même âge, ayant les mêmes préférences et disposant du même revenu permanent, ne se différenciant donc que par leur niveau de patrimoine. Nous estimons finalement la relation économétrique :

$$C_h/Y_h = \alpha + \beta_w(W_h/Y_h) + \beta_z Z_h + u_h \quad (2')$$

où Z_h représente les variables individuelles de contrôle introduites pour tenir compte des

éléments d'hétérogénéité individuelle liées à la position dans le cycle de vie, aux préférences ou aux facteurs de risques spécifiques au ménage h . Ce vecteur Z_h inclut l'âge (défini en tranches), le statut professionnel, le diplôme de la personne de référence, la composition du foyer (nombre d'adultes, nombre d'enfants)⁶. De plus, les décisions de consommation pouvant être soumises à des contraintes de liquidité, un indicateur

6. Les variables d'anticipations et de préférences de l'enquête Patrimoine ne peuvent pas être utilisées pour notre analyse. Elles sont en effet collectées dans le cadre d'un module secondaire de l'enquête Patrimoine 2010 auprès d'un sous-échantillon disjoint du sous-échantillon répondant au module « Habitudes de consommation ».

Encadré 3

COMPARAISON DE LA MESURE DE LA CONSOMMATION DE L'ENQUÊTE PATRIMOINE AVEC LA COMPTABILITÉ NATIONALE

En 2009, la comptabilité nationale évalue les dépenses de consommation finale engagées par les ménages à 38 200 euros¹ en moyenne (cf. tableau). À ce chiffre il faut soustraire la consommation en biens durables qui s'élève à 3 600 euros² en moyenne. De la même manière, la comptabilité nationale recense les primes d'assurances payées par les ménages (1 300 euros en moyenne³), les services d'intermédiation financière indirectement mesurée ou SIFIM (500 euros⁴), et imputent un service de logement pour les ménages propriétaires de leur résidence principale (5 500 euros⁵). En retranchant ces dépenses qui ne sont pas décomptées dans les enquêtes *Patrimoine* et *Budget de Famille*, les dépenses de consommation s'élèvent selon la Comptabilité nationale à 27 400 euros en moyenne par ménage.

Après imputation dans l'enquête *Patrimoine*, nous chiffrons les dépenses de consommation hors biens durables à 24 500 en moyenne par ménage. Ce chiffre est établi sur les 4 519 ménages ayant répondu au module secondaire consacré à la consommation. Le recouvrement de la consommation dans l'enquête *Patrimoine* est donc presque intégral (90 %).

1. 1 058 milliards d'euros selon la Comptabilité Nationale, rapportés à 27 702 148 ménages en moyenne en 2009.
2. 99 milliards au total.
3. 36 milliards au total.
4. 13 milliards au total.
5. 151 milliards au total.

Tableau

Mesure du revenu disponible et de la consommation moyens en 2009 dans la Comptabilité nationale et l'enquête Patrimoine 2010 en euros courants

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

1. C'est-à-dire après avoir retiré la consommation en biens durables, les loyers imputés, les primes d'assurances et le service d'intermédiation financière qui ne sont pas mesurés dans l'enquête. Par ailleurs, ce tableau ne tient pas compte de la différence de champ, l'enquête portant sur les ménages ordinaires quand la Comptabilité nationale s'applique à l'ensemble des ménages.

Lecture : pour résoudre les problèmes de valeurs aberrantes, ont été exclus de l'échantillon environ 300 ménages qui présentent un niveau de consommation plus de deux fois supérieur à ses revenus annuels, ou un revenu annuel trop faible (moins de 2 000 euros de revenu disponible).

qualitatif de l'existence de telles contraintes est pris en compte. Les arbitrages consommation/épargne étant également affectés par des facteurs de risque auxquels le ménage doit faire face (comportements de précaution), des variables liées au risque de revenu (arrêts chômage passés sur longue période ou courte période) et de santé (arrêt maladie) figurent également dans la liste des variables Z_h .

Une spécification alternative pourrait être de considérer la relation entre consommation, revenus et richesse en niveau, sous une forme logarithmique (Chauvin et Damette, 2010). Cette spécification conduirait à estimer directement des élasticités de la consommation par rapport à la richesse. Mais, sur données individuelles, les patrimoines nets peuvent être négatifs, en particulier pour les accédants à la propriété. La spécification en ratio permet ainsi d'inclure ces ménages dans l'analyse.

De plus, à partir de l'estimation de la propension marginale à consommer donnée par

l'équation (2'), une élasticité moyenne⁷ peut être reconstituée à partir de la formule : $\varepsilon(C/W) = (\partial C/C)/(\partial W/W)$. En combinant cette définition avec l'expression (2'), on obtient finalement : $\varepsilon(C/W) = \beta_w W/C$. Notre approche permettra ainsi de distinguer les effets du patrimoine sur la consommation liés, d'une part, à des différences de propension marginale à consommer la richesse (β_w) et, d'autre part, à la concentration des patrimoines (W/C).

Plusieurs spécifications économétriques seront estimées. Différents niveaux de décomposition du patrimoine pour tester l'existence d'effets de richesse différenciés seront introduits : patrimoine brut, patrimoine net, patrimoine immobilier (décomposé en résidence principale et autres biens immobiliers), patrimoine financier, autres actifs (cf. encadré 4

7. L'élasticité de la consommation à la richesse mesure le pourcentage de différence de la consommation pour une différence de 1 % de la richesse.

Encadré 4

DÉFINITION DE L'ÉCHANTILLON ET DES VARIABLES UTILISÉES

Échantillon

Les ménages interrogés dans le cadre de l'enquête *Patrimoine 2010* sont représentatifs des ménages vivants en France (y compris dans les territoires ultra-marins). 15 006 ménages ont répondu à l'enquête entre fin 2009 et début 2010. Un tiers d'entre eux, tiré aléatoirement, se sont vus interrogés sur leurs habitudes de consommation. Cet échantillon de 4 519 ménages est ainsi lui aussi représentatif des ménages en France. Pour l'étude économétrique, l'échantillon de 4 519 ménages a été restreint selon les critères suivants :

- les ménages dont la personne de référence a moins de 24 ans ou plus de 76 ans ont été exclus (668 ménages), de même que les étudiants (35 ménages), de façon à se concentrer sur les ménages en activité et éviter les biais de sélection liés à l'espérance de vie (Bommier *et al.*, 2006) ;
- les ménages pour lesquels les montants de consommation déclarés sont très élevés au regard de leurs revenus (consommation représentant plus de deux fois les revenus annuels) ont été écartés car susceptibles de biaiser l'estimation de la propension marginale à consommer la richesse ; de la même manière, les valeurs extrêmes du bas de la distribution du ratio consommation sur revenus (ratio inférieur à 0,15) ont été exclues (456 ménages) ;
- les ménages aux comportements potentiellement atypiques ont été écartés : très hauts patrimoines (supérieur

à 5 millions d'euro : 41 ménages) ou très faibles revenus annuels (inférieurs à 2 000 euros : 29 ménages).

Au final, l'échantillon est composé de 3 454 ménages. Des statistiques descriptives des principales variables sur l'échantillon total de l'enquête *Patrimoine*, le module secondaire « Habitudes de consommation » et le sous-échantillon utilisé pour l'analyse économétrique sont fournies en annexe.

Définitions des variables

Les ménages dits *propriétaires* sont ici les ménages qui possèdent totalement ou partiellement leur résidence principale, y compris les ménages accédants, c'est-à-dire les ménages qui doivent encore rembourser des emprunts au titre de leur acquisition. Sont exclus ici les ménages seulement usufruitiers, c'est-à-dire les ménages qui ne possèdent pas la nue-propriété de leur résidence principale mais disposent du droit de l'occuper (usufruit).

Le *patrimoine brut* (ou *richesse brute*) se définit comme le montant total des actifs détenus par un ménage. Il inclut le patrimoine financier, immobilier et professionnel, mais aussi les biens durables (voiture, équipements ménagers,...), les bijoux, les objets de valeur. Le patrimoine brut s'entend comme l'ensemble des actifs négociables et transmissibles. Il exclut de fait les droits à la retraite et le capital humain des différents membres du ménage. →

pour la définition des variables utilisées). Des variables de positionnement du ménage dans l'échelle des richesses seront également envisagées pour tester l'hétérogénéité des comportements de consommation en fonction du niveau de patrimoine.

Une propension marginale à consommer la richesse faible

La propension marginale à consommer la richesse (β_w) est estimée autour de 0,005 lorsque l'on retient le patrimoine brut et 0,006 si l'on prend le patrimoine net (cf. tableau 3) : en d'autres termes, une différence de 1 euro dans le patrimoine des ménages se traduit par un surplus de consommation de l'ordre de 0,5 à 0,6 centime d'euro. Ces valeurs sont cohérentes avec celles obtenues sur données agrégées (entre 0,8 et 1 centime d'euro d'après Chauvin et Damette, 2010)⁸.

Calculée au point moyen de l'échantillon (consommation annuelle hors biens durables de 25 500 euros et patrimoine brut de 255 000 euros), l'élasticité est de l'ordre de 0,05 : une augmentation de 10 % de la richesse brute est associée à une croissance de la consommation de 0,5 %.

Les effets de richesse estimés ici tiennent compte de la position du ménage dans le cycle de vie et de ses préférences *via* plusieurs caractéristiques. Les effets d'âge sont significatifs et indiquent un rapport de la consommation sur le revenu décroissant sur le cycle de vie. Ce profil est cohérent avec une situation dans laquelle les ménages en milieu de cycle de vie épargnent davantage que les jeunes par prévoyance ou

8. En prenant une définition du patrimoine la plus proche de la comptabilité Nationale (excluant notamment les biens durables), on obtient une valeur de la propension marginale à consommer égale à 0,6 centime.

Encadré 4 (suite)

Le *patrimoine net* (ou *richesse nette*) correspond au patrimoine brut auquel on retranche l'ensemble du capital restant dû au titre des différents emprunts que le ménage a contractés, que ce soit dans à des fins privés (immobilier, consommation) ou professionnelles.

Pour tester l'existence d'effets de richesse différenciés selon la composition du patrimoine des ménages, le patrimoine a été ventilé en 4 catégories d'actifs :

- le *patrimoine financier* qui inclut tous les encours du ménage investis en produits financiers : compte-chèques, livrets d'épargne, épargne-logement, épargne salariale, produits d'épargne retraite, assurances-vie, bons de capitalisation, PEA, comptes-titres, comptes à termes, bons du Trésor, etc. Les estimations des effets de richesse sont fondées sur la valeur de ce patrimoine financier nette du capital restant dû sur les emprunts contractés pour la consommation (hors biens durables) ;

- la *résidence principale* dont la valeur est donnée par le ménage en répondant à la question : « Aujourd'hui à combien estimez-vous le prix de revente de ce logement ? ». Le montant retenu tient compte de la *part* du logement possédée par le ménage. Les estimations des effets de richesse sont fondées sur la valeur de la résidence principale nette du capital restant dû sur les emprunts contractés sur ce bien immobilier ;

- les *autres actifs immobiliers* qui comprennent les résidences secondaires et l'immobilier de rapport. Les estimations des effets de richesse sont fondées sur la valeur nette du capital restant dû sur les emprunts contractés pour l'achat de ces autres biens immobiliers ;

- les *autres actifs (hors immobilier)* sont constitués des actifs professionnels du ménage et de son patrimoine « résiduel » (véhicules, bijoux, œuvres d'art, etc.). Les estimations des effets de richesse sont fondées sur la valeur nette du capital restant dû sur les emprunts contractés pour des motifs professionnels ou pour des motifs privés d'achat de biens durables.

Le *revenu* du ménage correspond à ses revenus d'activité ou de remplacement (activités, transferts, retraites), et à ses prestations sociales. Les revenus du patrimoine (actifs financiers et immobiliers) en sont exclus.

La *personne de référence* du ménage est le principal apporteur de ressources dans les 12 mois précédant la date de l'enquête, soit entre novembre 2009 et février 2010.

La *contrainte de liquidité* est mesurée à l'aide de 3 questions qualitatives recensant si le ménage, au cours des 3 dernières années, a demandé un crédit i) qui a été refusé ou ii) qui a été accordé mais pour un montant inférieur à celui demandé ou encore iii) si le ménage a renoncé à demander un crédit en pensant qu'il serait refusé. Un ménage est considéré comme faisant face à des contraintes de liquidité lorsqu'il a connu l'une de ces situations.

Les *périodes de chômage passées* ont été construites à partir de deux variables indiquant l'existence de périodes de chômage de courte durée (inférieure à 1 an) et de durée longue (supérieure à 1 an) au cours de l'activité de la personne de référence.

L'existence de *périodes d'inactivité pour cause de maladie* de la personne de référence a aussi été envisagée.

précaution (« buffer stock », Carroll et Kimball, 1996). L'effet négatif obtenu pour les âges plus élevés pourrait s'expliquer par un motif de transmission et par une production domestique plus importante. On observe également des différences significatives en fonction de la composition du ménage : la part des revenus consacrée à la consommation est d'autant moins grande que le nombre d'adultes est important,

ce qui pourrait s'expliquer par des économies d'échelle. Le niveau de diplôme est également un facteur déterminant significatif : les plus diplômés consomment moins en proportion de leur revenu, démontrant un goût pour l'épargne vraisemblablement plus élevé (plus faible préférence pour le présent). Par ailleurs, les ménages en activité, qu'ils soient salariés ou non, consacrent une part moins importante

Tableau 3
Déterminants individuels du rapport consommation sur revenu des ménages

	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Richesse				
Patrimoine brut	0,005***	0,001	-	-
Patrimoine net	-	-	0,006***	0,001
Âge				
De 25 à 29 ans	Réf.		Réf.	
De 30 à 39 ans	- 0,125***	0,033	- 0,124***	0,033
De 40 à 49 ans	- 0,130***	0,032	- 0,132***	0,032
De 50 à 59 ans	- 0,214***	0,032	- 0,218***	0,032
De 60 à 69 ans	- 0,165***	0,038	- 0,172***	0,039
De 70 à 75 ans	- 0,173***	0,044	- 0,181***	0,044
Situation sur le marché du travail				
Travailleur indépendant	0,016	0,023	0,023	0,022
Travailleur salarié	Réf.	-	Réf.	
Retraités	0,052*	0,027	0,052*	0,027
Chômeurs	0,098***	0,031	0,096***	0,031
Autre	0,127***	0,042	0,132***	0,042
Diplôme				
Aucun	Réf.	-	Réf.	-
Inférieur au bac	- 0,041**	0,019	- 0,041**	0,019
Bac	- 0,068***	0,025	- 0,067***	0,025
Supérieur court	- 0,093***	0,026	- 0,092***	0,026
Supérieur long, grandes écoles	- 0,162***	0,022	- 0,160***	0,022
Composition du ménage				
Nombre d'adultes	- 0,174***	0,013	- 0,173***	0,013
Nombre d'enfants	0,011*	0,007	0,012*	0,007
Contrainte de liquidité	0,078***	0,020	0,078***	0,020
Périodes de chômages passées				
Longue durée	0,049**	0,020	0,048**	0,020
Court terme	0,043**	0,020	0,044**	0,021
Arrêts maladies passés	0,037	0,042	0,034	0,042
Constante	1,201***	0,039	1,202***	0,039
R ²	0,153		0,154	
Nombres d'observations	3 454		3 454	

Lecture : la propension marginale à consommer le patrimoine brut est estimée à 0,5 centime d'euro pour un euro de richesse supplémentaire, toutes choses égales par ailleurs.

La variable dépendante est le ratio de la consommation du ménage (hors biens durables) sur ses revenus (hors revenus du patrimoine). Estimations par la méthode des MCO. *** significatif à 1 % ; ** significatif à 5 %.

Champ : ménages enquêtés dont la personne de référence (non étudiante) a plus de 24 ans et moins de 76 ans. Sont exclus les ménages avec un patrimoine brut supérieur à 5 millions d'euros, des revenus annuels inférieurs à 2 000 euros ou des valeurs extrêmes sur le ratio consommation sur revenus.

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

de leurs revenus à leur consommation que les autres. Enfin, avoir connu des périodes de chômage dans le passé conduit à consommer une plus large part de son revenu. Ce résultat peut traduire la nécessité pour les chômeurs de puiser dans leurs réserves pour financer leur consommation, malgré un motif de précaution potentiellement plus important pour ces ménages.

Des effets richesse qui diminuent avec le montant de la richesse...

Les résultats confirment l'existence, en France, d'un effet de richesse sur la consommation d'une ampleur limitée. Cette estimation moyenne mesurée pour l'ensemble de la population est cependant susceptible de masquer des non-linéarités entre consommation et niveau de patrimoine. Pour évaluer quantitativement ces effets, nous considérons une spécification moins contrainte que la précédente, où les effets de richesse peuvent varier en fonction de la position du ménage dans la distribution du patrimoine⁹ :

$$C_{h,t}/Y_{h,t} = \alpha + \beta_{p_1-p_{49}}(W_h/Y_h)I_{hp_1-p_{49}} + \beta_{p_{50}-p_{69}}(W_h/Y_h)I_{hp_{50}-p_{69}} + \beta_{p_{70}-p_{89}}(W_h/Y_h)I_{hp_{70}-p_{89}} + \beta_{p_{90}-p_{99}}(W_h/Y_h)I_{hp_{90}-p_{99}} + \beta_z Z_h + u_h \quad (3)$$

avec $I_{hp_j-p_k}$ une variable indicatrice de l'appartenance du ménage h à l'intervalle de la distribution du patrimoine compris entre les percentiles p_j et p_k . Le coefficient $\beta_{p_j-p_k}$ est alors la propension marginale à consommer la richesse de la

population dont le patrimoine se situe entre ces percentiles p_j et p_k . Les seuils ont été choisis de façon à obtenir des sous-populations caractérisées par des structures de patrimoine suffisamment homogènes (Arrondel *et al.*, 2012).

Les résultats des estimations du modèle (3) dans le cas du patrimoine net montrent que la propension marginale à consommer la richesse est décroissante avec le niveau de richesse (cf. tableau 4)¹⁰ : les ménages les moins dotés (avec un patrimoine net inférieur à la médiane) augmenteraient leur consommation de 3,8 centimes d'euro s'ils disposaient d'un euro de patrimoine supplémentaire. Pour les ménages dont le patrimoine net se situe entre la valeur médiane et celle du 69^e percentile, la propension marginale est plus faible (1,3 centime d'euro). Elle diminue encore dans les niveaux supérieurs de richesse pour atteindre 0,6 centime dans le dernier décile (1,0 centime d'euro entre p_{70} et p_{89}).

Le tableau 4 indique également les élasticités de la consommation à la richesse selon le positionnement dans la distribution des patrimoines (mesurée pour les valeurs moyennes de la richesse nette et de la consommation). L'élasticité n'est que de 0,045 en bas de la distribution et de 0,142 chez les plus riches. En d'autres termes, un accroissement de 10 %

9. Pour éviter les comportements atypiques, nous avons retiré les patrimoines supérieurs à 5 millions d'euros de notre échantillon économétrique. Une partie des ménages les plus riches a donc été exclue de notre analyse.

10. Des tests de robustesse (non reportés ici) ont été effectués en considérant également la position du ménage dans la distribution du patrimoine brut : ils conduisent à des résultats similaires.

Tableau 4
Propension marginale à consommer la richesse par niveau de patrimoine net

Percentiles de Patrimoine	Propension marginale estimée (euros)		Richesse (Moyenne - euros)	Consommation (Moyenne - euros)	Élasticité Consommation/Richesse
	Coefficient	Écart-type			
p_1-p_{49}	0,038***	0,005	25 900	22 014	0,045
$p_{50}-p_{69}$	0,013***	0,002	181 000	23 700	0,099
$p_{70}-p_{89}$	0,010***	0,001	354 150	28 200	0,126
$p_{90}-p_{99}$	0,006***	0,001	846 200	35 800	0,142

Lecture : les ménages dont le patrimoine net est inférieur au patrimoine médian de l'ensemble de la population ont en moyenne un patrimoine net de 25 900 euros. Leur propension marginale à consommer ce patrimoine est estimée à 3,8 centimes d'euro pour un euro de richesse supplémentaire, toutes choses égales par ailleurs. Ainsi, pour le niveau de patrimoine et de consommation moyens de ces ménages, un doublement de leur patrimoine se traduirait par un accroissement de leur consommation de 4,5 %.

La variable dépendante est le ratio de la consommation du ménage (hors biens durables) sur ses revenus (hors revenus du patrimoine). Variables de contrôles : âge, statut professionnel et diplôme de la personne de référence dans le ménage, nombre d'adultes et nombre d'enfants dans le ménage, contrainte de liquidité, arrêts chômage passés sur longue période et petite période, arrêts maladie. Estimations par la méthode des MCO. $R^2 = 0,166$, Nombre d'observations : 3 454. *** significatif à 1 % ; ** significatif à 5 %.

Champ : ménages enquêtés dont la personne de référence (non étudiante) a plus de 24 ans et moins de 76 ans. Sont exclus les ménages avec un patrimoine brut supérieur à 5 millions d'euro, des revenus annuels inférieurs à 2 000 euros ou des valeurs extrêmes sur le ratio consommation sur revenus.

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

du patrimoine moyen se traduirait par une augmentation de 1,42 % de la consommation dans le dernier décile de richesse alors que cette hausse ne serait que de 0,40 % pour les ménages dont le patrimoine est inférieur au patrimoine médian. On constate ainsi que la forte concentration des patrimoines et la croissance qu'elle implique pour le ratio *W/C* surcompense la faible propension marginale à consommer la richesse des plus hauts patrimoines.

En conséquence, d'un point de vue macroéconomique, l'effet global du patrimoine sur le niveau de la consommation dépend fortement de la distribution du patrimoine, notamment des comportements observés chez les plus riches.

...et qui dépendent de la composition du patrimoine

Les effets richesse sont-ils différents selon la nature des actifs pris en compte ? Alors que les travaux sur données agrégées distinguent simplement patrimoine immobilier et patrimoine financier, les informations disponibles dans l'enquête *Patrimoine* permettent une décomposition plus fine de la richesse du ménage. En particulier, il est possible de distinguer, au sein des actifs immobiliers, la résidence principale des autres logements (résidences secondaires et immobilier de rapport), ces derniers présentant la particularité d'être plus « liquides » que la résidence principale et d'être détenus pour des motifs différents (d'investissement en particulier).

Nous avons donc ré-estimé l'équation de consommation (2) en distinguant quatre composantes du patrimoine net : patrimoine financier, résidence principale, autres actifs immobiliers, autres actifs hors immobilier. Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau 5 (colonne 1). D'après ces estimations, la propension marginale à consommer la richesse financière serait non significativement différente de zéro et celle portant sur le patrimoine immobilier serait de l'ordre de 0,7 centime d'euro. Ces estimations confirment bien que l'effet de richesse estimé globalement à partir du patrimoine (brut ou net) masque une hétérogénéité des effets selon la nature des actifs.

Des données microéconomiques permettent également d'estimer la fonction de consommation en tenant compte du statut d'occupation du logement (propriétaires vs. locataires). En effet, les ménages concernés par les effets de richesse sont uniquement les détenteurs des actifs considérés, ce que ne peuvent isoler les estimations réalisées à partir d'informations macroéconomiques. En restreignant l'estimation aux ménages propriétaires de leur résidence principale, la propension marginale à consommer associée est de 1,75 centime d'euro (cf. tableau 5). Ces ménages disposant d'un patrimoine financier plus diversifié (Arrondel *et al.*, 2012), la propension marginale à consommer la richesse financière devient significative et estimée à 0,2 centime d'euro. Pour les ménages locataires, l'ajustement de la régression est de

Tableau 5
Estimations de la propension marginale à consommer la richesse selon la composition du patrimoine net

	Ensemble		Propriétaires		Locataires	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Richesse						
Patrimoine financier	0,0021	0,001	0,0022**	0,001	- 0,0026	0,006
Résidence principale	0,0070***	0,001	0,0175***	0,001	-	
Autres actifs immobiliers	0,0067***	0,001	0,0070***	0,001	- 0,0025	0,004
Autres actifs (hors immobiliers)	0,0067***	0,001	0,0056***	0,001	0,0046	0,004
R ²	0,156		0,23		0,06	
Nombre d'observations	3 454		2 364		1 090	

Lecture : la propension marginale à consommer la richesse immobilière (nette) de la résidence principale est estimée à 0,70 centime d'euro pour un euro de richesse supplémentaire, toutes choses égales par ailleurs.

La variable dépendante est le ratio de la consommation du ménage (hors biens durables) sur ses revenus (hors revenus du patrimoine). Variables de contrôles : âge, statut professionnel et diplôme de la personne de référence dans le ménage, nombre d'adultes et nombre d'enfants dans le ménage, contrainte de liquidité, arrêts chômage passés sur longue et petite périodes, arrêts maladie. Estimations par la méthode des MCO. *** significatif à 1 %, ** significatif à 5 %.

Champ : ménages enquêtés dont la personne de référence (non étudiante) a plus de 24 ans et moins de 76 ans. Sont exclus les ménages avec un patrimoine brut supérieur à 5 millions d'euro, des revenus annuels inférieurs à 2000 euros ou des valeurs extrêmes sur le ratio consommation sur revenus.

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

mauvaise qualité et il n'en ressort aucun effet de richesse¹¹.

L'estimation de ce modèle semble indiquer ici que l'immobilier joue un rôle plus important que le patrimoine financier, ce qui va à l'encontre des résultats habituellement obtenus sur données agrégées (Chauvin et Damette, 2010). On peut toutefois se demander si les non-linéarités mises en évidence à partir du patrimoine total (cf. tableau 4) n'affectent pas cette estimation. Pour tenir compte de ces effets, nous avons ré-estimé le modèle (3) en introduisant des coefficients différenciés sur les effets de richesse financière et sur la valeur de la résidence principale selon la position du ménage dans la distribution des patrimoines nets¹².

Des effets richesse dépendant simultanément du niveau et de la composition du patrimoine

Les résultats obtenus en tenant compte simultanément de la composition du patrimoine et

de la position des ménages dans la distribution des patrimoines sont résumés dans le tableau 6. Ils montrent alors des effets de richesse immobilière et financière significatifs et décroissants selon le niveau de patrimoine. Les ménages dont le patrimoine net est inférieur à la médiane ont les propensions marginales à consommer leur richesse les plus élevées : 11,5 centimes d'euro pour la richesse financière, 1,1 centime d'euro pour leur résidence principale. Ces propensions marginales diminuent ensuite lorsque le niveau de patrimoine net s'élève, surtout en ce qui concerne le patrimoine financier : 2,5 centimes d'euro pour un euro de richesse financière supplémentaire pour les percentiles de patrimoine brut supérieurs à la médiane et inférieurs

11. Des estimations complémentaires ont été menées en isolant les ménages détenant des actions (30 % de l'échantillon), directement ou indirectement, qui sont les plus susceptibles d'être impactés par les variations des prix sur les marchés financiers. Ces estimations ne permettent pas de conclure à des effets de richesse significativement différents de zéro, aussi bien pour la richesse financière que pour les autres actifs.

12. Pour de raisons de parcimonie, seuls les effets du patrimoine financier et de la résidence principale sont décomposés par niveau de richesse.

Tableau 6
Propension marginale à consommer la richesse en tenant compte de la composition du patrimoine et du niveau de richesse

Variables de richesse	Percentiles de patrimoine net	Propension marginale (euros)		Valeur de la composante du patrimoine (moyenne en euros)	Consommation (moyenne en euros)	Élasticité consommation/ richesse
		Coefficient	Écart-type			
Patrimoine financier	p ₁ -p ₄₉	0,115***	0,012	8 000	22 014	0,042
	p ₅₀ -p ₆₉	0,025***	0,008	26 400	23 700	0,028
	p ₇₀ -p ₈₉	0,015***	0,005	52 800	28 200	0,028
	p ₉₀ -p ₉₉	0,001***	0,001	178 100	35 800	0,005
Résidence principale	p ₁ -p ₄₉	0,011**	0,004	14 650	22 014	0,007
	p ₅₀ -p ₆₉	0,009***	0,002	128 500	23 700	0,049
	p ₇₀ -p ₈₉	0,009***	0,002	233 200	28 200	0,074
	p ₉₀ -p ₉₉	0,007***	0,002	332 000	35 800	0,065
Autres actifs immobiliers		0,008***	0,001	30 900	25 500	0,010
Autres actifs (hors immobiliers)		0,006***	0,001	27 000	25 500	0,006

Lecture : la propension marginale à consommer la richesse financière (nette) pour les ménages dont le patrimoine net est inférieur à la médiane est estimée à 11,5 centimes d'euro pour un euro de richesse supplémentaire, toutes choses égales par ailleurs. Compte tenu de leurs niveaux moyens de patrimoine et de consommation, en moyenne, un doublement de leur patrimoine financier se traduirait par une augmentation de 4,2 % de leur consommation annuelle.

La variable dépendante est le ratio de la consommation du ménage (hors biens durables) sur ses revenus (hors revenus du patrimoine). Variables de contrôles : âge, statut professionnel et diplôme de la personne de référence dans le ménage, nombre d'adultes et nombre d'enfants dans le ménage, contrainte de liquidité, arrêts chômage passés sur longue période et petite période, arrêts maladie. Estimations par la méthode des MCO. R² = 0,179. *** significatif à 1 %, ** significatif à 5 %.

Champ : ménages enquêtés dont la personne de référence (non étudiante) a plus de 24 ans et moins de 76 ans. Sont exclus les ménages avec un patrimoine brut supérieur à 5 millions d'euro, des revenus annuels inférieurs à 2 000 euros ou des valeurs extrêmes sur le ratio consommation sur revenus.

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

à p_{70} , 1,5 centime pour l'intervalle p_{70} - p_{90} et non significativement différente de zéro dans le dernier décile ; pour le logement principal, la baisse est moins accentuée (0,9 centime d'euro entre p_{50} et p_{90} puis 0,7 centime d'euro dans le dernier décile).

Avec cette spécification, la propension marginale à consommer les autres actifs immobiliers est estimée à 0,8 centime d'euro et celle à consommer les autres actifs (hors immobiliers) à 0,6 centime, soit des ordres de grandeurs proches de ceux obtenus précédemment. Enfin, les coefficients estimés associés aux autres variables explicatives (non reportées dans le tableau 7) sont très peu impactés par la spécification économétrique.

Cette forte hétérogénéité des propensions marginales à consommer la richesse se traduit également au niveau des élasticités calculées aux valeurs moyennes (cf. tableau 6). Pour le patrimoine financier, cette élasticité varie entre 0,042 au dessous de la médiane et 0,028 au-dessus (hors décile supérieur). Ce qui signifie qu'un patrimoine financier supérieur de 10 % à la moyenne se traduirait par un surplus de consommation de 0,42 % pour les ménages se situant en dessous de la médiane et 0,28 % pour ceux se situant au-dessus. Pour la résidence principale, l'élasticité de la consommation à la valeur de la résidence principale est la plus élevée pour les ménages dont le patrimoine net se situe au-dessus de p_{70} : posséder un logement dont la valeur dépasse de 10 % le logement moyen se traduit par un surplus de consommation de 0,74 % pour les percentiles p_{70} à p_{89} et 0,65 % pour les percentiles p_{90} à p_{99} .

Correction des biais éventuels de l'effet richesse

Un point souvent discuté dans la littérature empirique est la nature de la corrélation entre consommation et richesse. Celle-ci pourrait être fallacieuse si des variables affectant simultanément consommation et richesse sont omises. Plus précisément, les anticipations de revenus sont susceptibles d'avoir un effet à la fois sur la consommation des ménages et sur son épargne. Pour éviter ce biais potentiel sur données individuelles, une solution consiste à introduire des mesures d'anticipations des ménages quand elles sont disponibles¹³. Adoptant l'approche de Cooper (2013), nous avons introduit des indicatrices géographiques (département de résidence) afin de contrôler des différences

d'environnement économique (risque de chômage, prix de l'immobilier, etc.) qui pourraient induire des différences d'anticipations selon les ménages. L'introduction de ces variables additionnelles n'affecte pas nos résultats.

Bilan : de la nécessité de tenir compte de la concentration des patrimoines...

Les résultats de notre étude empirique confirment l'existence, en France, d'effets de richesse sur la consommation de faible ampleur. Ils mettent en évidence des propensions marginales à consommer la richesse décroissantes avec le niveau de richesse et différenciées selon la nature des actifs. La propension à consommer la richesse financière est importante pour les patrimoines inférieurs à la médiane (11,5 centimes d'euro), nettement supérieure à l'effet richesse résultant de la propriété (1,6 centime d'euro). Pour les deux composantes, les effets décroissent avec le niveau de patrimoine : dans le décile supérieur, l'effet richesse est nul pour le patrimoine financier, et faible (0,6 centime d'euro) pour le logement principal.

Ces résultats plaident ainsi pour une prise en compte simultanée du niveau des patrimoines et de leur composition afin d'évaluer correctement les effets de richesse sur la consommation dans la population. En effet, ignorer ces aspects peut conduire à des conclusions fallacieuses : les estimations obtenues sans tenir compte des non-linéarités le long de l'échelle des patrimoines conduisaient à une propension marginale plus élevée pour la richesse immobilière que pour la richesse financière.

Cette analyse sur données individuelles souligne également le rôle de la concentration des patrimoines sur les effets de richesse. En effet, lorsque l'on raisonne en termes d'élasticités calculées au point moyen de chaque segment de population, il apparaît que la concentration de la richesse dans le haut de la distribution vient contrebalancer l'effet des propensions marginales à consommer décroissantes, en particulier pour la richesse immobilière.

13. Dans notre cas, il n'est pas possible d'introduire directement des mesures subjectives d'anticipations des ménages. Comme signalé précédemment, les questions relatives aux anticipations ont été posées à un autre sous-échantillon que celui interrogé sur la consommation dans l'enquête Patrimoine 2010.

Le rôle de l'endettement et des hypothèques

L'estimation de la propension marginale à consommer est censée évaluer un effet direct de richesse sur la consommation faisant suite à une valorisation non anticipée du patrimoine. Nous avons déjà souligné que cet effet pouvait se doubler d'un effet indirect *via* le canal de « confiance », traduisant l'impact de la révision des anticipations concernant les ressources futures sur la consommation. On peut y ajouter un autre effet indirect *via* le canal dit du « collatéral » : dans le cas où les biens immobiliers servent de garanties aux emprunts (hypothèque), la capacité d'emprunt du ménage dépend directement de la valeur de son parc immobilier (Browning *et al.*, 2013).

Une propension marginale à consommer la richesse immobilière plus forte avec des prêts hypothécaires

Le marché hypothécaire est cependant moins développé en France que dans d'autres pays, notamment les pays anglo-saxons. Il est essentiellement utilisé pour l'achat d'un logement. En France, les prêts pour l'achat d'un logement sont en effet principalement de deux types : (i) les hypothèques ou privilèges de prêteurs de deniers (qui se rapprochent le plus de la notion anglo-saxonne de « mortgages ») et (ii) le crédit-logement (emprunts garantis par une société de cautionnement, généralement une banque, une société d'assurance ou une mutuelle). En France, l'introduction du crédit hypothécaire rechargeable (à hauteur des remboursements déjà effectués) comme garantie possible aux crédits immobiliers et à la consommation (plafonné au montant initialement garanti) n'a eu lieu qu'en 2007 et a ensuite été abrogée en juillet 2014¹⁴.

En 2010, selon l'Autorité de contrôle prudentiel, moins de 30 % des crédits logement distribués étaient des prêts hypothécaires, la grosse majorité des emprunts immobiliers étant garantis par des sociétés d'assurances¹⁵. Malgré ce rôle potentiellement limité du canal du collatéral en France¹⁶, on peut toutefois se demander si les ménages détenant des emprunts garantis par des biens immobiliers ont des comportements de consommation spécifiques. Ainsi, au sein de notre échantillon économétrique, 9,4 % des ménages ont au moins un crédit en cours de remboursement gagé sur un bien immobilier.

Pour identifier des effets de richesse sur la consommation spécifiques aux ménages endettés avec des garanties immobilières, nous avons estimé l'équation de consommation du tableau 7 sur deux sous-populations : parmi les ménages propriétaires, ceux qui détiennent un prêt hypothécaire et ceux qui n'en détiennent pas.

On observe une plus forte propension marginale à consommer la richesse immobilière des ménages détenant des prêts gagés sur un bien immobilier, quel que soit le niveau de patrimoine net (multiplié par 1,5 en moyenne)¹⁷. Comme les variables de patrimoine sont définies en termes de valeur nette du capital restant dû, ces effets tiennent compte du niveau d'endettement des ménages. Par ailleurs, on retrouve des effets de richesse décroissants avec le niveau de patrimoine dans les deux sous-échantillons, ce qui est cohérent avec les conclusions du tableau 6.

Une plus grande diffusion des crédits hypothécaires au sein de la population serait donc susceptible d'affecter les comportements de consommation des ménages concernés et donc de renforcer les effets de richesse immobilière.

Si le crédit hypothécaire est « rechargeable » et même si les possibilités d'emprunts sont plafonnées au montant initialement garanti, les ménages dont la propriété est hypothéquée et qui disposent d'un patrimoine immobilier net plus important au moment de l'enquête ont également une capacité d'emprunt plus forte (ils sont moins contraints par la liquidité), ce qui tend à augmenter leur propension marginale à consommer le patrimoine.

Ces résultats seraient donc cohérents avec l'existence d'un canal du collatéral en France qui renforcerait les effets de richesse directs sur la consommation. Cependant, les propensions marginales à consommer la richesse plus élevées pour les ménages disposant de crédits hypothécaires pourraient également s'expliquer par un effet de sélection de l'offre

14. De plus, le crédit hypothécaire rechargeable n'était pas autorisé pour les crédits renouvelables (ou crédit revolving).

15. Source : ACP (2011), Synthèse sur le financement de l'habitat en 2010, Analyses et Recherche. Lien : http://www.acpr.banquefrance.fr/fileadmin/user_upload/acpr/publications/documents/201107-ACP-enquete-sur-le-financement-de-l-habitat-en-2010.pdf.

16. Sur données agrégées, Chauvin et Muellbauer (2014), à partir d'une modélisation jointe de la consommation, de l'endettement et des prix immobiliers, concluent à l'absence d'effet du canal du collatéral en France.

17. La différence n'est cependant pas significative pour les ménages les plus riches (dernier décile de patrimoine net).

bancaire, en particulier si les banques proposent les crédits hypothécaires à des ménages aux situations spécifiques en termes de risque ou de solvabilité.

Le rôle des contraintes de liquidité

Pour tester l'effet des contraintes de liquidité sur la propension marginale à consommer la richesse, l'échantillon des ménages a été scindé en deux et selon deux critères alternatifs :

- avoir fait face ou non à une contrainte de rationnement partiel ou total de crédits au cours

des 3 dernières années (cf. encadré 4 pour la définition de l'indicateur qualitatif) ;

- avoir ou non un ratio élevé d'endettement. Celui-ci est mesuré par le rapport du capital restant dû de l'ensemble des prêts du ménage sur ses revenus ; on définit comme « élevé » un ratio supérieur à 2, ce qui correspond au 9^e décile de la distribution de cette variable dans la population.

Si les résultats obtenus sur le sous-échantillon de ménages ayant rencontré des contraintes financières ne sont pas probants, ceux obtenus selon le ratio d'endettement montrent des effets

Tableau 7
Propension marginale à consommer la richesse, garanties immobilières et endettement

Variables de richesse	Percentiles de Patrimoine net	Collatéral		Endettement	
		Propriétaires avec garanties immobilières	Propriétaires sans garantie immobilière	Ratio capital restant dû/ revenu > 2	Ratio capital restant dû/ revenu < 2
Patrimoine financier	P ₁ -P ₄₉	0,075 <i>0,062</i>	0,078** <i>0,031</i>	0,017*** <i>0,043</i>	0,119*** <i>0,015</i>
	P ₅₀ -P ₆₉	0,037 <i>0,039</i>	0,030** <i>0,012</i>	0,067** <i>0,034</i>	0,021*** <i>0,008</i>
	P ₇₀ -P ₈₉	0,042* <i>0,022</i>	0,024*** <i>0,056</i>	0,042 <i>0,016</i>	0,013** <i>0,002</i>
	P ₉₀ -P ₉₉	0,006 <i>0,006</i>	0,003*** <i>0,001</i>	0,002 <i>0,003</i>	0,001 <i>0,001</i>
	Ensemble				
Patrimoine immobilier	P ₁ -P ₄₉	0,103*** <i>0,024</i>	0,061*** <i>0,007</i>	0,032*** <i>0,016</i>	0,016** <i>0,007</i>
	P ₅₀ -P ₆₉	0,046*** <i>0,011</i>	0,031*** <i>0,003</i>	0,030*** <i>0,007</i>	0,009*** <i>0,003</i>
	P ₇₀ -P ₈₉	0,026*** <i>0,059</i>	0,019*** <i>0,002</i>	0,018*** <i>0,005</i>	0,008*** <i>0,002</i>
	P ₉₀ -P ₉₉	0,014*** <i>0,002</i>	0,008*** <i>0,001</i>	0,013*** <i>0,004</i>	0,007*** <i>0,001</i>
	Ensemble				
Autres actifs	Ensemble	0,007*** <i>0,002</i>	0,006*** <i>0,001</i>	0,006*** <i>0,002</i>	0,007*** <i>0,002</i>
Autres contrôles		Oui	Oui	Oui	Oui
R ²		0,278	0,269	0,258	0,177
Nombre d'observations		351	2 011	550	2 904

Lecture : la propension marginale à consommer la richesse immobilière (nette) pour les ménages dont le patrimoine net est inférieur à la médiane et détenant au moins un prêt garanti par un bien immobilier est estimée à 10,3 centimes d'euro pour un euro de richesse supplémentaire, toutes choses égales par ailleurs.

La variable dépendante est le ratio de la consommation du ménage (hors biens durables) sur ses revenus (hors revenus du patrimoine). Variables de contrôles : âge, statut professionnel et diplôme de la personne de référence dans le ménage, nombre d'adultes et nombre d'enfants dans le ménage, contrainte de liquidité (sauf colonne 3), arrêts chômage passés sur longue période et petite période, arrêts maladie. Estimations par la méthode des MCO. *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. On a fait figurer l'écart-type en italique sous chaque coefficient.

Champ : ménages enquêtés dont la personne de référence (non étudiante) a plus de 24 ans et moins de 76 ans. Sont exclus les ménages avec un patrimoine brut supérieur à 5 millions d'euro, des revenus annuels inférieurs à 2000 euros ou des valeurs extrêmes sur le ratio consommation sur revenus.

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

de richesse immobilière et financière plus élevés lorsque les ménages sont fortement endettés (tableau 7, colonne 2). Comme la théorie le laissait attendre, un accroissement de richesse non anticipé permettrait à ces ménages de consommer d'avantage.

Des résultats robustes

Pour juger de la robustesse des résultats obtenus, nous avons ré-estimé nos régressions en élargissant le périmètre de l'échantillon, en faisant varier les définitions de certaines variables qui pourraient induire des comportements différenciés de la part des ménages.

Pour les propriétaires de leur résidence principale, les loyers fictifs ont tout d'abord été réintégrés dans les revenus et dans la consommation, ceci afin de rendre les dépenses des ménages plus homogènes à celles des locataires. Les effets richesse obtenus, globalement et sous toutes ses composantes (financière, immobilière ou autre), sont très proches des résultats précédents et ne remettent pas en cause les conclusions obtenues.

Si l'on ré-estime la régression du tableau 6 non plus sur les 25-75 ans mais sur tous les groupes d'âge, on obtient sensiblement les mêmes effets non linéaires entre la consommation et les différentes composantes de la richesse du ménage : de 8,5 centimes d'euros pour les patrimoines financiers les plus faibles à 0 pour les plus importants ; de 1,4 centimes d'euro pour les résidences principales les plus modestes à 0,6 centime pour les plus onéreuses.

Enfin, l'introduction de la variable « être contraint par la liquidité » est susceptible de poser plusieurs problèmes statistiques liés à sa potentielle endogénéité. Ainsi, si les contraintes de liquidités peuvent restreindre la consommation d'un ménage, une relation inverse est également possible : un ménage dont les dépenses de consommation seraient trop élevées pourrait voir ses demandes de prêts refusées. Plutôt que d'introduire la variable dichotomique dans les régressions, nous avons utilisé une estimation de la probabilité d'être contraint ou non, fonction d'un certain nombre de caractéristiques sociodémographiques du ménage. Là encore, la mesure des effets de richesse n'est pas modifiée et les ménages contraints présentent, comme dans

les régressions précédentes, une propension à consommer leur revenu plus importante.

* *
*

Notre étude empirique menée sur les données de l'enquête *Patrimoine 2010* a montré que l'effet richesse est globalement faible en France, se situant autour de 0,5 centime d'euro pour un euro de richesse supplémentaire, ce qui confirme les résultats obtenus sur données macroéconomiques. Une analyse plus fine révèle cependant que cet effet dépend de la nature des actifs considérés et qu'il présente de fortes non linéarités le long de l'échelle des patrimoines. Ainsi, la propension marginale à consommer la richesse financière passe de plus de 11 centimes pour les ménages dont le patrimoine net est inférieur à la médiane à un effet nul pour les ménages du décile le plus riche (entre 1,5 et 2,5 centime d'euro pour les classes moyennes patrimoniales). Cet effet richesse est nettement moins élevé pour la résidence principale pour laquelle les propensions marginales à consommer se situent entre 1,1 centime (pour les patrimoines net inférieur à la médiane) et 0,7 centime (pour le décile le plus riche). Enfin, ces effets richesse sont renforcés par l'existence d'un collatéral qui augmentent les capacités d'emprunt des ménages lorsqu'ils recourent aux hypothèques et par celle des contraintes de liquidité. En résumé, si globalement l'effet richesse est faible en France, il joue néanmoins un rôle non négligeable sur la consommation de certaines franges de la population.

Étudier cette influence du patrimoine et de ses fluctuations sur la consommation est important pour mieux comprendre la dynamique macroéconomique, particulièrement en période de crise économique et d'instabilité des marchés. Mesurer les effets richesse permet de mieux cerner les logiques de consommation des ménages et leur impact sur la croissance. Il s'agit notamment d'évaluer l'impact des variations de richesse ou encore de celui des contraintes sur les marchés du crédit sur le niveau des dépenses des particuliers. Pour la politique économique, il s'agit de mieux analyser les conséquences en termes de consommation et de croissance de toute mesure entraînant un enrichissement ou un appauvrissement patrimonial des ménages.

Notre étude apporte un éclairage sur les conséquences, en matière de consommation, des politiques qui affectent la valeur des actifs, qu'il

s'agisse de la politique monétaire (niveau des taux d'intérêt) ou des politiques fiscales (fiscalisation/défiscalisation de certains actifs). Les ménages les moins aisés sont en effet plus sensibles à la valeur de leurs actifs. Cependant, la concentration des patrimoines dans la population

est telle que les comportements des ménages les plus aisés contribuent davantage à l'effet richesse global. Les analyses portant sur la croissance et l'évaluation du bien-être devraient ainsi intégrer la diversité des comportements de consommation en fonction du patrimoine. □

BIBLIOGRAPHIE

Altissimo F., Georgiou E., Sastre T., Valderrama M. T., Sterne G., Stocker M., Weth M., Whelan K. et Willman A. (2005), « Wealth and asset price effects on economic activity », *ECB, Occasional Paper*, n° 29.

Ando A. et Modigliani F. (1963), « The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests », *American Economic Review*, vol. 53, pp. 55-84.

Aron J., Duca J. V., Muellbauer J., Murata K. et Murphy A. (2012), « Credit, Housing Collateral and Consumption: Evidence from the UK, Japan and the US », *Review of income and wealth*, vol. 58, n° 3, pp. 397-423.

Arrondel L., Borgy V. et Savignac F. (2012), « L'épargnant au bord de la crise », *Revue d'économie financière*, n° 108, pp. 69-90.

Arrondel L., Savignac F. et Tracol K. (2014), « Wealth and consumption: French households in the crisis », *International Journal of Central Banking*, vol. 10, n° 3, pp. 163-202.

Aspergis N. et Miller S.M. (2006), « Consumption asymmetry and the stock market: Empirical Evidence », *Economics letters*, n° 93, pp. 337-342.

Attanasio O.P., Blow L., Hamilton R. et Leicester A. (2009), « Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations », *Economica*, vol. 76, n° 301, pp. 20-50.

Attanasio O. P., Leicester A. et Wakefield M. (2011), « Do House prices drive consumption growth? The coincident cycles of house prices and consumption in the U.K », *Journal of the European Economic Association*, vol. 9, n° 3, pp. 399-435.

BCE (2013), « The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey: results from the first wave », *ECB Statistical Paper Series*, n° 2.

Bostic R., Gabriel S. et G. Painter (2009), « Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data », *Regional Science and Urban Economics* vol. 39, n° 1, pp. 79-89.

Bommier A., Magnac T., Rapoport B. et Roger M. (2006), « Droits à la retraite et mortalité différentielle », *Économie et Prévision*, n° 168, pp. 1-16.

Bover O. (2005), « Wealth effects on consumption: microeconomic estimates from the Spanish survey of household finances », *Banco de España Working Paper 0522*, Banque d'Espagne.

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

Browning M., Gortz M et Leth-Petersen S. (2013), « Housing wealth and consumption : a micro panel study », *Economic Journal*, vol. 123, pp. 401-428.

Buiter W. H. (2010), « Housing Wealth Isn't Wealth », *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, vol. 4, pp. 2010-2022.

Calomiris C. W., Longhofer S. D. et Miles W. (2009), « The (Mythical?) Housing Wealth Effect », *NBER Working Papers 15075*, National Bureau of Economic Research.

Campbell J. Y. et Cocco J. (2007), « How do house prices affect consumption? Evidence from micro data », *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, n° 3, pp. 591-621.

Carroll C. et Kimball, M. (1996), « On the concavity of the consumption function », *Econometrica*, vol. 6, pp. 981-992.

Carroll C. D., Otsuka M., et Slacalek J. (2011), « How Large Are Housing and Financial Wealth

- Effects? A New Approach », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 43, n° 1, pp. 55-79.
- Chauvin V. et Damette O. (2010)**, « Effets de richesse : le cas français », *Économie et Statistique*, n° 438-440, pp. 111-140.
- Chauvin V. et Muellbauer J. (2014)**, « Consumption, household portfolios and the housing market : a flow of funds approach for France », *mimeo, présenté au Congrès annuel de l'AFSE, Lyon, juin 2014*
- Commission Européenne (2011)**, « Study on the costs and benefits of different policy options for mortgage credit » - Rapport final.
- Contreras J. et Nichols J. (2010)**, « Consumption responses to permanent and transitory shocks to house appreciation », *FEDS Discussion Paper*, n° 2010-32, Federal Reserve Board.
- Cooper D. (2013)**, « Housing price fluctuations: the role of housing wealth as borrowing collateral », *Review of Economics and Statistics*, vol. 95, n° 4, pp. 1183-1197.
- Cooper D. et Dynan K. (2014)**, « Wealth effects and macroeconomic dynamics », *Journal of Economic Surveys*, à paraître.
- Cristini A. et Sevilla-Sanz, A. (2011)**, « Do House Prices Affect Consumption? A Comparison Exercise », *Economics Series Working Papers*, n° 589, University of Oxford.
- Deaton A. (1992)**, *Understanding Consumption*, Clarendon Press, Oxford.
- Disney R., Gathergood J. et Henley A. (2010)**, « House Price Shocks, Negative Equity, and Household Consumption in the United Kingdom », *Journal of the European Economic Association*, vol. 8, n° 6, pp. 1179-1207.
- Dynan K. et Maki D. (2001)**, « Does stock market wealth matter for consumption? », *FEDS Working Paper* n° 2001-21, Federal Reserve Board
- Dynan K., Skinner J. et Zeldes S. (2004)**, « Do the rich save more? », *Journal of Political Economy*, n° 112, pp. 397-444.
- Eurostat (2013)**, « Statistical matching of EU-SILC and the Household Budget Survey to compare poverty estimates using incomes, expenditures and material deprivation », *Methodologies and Working Papers*.
- Fenz G. et Fessler P. (2008)**, « Wealth Effects on Consumption in Austria », *Monetary Policy & the Economy*, vol. 4, pp. 68-84.
- Friedman M. (1957)**, *A Theory of the Consumption Function*, NBER, Princeton University Press, New Jersey.
- Girardot P. et Marionnet D. (2007)**, « La composition du patrimoine des ménages entre 1997 et 2003 », dans *France, portrait social*, édition 2007, Insee, pp. 155-174.
- Guiso L., Paiella M. et Visco I. (2006)**, « Do capital gains affect consumption? Estimates of wealth effects from Italian household behavior », dans L. Klein (éd.), *Long Run Growth and Short Run Stabilization: Essays in Memory of Albert Ando (1929-2002)*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Juster F., Lupton J., Smith J. et Stafford F. (2006)**, «The Decline in Household Saving and the Wealth Effect », *Review of Economics and Statistics*, vol. 88, n° 1, pp. 20-27.
- King M. (1990)**, « Discussion of Muellbauer, J. and A. Murphy, (1990) : Is The U.K. Balance of Payments Sustainable? », *Economic Policy*, vol. 5, n° 11, pp. 383-388.
- Lamarche P. et Salembier L. (2012)**, « Les déterminants du patrimoine : facteurs personnels et conjoncturels », dans *Les revenus et le patrimoine des ménages*, Insee Références, édition 2012.
- Lettau M. et Ludvigson S. C. (2004)**, « Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption », *American Economic Review*, vol. 94, n° 1, pp. 276-299.
- Marquez E., Martinez-Canete A. R., et Perez-Soba I. (2013)**, «Wealth shocks, credit conditions and asymmetric consumption: Empirical evidence for the U.K.», *Economic Modelling*, vol. 33, pp. 357-366.
- Masson A. (1988)**, « Permanent Income, Age and The Distribution of Wealth », *Annales d'Économie et de Statistique*, vol. 9, pp. 227-256.
- Menchik P.L. et David P. (1983)**, « Income Distribution, Lifetime Savings, and Bequests », *American Economic Review*, vol. 73, pp. 672-690.
- Modigliani F. (1971)**, « Monetary Policy and Consumption: Linkage via Interest Rate and Wealth Effects in the FMP Model », *Conference Series n° 5, working paper* n° 115, Federal Reserve Bank of Boston.

Modigliani F. et Brumberg R. (1954), « Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data », dans K. K. Kurihara, éd., *Post-Keynesian Economics*, NJ. Rutgers University Press, New Brunswick, pp. 388-436.

Muellbauer J. (2010), « Household decisions, credit markets and the macroeconomy: implications for the design of central bank models », *BIS Working Paper n° 306*, Bank for International Settlements, Bâle..

Paiella M. (2007), « Does wealth affect consumption? Evidence for Italy », *Journal of Macroeconomics*, vol. 29, pp. 189-205.

Poterba J. M. (2000), « Stock Market Wealth and Consumption », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n° 2, pp. 99-118.

Sierminska E. et Takhtamanova Y. (2007), « Wealth effects out of financial and housing wealth: cross country and age group comparisons ». *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*, n° 2007-01, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Slacalek J. (2009), « What Drives Personal Consumption? The Role of Housing and Financial Wealth », *The B.E. Journal of Macroeconomics*, De Gruyter, vol. 9, n° 1.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ÉCHANTILLON UTILISÉ

Moyennes des variables utilisées

	Ensemble enquête <i>Patrimoine</i>	Module consommation	Échantillon économétrique
Patrimoine brut	261 090	265 330	254 861
Patrimoine net	231 048	235 231	220 654
Patrimoine financier	51 686	52 023	44 593
Résidence principale	125 856	129 177	137 786
Autres actifs immobiliers	35 619	39 418	39 130
Autres actifs (hors immobilier)	47 929	44 712	33 352
Revenu (hors revenu du patrimoine)	32 567	32 841	36 143
Âge			
Moins de 30 ans	0,201	0,184	0,074
De 30 à 39 ans	0,173	0,187	0,224
De 40 à 49 ans	0,180	0,193	0,231
De 50 à 59 ans	0,175	0,183	0,214
De 60 à 69 ans	0,158	0,147	0,177
De 70 à 75 ans	0,113	0,105	0,081
Activité			
Travailleurs indépendants	0,063	0,050	0,050
Travailleurs salariés	0,488	0,527	0,611
Retraités	0,345	0,316	0,253
Chômeurs	0,058	0,056	0,031
Autres	0,046	0,051	0,055
Diplôme			
Aucun	0,184	0,160	0,147
Inférieur au baccalauréat	0,447	0,447	0,447
Baccalauréat	0,134	0,134	0,127
Supérieur court	0,104	0,095	0,103
Supérieur long, grandes écoles	0,133	0,164	0,176
Taille du ménage			
Nombre d'adultes	1,575	1,578	1,624
Nombre d'enfants	0,655	0,665	0,792
Contraintes de liquidité (oui/non)	0,114	0,122	0,13
Périodes longues de chômage dans le passé	0,134	0,139	0,152
Périodes courtes de chômage dans le passé	0,117	0,127	0,139
Arrêts maladie dans le passé	0,035	0,034	0,035
Nombre d'observations	12 788	4 519	3 454

Lecture : la première colonne donne la moyenne des variables utilisés dans la totalité de l'échantillon de l'enquête Patrimoine (France métropolitaine). Moyenne pondérée.

Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?

Bertrand Garbinti * et Pierre Lamarche **

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

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

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

Rappel :

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

* Département des études économiques, Insee et Crest LMI.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Modèles théoriques : des prédictions diverses

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

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

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

sous la contrainte :

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

L'estimation de la consommation hors biens durables

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

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

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

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

Statistiques descriptives

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

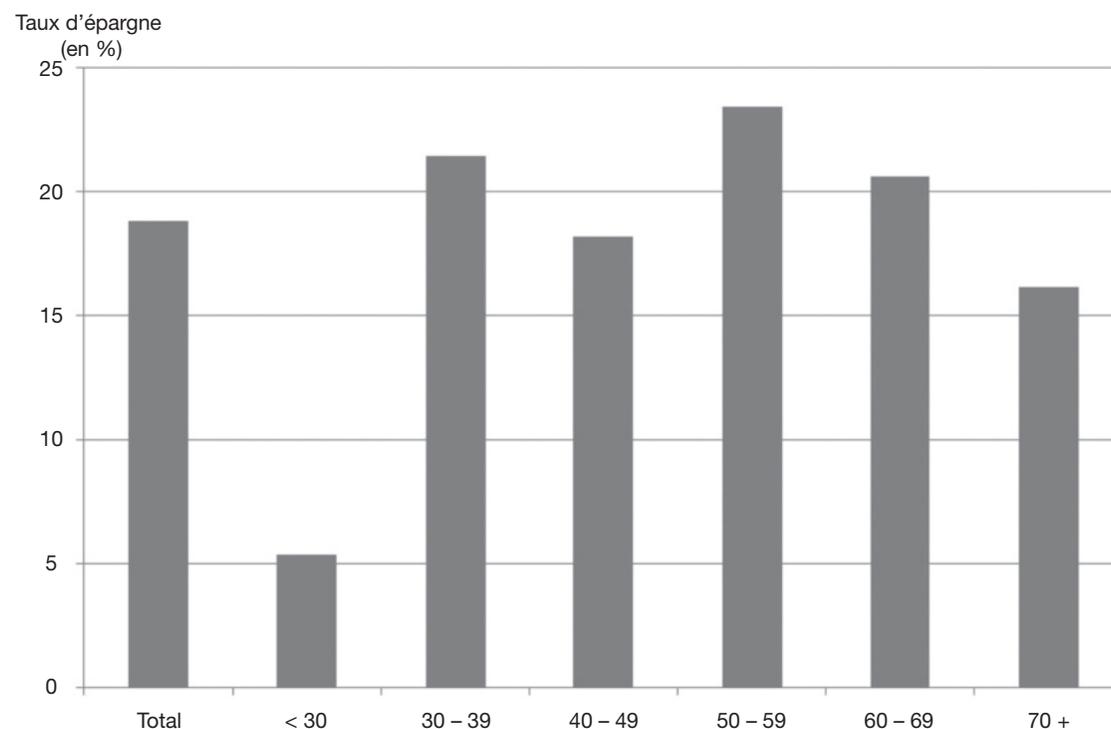
$$\frac{S}{Y} = f(Y^P) + X\beta + u$$

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

Méthode 1 : restriction de l'échantillon

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

Graphique I
Taux d'épargne médian par âge



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

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

Source : enquête Patrimoine 2010.

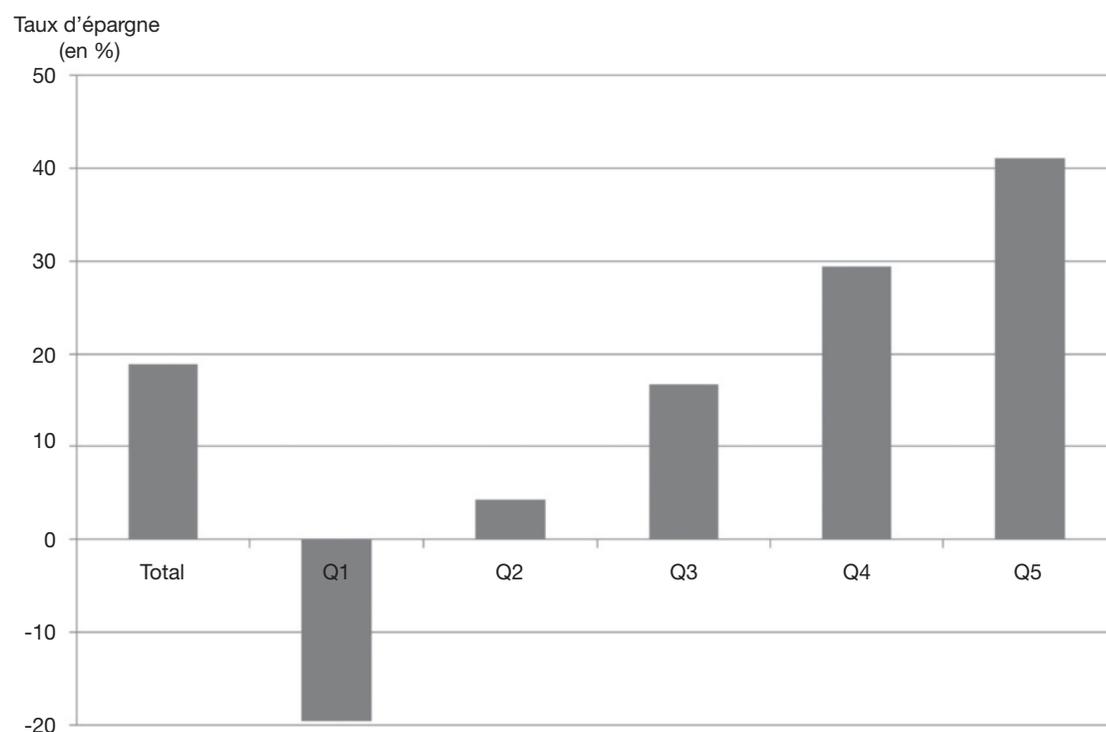
est à peu près normal et identifie alors le revenu courant au revenu permanent. Cette manière de procéder est assez cohérente avec la définition du revenu permanent qu'il donne : "le revenu que le ménage aurait reçu s'il n'avait pas eu de chocs transitoires sur celui-ci". Cela reste une méthode assez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

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

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

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

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



Note : revenu disponible (euros) : p20 = 16 600, p40 = 23 700, p60 = 32 800, p80 = 45 700.
Lecture : en 2009, la moitié des ménages appartenant au premier quintile de revenu ont désépargné plus de 19,5 % de leurs revenus annuels.
Champ : ménages au revenu disponible annuel supérieur à 2 000 euros.
Source : enquête Patrimoine 2010.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Les résultats

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

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

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

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

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

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

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

Tableau 1
Épargne et revenu courant (régression médiane)

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

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

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

Champ : ménages.

Source : enquête Patrimoine 2010.

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

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

... et avec le revenu permanent

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Tableau 2
Épargne et revenu permanent : premières approches

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

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

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

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

Champ : ménages sans entrée d'argent exceptionnelle.

Source : enquête Patrimoine 2010.

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

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

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

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

Note : Taux d'épargne hors biens durables

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

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

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

Champ : ménages sans entrée d'argent exceptionnelle.

Source : enquête Patrimoine 2010.

Tableau 4
Ensemble des estimations (salariés et anciens salariés)

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

Note : Taux d'épargne hors biens durables

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

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

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

Champ : salariés ou salariés retraités.

Source : enquête Patrimoine 2010.

* *
*

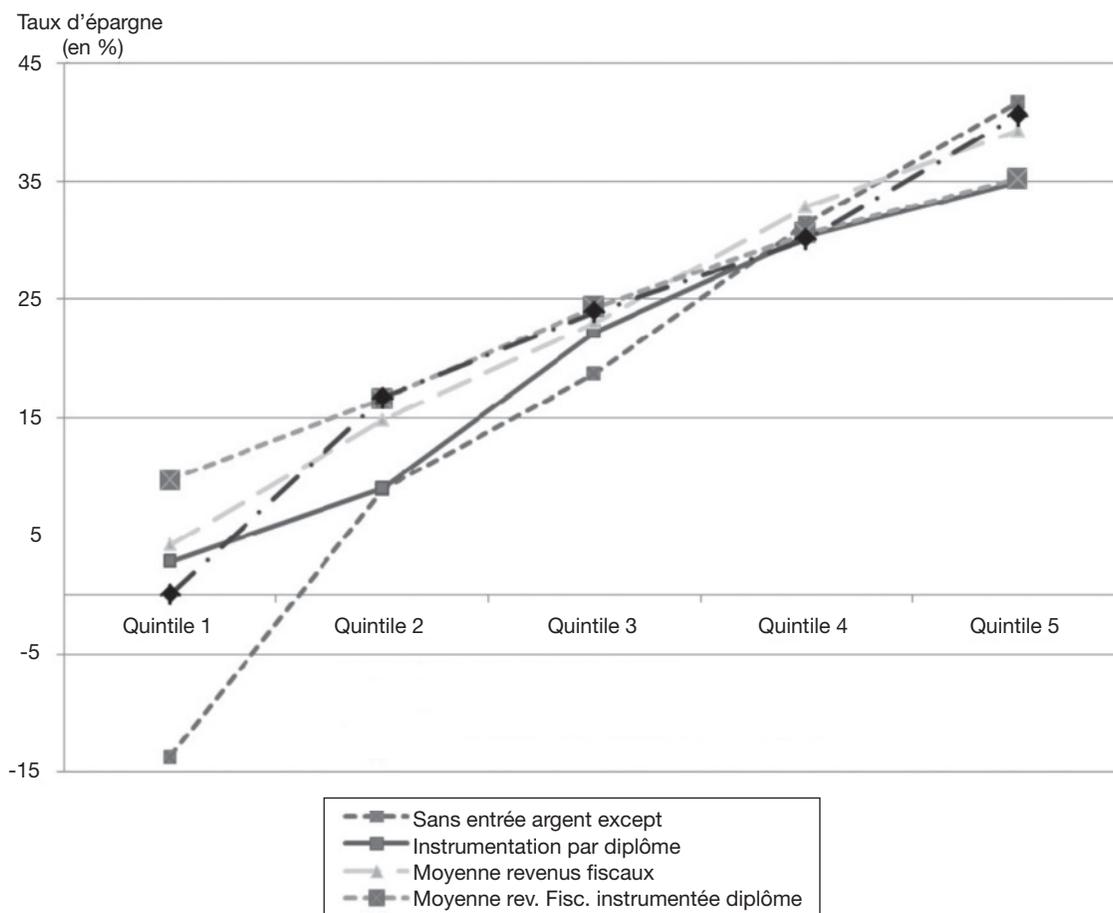
Grâce à l'enquête *Patrimoine 2010* et au nouveau module d'interrogation sur la consommation des ménages, nous avons pu associer cinq méthodes pour apporter un nouvel éclairage sur un débat ancien et parfois controversé. Ces différentes méthodes aboutissent toutes à la même conclusion : les ménages aux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

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

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

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

Graphique III
Taux médians en fonction du quintile de revenu permanent



Lecture : une fois contrôlé de l'âge, la moitié des ménages appartenant au premier quintile de revenu permanent (calculé sur l'ensemble du cycle de vie) n'ont rien épargné ou ont désépargné en 2009.
Champ : salariés ou salariés retraités.
Source : enquête Patrimoine 2010, calcul des auteurs.

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

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

BIBLIOGRAPHIE

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Inégalités de patrimoine entre générations : les donations aident-elles les jeunes à s'installer ?

Luc Arrondel *, Bertrand Garbinti ** et André Masson ***

En France, l'écart de patrimoine s'accroît entre les plus âgés et les plus jeunes qui, de plus, héritent de plus en plus tard. Différentes mesures fiscales ont tenté de pallier ce déséquilibre. En 2007, par exemple, l'abattement sur les transmissions vers les enfants a été multiplié par trois et porté à 150 000 euros. Depuis, il a été ramené à 100 000 euros.

Plusieurs études montrent que les parents sont sensibles aux avantages fiscaux accordés aux donations. On peut néanmoins s'interroger sur l'impact de tels transferts : comment les donations, notamment précoces, sont-elles utilisées ?

Cet article rappelle l'importance croissante que revêtent en France les transmissions et les inégalités patrimoniales entre les générations. Les données de l'enquête Insee *Patrimoine 2010* permettent ensuite d'étudier l'impact des différentes formes de transmissions (entre vifs ou au décès) sur deux comportements clefs des jeunes générations : l'achat de la résidence principale et la création d'entreprise.

Nous montrons que la probabilité de créer ou reprendre une entreprise est plus élevée lorsqu'une donation a été reçue mais ne l'est pas si un héritage a été perçu. La probabilité d'acheter son logement augmente, elle, avec ces deux formes de transfert. Nous proposons plusieurs mesures de l'intensité du lien entre transmissions et investissements. Ce dernier est plus fort lorsque le bénéficiaire du transfert est jeune. La hausse des prix de l'immobilier des années 2000 se serait accompagnée d'un renforcement du lien entre donation et achat du logement. Nous traitons enfin la question de l'effet causal de la donation : cette dernière favorise-t-elle la décision d'acquisition du logement ou accompagne-t-elle une décision déjà formée ? Nous utilisons le fait que la probabilité de recevoir une donation diminue avec la taille de la fratrie pour montrer que l'effet causal de la donation s'avère plus élevé que les effets jusqu'alors mis en évidence.

Rappel :

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

* CNRS-École d'économie de Paris, Banque de France, Chaire TDTE.

** Insee-Crest.

*** CNRS-École d'économie de Paris, EHESS, Chaire TDTE.

Nous remercions les deux référés anonymes pour leur aide précieuse, les participants du séminaire du Département des études économiques de l'Insee et ceux du séminaire « Chaire Transition démographique-transition économique » à la Caisse des dépôts et consignations (CDC), ainsi que Sylvie Blasco, Xavier D'Haultfoeuille, Mathilde Gaini, Pierre Lamarche, Thomas Piketty, Roland Rathelot, Muriel Roger et Augustin Vicard pour les discussions enrichissantes autour du sujet, des données ou des méthodes économétriques utilisées.

Les inégalités de patrimoine entre générations sont régulièrement au centre du débat public. Le premier constat est que la richesse est détenue principalement par les plus âgés et que les jeunes générations héritent de plus en plus tard – autour de 50 ans, voire au-delà si l'on tient compte du fait que le patrimoine des parents est surtout reçu à la mort du deuxième parent. De fait, les travaux de Piketty (2011) attestent le poids croissant des héritages et autres transmissions reçues dans la constitution des patrimoines français, ce qui contribue aussi à renforcer les inégalités de richesse au sein des générations.

Différentes mesures fiscales ont eu parmi leurs objectifs affichés, celui de pallier ce déséquilibre intergénérationnel. En 2007, la loi Travail, emploi et pouvoir d'achat (TEPA) a modifié de nombreuses dispositions relatives aux transmissions de patrimoine. Elle a notamment relevé les abattements qui existaient pour les donations et successions. L'un des relèvements les plus importants concernait les transmissions vers les enfants : l'abattement qui était jusqu'alors de 50 000 euros (par enfant et par parent) a été multiplié par trois et porté à 150 000 euros. Il a été ensuite ramené à 100 000 euros en août 2012 (cf. annexe A).

La pertinence économique de ces incitations fiscales peut être évaluée sur deux plans :

- Le premier aspect tient de l'évaluation des politiques publiques : quel est l'impact effectif de la fiscalité sur les comportements de transmission des parents ?
- Le second aspect est plus une question d'économie politique : à supposer que les incitations fiscales soient opérantes, est-il efficace économiquement et juste socialement de favoriser ces transmissions aux enfants ?

Les ménages sont-ils sensibles aux incitations fiscales concernant la taxation des donations et successions ? Pour la France, les séries historiques comparées du nombre de successions et donations déclarées conduisent à répondre par l'affirmative. L'étude économétrique d'Arrondel et Lafferrère (2001) montre par ailleurs que les ménages qui possèdent un patrimoine dont la transmission par succession est taxable ont une probabilité deux fois plus élevée d'effectuer une donation que ceux dont le patrimoine est comparable mais non taxable¹. Ces auteurs ont également montré que cette plus forte propension à transmettre affecte

également les montants transmis, qui sont plus élevés pour les ménages au patrimoine taxable. De même, sur données américaines, Joulfaian et McGarry (2004) concluent que la différence de taxation entre donations et successions a un effet de court terme sur les donations des plus aisés ; et Bernheim *et al.* (2004) montrent que les ménages qui s'attendent à une forte baisse de la taxation relative des successions par rapport aux donations diminuent ou retardent leurs donations. Reste que la donation ne répond pas uniquement à un motif d'optimisation fiscale. Toujours sur données américaines, plusieurs auteurs (McGarry, 2001 ; Poterba, 1998 ; Joulfaian et McGarry, 2004) mettent en évidence le fait que les ménages n'utilisent pas totalement les avantages fiscaux liés aux donations : une majorité de parents susceptibles de tirer parti de ces incitations n'a pas ainsi effectué de transferts financiers *inter vivos* vers ses descendants directs².

Mais est-il souhaitable d'inciter aux donations ? En effet, par un effet dit « Carnegie »³, les transmissions peuvent inciter leurs bénéficiaires à diminuer leur offre de travail. Mais à l'inverse, elles peuvent leur permettre de réaliser des projets tels la création d'entreprise ou l'achat de la résidence principale. S'agissant de l'offre de travail des bénéficiaires, Holtz-Eaking, Joulfaian et Rosen (1993) confirment sur données américaines l'existence d'un effet Carnegie significatif : un célibataire en activité qui perçoit un héritage de 150 000 dollars a une probabilité de quitter le monde du travail 4 fois supérieure à celle de celui qui hérite de moins de 25 000 dollars. Joulfaian et Wilhelm (1994) concluent que l'effet sur l'augmentation de la consommation est de faible ampleur tout en étant plus élevé que l'effet observé sur la diminution de l'offre de travail, jugé particulièrement faible. Bo *et al.* (2012) estiment sur données norvégiennes que le fait d'avoir reçu un héritage réduit l'offre de travail, particulièrement lorsque l'héritage

1. Le fait que la fortune soit taxable dépend, outre de son montant global, de sa composition, du statut matrimonial et surtout du nombre d'enfants.

2. Cette réponse seulement partielle des ménages aux incitations fiscales n'est pas forcément le signe d'une rationalité limitée : ces derniers peuvent vouloir garder le dernier mot dans leur désir de contrôler les comportements de leurs enfants, garder une réserve de précaution en cas d'accidents de santé futurs ou d'une longévité élevée, etc. (voir Arrondel et Masson, 2006).

3. Cet effet Carnegie tire son nom d'une citation d'Andrew Carnegie qui, en 1891, dans son Évangile de la richesse, affirmait que « les parents qui laissent à leur fils une énorme fortune détruisent généralement ses talents, sa motivation et l'incitent à mener une vie moins utile et moins méritante que celle qu'il aurait menée autrement ».

est élevé. En revanche, cet effet Carnegie ne semble pas présent dans le cas français⁴.

Le cœur de notre étude concerne l'impact des donations et héritages reçus par les enfants sur leurs projets d'investissement patrimoniaux, acquisition du logement ou création d'entreprise. Peut-on mettre en évidence l'équivalent d'un effet Carnegie, qui conduirait certains bénéficiaires de ces transferts à renoncer à ces projets patrimoniaux ou à les retarder⁵? Ou au contraire, donations et héritages permettraient-ils de desserrer des contraintes de crédit et autoriseraient ainsi les ménages qui le veulent à devenir propriétaires et les entrepreneurs potentiels à créer leur entreprise ?

Dans un premier temps on rappelle les enjeux qui sous-tendent notre étude : l'importance croissante que revêtent désormais les transmissions patrimoniales en France ainsi que l'augmentation des inégalités de richesse entre les plus jeunes et les plus âgés, alors que l'on hérite de plus en plus tard du fait de l'allongement inédit de l'espérance de vie et du renforcement des droits du conjoint survivant qui retardent d'autant la réception de l'héritage. Cette situation tend à accroître les inégalités inter et intragénérationnelles et conduit à s'interroger sur les moyens à même de pallier ces déséquilibres. Ainsi, une réforme fiscale visant à œuvrer dans ce sens se verrait confier deux objectifs en partie contradictoires : diminuer les inégalités intragénérationnelles (en augmentant par exemple l'impôt sur des transmissions facteurs d'inégalités) et favoriser fiscalement la mobilité du patrimoine vers les jeunes générations (afin de réduire les inégalités intergénérationnelles tout en favorisant les projets des jeunes générations). Ceci nous amène à discuter une solution proposée par Arrondel et Masson (2012) qui consisterait en une taxation plus différenciée entre héritage et donation⁶.

La suite de l'article est consacrée à la mesure empirique des effets différentiels des donations et héritages sur les projets patrimoniaux des enfants bénéficiaires. Un survol rapide de la littérature permet de mieux apprécier notre contribution, en particulier par rapport à l'étude menée par Arrondel et Masson (2011) sur les données françaises de l'enquête Insee *Patrimoine* 2003-2004 qui concluait qu'avoir reçu une donation ou un héritage augmentait la probabilité d'avoir acheté sa résidence principale et qu'avoir reçu une donation augmentait la probabilité d'avoir créé ou repris une entreprise. Notre travail porte sur les données plus récentes

de l'enquête Insee *Patrimoine* 2009-2010. Il repose sur des techniques économétriques plus sophistiquées, qui prennent en compte notamment une éventuelle hétérogénéité entre les ménages, désireux ou non de devenir propriétaires ou entrepreneurs (*split model*).

Les conclusions obtenues recoupent largement les résultats de cette étude précédente mais sont plus précises. Nous montrons que la probabilité de créer ou reprendre une entreprise est plus élevée lorsqu'une donation a été reçue mais ne dépend pas des héritages perçus. Par contre, la probabilité d'acheter sa résidence principale est liée à ces deux formes de transfert (mais davantage à la donation). Dans les deux cas, les effets mis en évidence sont plus importants pour les plus jeunes.

Des résultats complémentaires concernent plus particulièrement l'achat immobilier. La hausse des prix des années 2000 se serait accompagnée d'un renforcement de l'effet de la donation sur l'achat de la résidence principale. Par ailleurs, la correction du biais d'endogénéité permet d'évaluer l'effet causal de la donation et de mesurer son importance : nous utilisons le fait que la probabilité de recevoir une donation diminue avec la taille de la fratrie pour montrer que cet effet causal de la donation s'avère encore plus élevé que les corrélations jusqu'alors mises en évidence.

Une société française de plus en plus « patrimoniale »

Le montant annuel des transmissions inter-générationnelles fluctue sur longue période. Il représenterait désormais plus de 10 % du PIB soit environ 200 milliards d'euros. Les transmissions apparaissent donc comme un phénomène macroéconomique non négligeable. Elles affectent les inégalités de patrimoine entre générations et au sein des générations. Les évolutions récentes font ainsi apparaître une plus forte concentration des richesses en faveur des ménages les plus âgés, ce qui semble plaider pour des mesures fiscales qui instaureraient une

4. Voir Wolff (2013) et les travaux cités dans cet article : l'auteur considère aussi les transferts en temps reçus par les enfants actifs (garde des petits-enfants par exemple).

5. On considère bien sûr les transferts patrimoniaux hors le logement pour l'accession à la propriété et hors l'actif professionnel pour la création d'entreprise.

6. L'annexe A brosse rapidement un état des lieux de la fiscalité actuelle des transmissions.

plus forte taxation des héritages tout en favorisant une mobilité accrue du patrimoine vers les jeunes générations.

Le poids croissant des transmissions dans l'économie au cours des 30 dernières années

Tiré du travail de Piketty (2011), le graphique I retrace l'évolution historique du ratio des flux de transmissions rapportés au Revenu national brut⁷ de 1820 aux années 2000. Les transmissions patrimoniales prises en compte comprennent les aides entre ménages (dons ponctuels, versements réguliers, etc.) et les transmissions déclarées, donations du vivant et héritages. Les carrés blancs représentent la courbe obtenue après des corrections multiples, effectuées pour majorer les montants déclarés (en donation ou héritage) des successions non déclarées et des actifs exonérés, telles les assurances-vie qui se sont

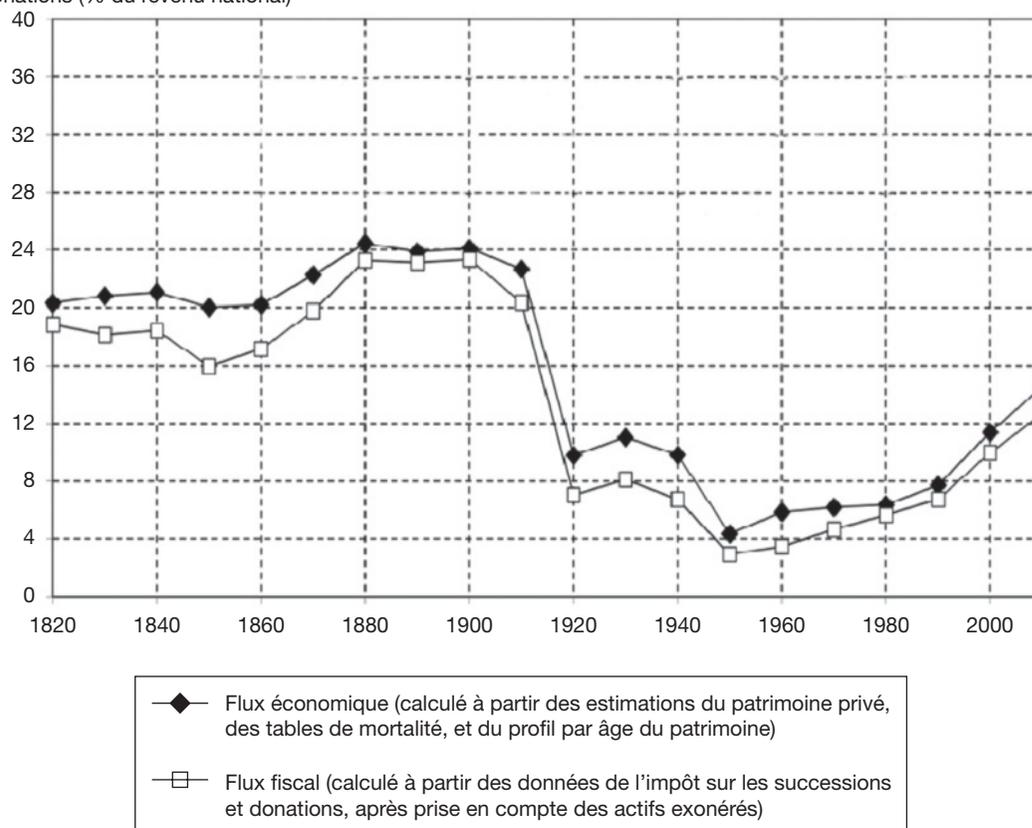
beaucoup développées depuis les années 80. Les losanges noirs représentent les ratios obtenus en évaluant chaque année les flux de transmissions à partir d'une reconstitution des patrimoines moyens et des taux de mortalité selon l'âge. Ces deux méthodes aboutissent à des résultats relativement convergents. Les conclusions générales apparaissent peu contestables. Après un plateau relatif élevé avant 1914, l'évolution générale est en forme de U, avec une chute brutale jusqu'en 1920, un creux bas dans les années 1950 à 1980, puis une remontée soutenue sur les trente dernières années qui a fait plus que doubler le poids relatif des transmissions rapporté au montant du PIB.

Cette hausse du poids des transmissions depuis les années 1980 a d'ailleurs eu des conséquences très concrètes. Tout d'abord, un accroissement

7. Le Revenu national représente actuellement 80 à 85 % du PIB.

Graphique I
Le flux successoral annuel exprimé en pourcentage du revenu national, France 1820-2010

Valeur annuelle des successions et donations (% du revenu national)



Lecture : le flux successoral annuel représentait 20 %-25 % du revenu national au 19^e siècle et jusqu'en 1914, avant de chuter à moins de 5 % dans les années 1950, et de remonter à 15 % en 2010.
Source : Le capital au XX^e siècle, T. Piketty, 2013 (voir piketty.pse.ens.fr/capital21c).

du nombre de déclarations fiscales. Une succession sur deux était déclarée aux impôts en 1984 alors qu'elles le sont plus de deux fois sur trois aujourd'hui. Ensuite, les montants moyens hérités ont augmenté. Entre 2000 et 2006, la succession moyenne a augmenté de 75 %, de 100 000 euros à 175 000 euros (soit 57 % en termes réels), ce qui s'explique notamment par la hausse du prix de l'immobilier sur la période. L'allongement de l'espérance de vie a eu certes pour conséquence que l'on hérite de ses parents de plus en plus tard, à 42 ans en 1984 contre plus de 50 ans aujourd'hui, mais ces héritages plus tardifs ont été en partie compensés par des transferts *inter vivos* précoces, l'âge moyen des donataires étant passé de 39 ans en 1984 à 37 ans seulement en 2000. Enfin, les séries historiques montrent que les donations déclarées ont fortement augmenté en nombre durant les années 1990, notamment en raison des avantages fiscaux conséquents qui leur ont été accordés au cours de cette période : exonération des droits de succession pour les donations effectuées plus de 10 ans auparavant (1992), élargissement de certains droits aux petits-enfants (1996), etc.⁸ Les enquêtes *Patrimoine* de l'Insee (cf. encadré 1), qui ont l'avantage de tenir compte de l'ensemble des donations, déclarées ou non, aux enfants adultes, révèlent au sein de la population des ménages « concernés », ayant des enfants hors domicile, une proportion effectivement croissante de parents déjà donateurs : 9 % en 1992, 13 % en 2004 et 15 % en 2010.

Sauf chez les agriculteurs, la donation apparaît comme un « bien de luxe », une pratique des

ménages les plus aisés. La proportion de parents donateurs varie ainsi considérablement selon la classe sociale : en 2010, elle concerne près de 40 % des ménages agriculteurs, elle s'établit autour de 20 % pour les autres indépendants et les cadres, mais à moins de 10 % chez les employés et les ouvriers. Comme le montre le graphique II, elle dépend plus encore du niveau de richesse : elle s'élève à environ 6 % dans le quartile le plus pauvre pour atteindre près de la moitié des parents dans le centile le plus riche – la petite bosse entre les déciles de patrimoine 3 à 5 correspondant aux petites donations foncières chez les agriculteurs.

Quoi qu'il en soit, cette augmentation rapide depuis 30 ans du poids des transmissions par rapport au PIB soulève de nombreuses questions. Dans les années 1920, l'économiste libéral Franck Knight suggérait que la détention d'un patrimoine provenait d'un « mélange complexe d'héritage, de chance et d'effort, probablement dans cet ordre d'importance » : dans ce cadre, la tendance actuelle serait à un renforcement de l'importance de l'héritage – ou plus largement des transmissions reçues – ou encore de la chance (plus-values immobilières) par rapport

8. Voir Arrondel et Masson (2011). La baisse relative depuis le début des années 2000 de ces donations déclarées, effectuées devant notaire, s'expliquerait par l'augmentation sensible d'autres types de donations : dons manuels, dons de sommes d'argent instaurées en 2004-2005. Ces derniers ont bénéficié d'une plus grande simplicité d'utilisation et se sont de fait substitués en partie aux donations déclarées ; ils sont cependant de montants moins élevés. Le lecteur trouvera dans Garbinti (2014) une analyse détaillée de ces autres formes de dons et de leur évolution récente.

Encadré 1

LES ENQUÊTES PATRIMOINE DE L'INSEE

Depuis 1997, les enquêtes *Patrimoine* de l'Insee ont lieu tous les 6 ans environ : 1997-1998, 2003-2004 et 2009-2010. Elles ont pris la suite des enquêtes *Actifs Financiers* (1986 et 1992). Ce sont ces données qui sont utilisées dans cet article.

L'objectif principal de ces enquêtes consiste à mesurer le patrimoine des ménages français et à en analyser la distribution et les inégalités au sein de la population. Elles permettent ainsi d'étudier la composition, la transmission et le processus d'accumulation de la richesse. Pour cela, elles disposent d'informations particulièrement riches concernant la situation socio-économique des ménages, leur parcours scolaire, professionnel et patrimonial.

L'enquête *Patrimoine* 2009-2010 dispose d'informations concernant 15 000 ménages représentatifs

de la population française. Grâce à cette enquête, il est possible de connaître les donations et héritages reçus par les ménages, la date d'acquisition du logement principal des ménages propriétaires, la date de mise en couple ou de divorce, le nombre d'enfants ainsi que leur année de naissance. Des informations précises sur les entreprises possédées par le ménage sont également exploitables. De plus, un calendrier rétrospectif de l'activité professionnelle des adultes du ménage permet de connaître en détail leur parcours.

Cette enquête constitue donc une source particulièrement riche pour répondre à un questionnement sur le lien entre la réception d'une donation ou d'un héritage et l'achat de la résidence principale ou la création d'entreprise.

au travail ou à l'épargne personnelle. L'écart se creuserait alors entre « héritiers » et « non-héritiers », surtout si l'on tient compte du poids croissant des donations, apanage des classes les plus aisées. Sans qu'il s'agisse vraiment d'un retour à la France du 19^e siècle (le poids des transmissions demeure moins élevé qu'avant 1914 et l'État-providence était quasi-inexistant à cette époque), on peut bien sûr s'interroger sur une telle évolution que certains auteurs analysent comme pouvant menacer à terme la cohésion sociale⁹.

La concentration accrue du patrimoine aux mains des plus âgés

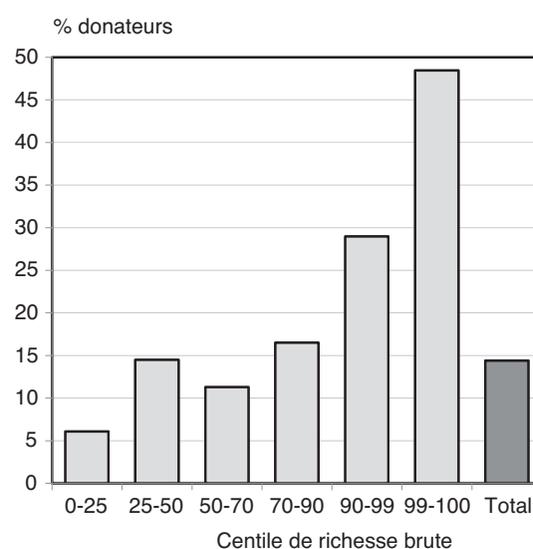
Le fait que les transmissions – largement représentatives du patrimoine des plus âgés – augmentent sensiblement plus vite que la croissance économique tout en renforçant les inégalités de richesse entre individus du même âge constitue un phénomène préoccupant. Et l'augmentation des donations, déclarées ou non, n'empêche pas une concentration accrue du patrimoine aux mains des plus âgés. Le graphique III recense ainsi les taux de détention du logement principal en fonction de l'âge du chef de ménage sur les 25 dernières années (enquêtes *Patrimoine* réalisées par l'Insee de 1986 à 2010) : à peine plus de 10 % de la classe d'âge des moins de 30 ans est propriétaire ou accédant à la propriété de son logement alors que la détention de ce bien

concerne aujourd'hui 58 % des Français et plus de 70 % des ménages entre 50 et 70 ans. L'effet de cycle de vie ne peut expliquer un tel écart, et se combine à un effet de génération défavorable aux plus jeunes : alors qu'il a plutôt augmenté au sein des 50-70 ans, le pourcentage de propriétaires a décliné depuis 1986 chez les moins de 40 ans. Les générations du baby boom ont bénéficié de la politique vigoureuse en faveur du logement menée dans les années 1950 et 1960, combinée à des taux d'intérêt réels *ex post* souvent négatifs du fait d'une forte inflation. À l'inverse, l'âge moyen de l'accession à la propriété du logement principal a augmenté au sein des jeunes générations en raison notamment de l'augmentation du prix du logement dans les grandes villes.

Utilisant ces mêmes enquêtes *Patrimoine* entre 1992 et 2010, le graphique IV concerne, à titre d'exemple, la richesse brute médiane des ménages selon l'âge (plus représentative et beaucoup mieux mesurée par enquête que la richesse moyenne). Pour permettre des comparaisons plus pertinentes dans le temps, elle mesure des écarts relatifs selon l'âge à la médiane sur l'ensemble de la population

9. Cette évolution est par exemple dénoncée par Baudelot (2011) au nom des valeurs méritocratiques : « sous la masse croissante des patrimoines immobiliers et financiers qui se transmettent, ce sont bien les valeurs méritocratiques, fondement de nos sociétés démocratiques, qui sont menacées ».

Graphique II
Pourcentage de parents donateurs selon la richesse brute en 2010



Lecture : près de 50 % des parents appartenant au dernier centile de richesse brute ont effectué une donation.
Champ : population des ménages ayant des enfants hors domicile.
Source : enquête Patrimoine 2009-2010, Insee.

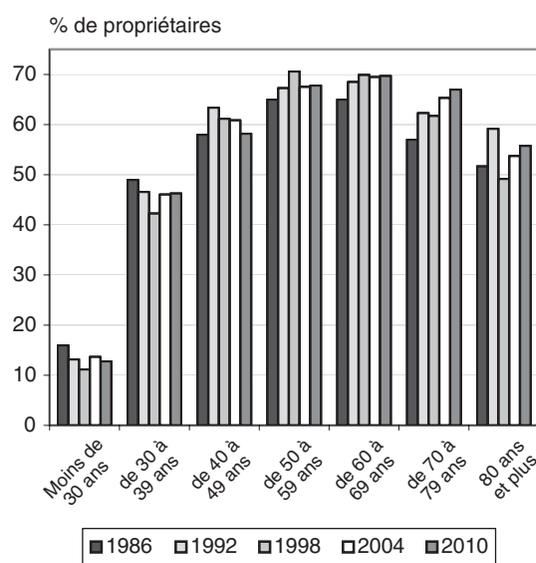
à l'année considérée. Si l'on tient compte du fait que les estimations de montant de richesse sont (pour des raisons techniques) moins fiables en 1998, on observe des effets de génération comparables à ceux obtenus pour la propriété du logement : les 60 ans ou plus ont vu leur position relative s'améliorer sur les vingt dernières années. On obtient des conclusions similaires si l'on remplace la médiane par la moyenne, ou si on considère le seul patrimoine financier¹⁰ : la part des richesses détenue par

les plus de 60 ans a sensiblement augmenté sur les vingt dernières années.

Ce déséquilibre patrimonial croissant entre les classes d'âges est source d'interrogations, surtout dans la conjoncture actuelle. Tout d'abord, le patrimoine détenu après la retraite constitue plus souvent une rente qu'un capital d'investissement

10. Voir Arrondel et Masson (2013).

Graphique III
Pourcentage de ménages propriétaires par classes d'âge

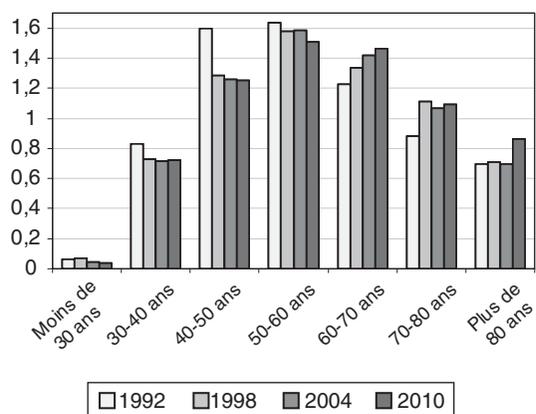


Lecture : au sein de l'enquête Patrimoine 1986, 49 % des ménages où la personne de référence a entre 30 et 39 ans sont propriétaires de leur résidence principale.

Champ : ménages.

Source : enquêtes Patrimoine, Insee.

Graphique IV
Patrimoines médians relatifs par classe d'âge



Lecture : le patrimoine médian relatif des ménages où la personne de référence est âgée de 40 à 50 ans dans l'enquête Patrimoine 1992 représente 1,6 fois le patrimoine médian de la population totale.

Champ : ménages.

Source : enquêtes Patrimoine, Insee.

à long terme ou un outil de production. Ensuite, les besoins de base sont normalement plus importants en début de vie adulte, qu'il s'agisse de financer des études supérieures, de se loger, d'assumer les charges de famille ou même de créer son entreprise. Bref, les jeunes ménages peuvent subir des contraintes de liquidité et d'accès au crédit que des ressources supplémentaires (provenant par exemple des parents) permettraient de lever tout en assurant une relance de la consommation. Par ailleurs, ce déséquilibre s'accompagne d'une augmentation des écarts au sein des générations, entre propriétaires et locataires, héritiers et non héritiers, etc. Il aurait en outre tendance à s'auto-reproduire puisque l'on hérite du patrimoine des parents de plus en plus tard.

Comment améliorer la mobilité du patrimoine entre générations ?

Face aux constats précédents, il semble opportun de s'interroger sur les mesures fiscales qui permettraient d'améliorer cette situation « sous-optimale » tant au plan de l'efficacité économique, lorsque des contraintes de crédit sont avérées, que sur celui des inégalités¹¹. Le poids croissant des transmissions inégales pourrait inciter à une taxation élevée de ces transferts. Mais d'un autre côté, le déséquilibre patrimonial en faveur des aînés inciterait à accroître la mobilité du patrimoine vers les plus jeunes, qui ont normalement plus d'appétence pour les actifs risqués que leurs aînés : l'épargne irait alors davantage vers le secteur productif et l'investissement de long terme.

Comment augmenter cette mobilité du patrimoine ? Une idée serait par exemple d'accorder un avantage fiscal significatif aux transferts entre vifs comme les donations familiales. Mais nous avons vu que ces dernières sont un bien de luxe, qui va en outre plutôt à des enfants déjà aisés : il apparaît donc peu souhaitable, au plan de l'équité, de diminuer sensiblement leur imposition. Une autre possibilité pourrait être de taxer plus fortement et plus progressivement les seuls héritages familiaux de manière à conférer, indirectement, un avantage fiscal relatif aux donations auquel les parents pourraient s'avérer sensibles¹². La conséquence serait d'inciter les seniors à consommer ou à donner davantage plutôt qu'à léguer en fin de vie à des enfants d'âge mûr, en recourant à divers dispositifs : donations familiales, dons ou legs caritatifs, produits viagers permettant une liquéfaction partielle ou totale du patrimoine immobilier, etc. (cf. Arrondel et Masson, 2012 et 2013).

Quel que soit le dispositif fiscal envisagé, son efficacité sera étroitement liée à trois enjeux majeurs :

- Le premier enjeu tient aux inquiétudes que suscite la solvabilité financière de la sécurité sociale et des retraites : soucieux d'assurer leur consommation des vieux jours ou de financer leur éventuelle dépendance, les aînés pourraient répugner à se démunir de leurs biens trop tôt¹³. Le dispositif fiscal proposé sera donc d'autant plus efficace que les dépenses sociales pour les plus âgées apparaîtront maintenues et sécurisées.

- Le deuxième enjeu concerne la forte impopularité dont pâtit aujourd'hui l'impôt sur les transmissions en France comme ailleurs : depuis les années 1970, les recettes de cet impôt disparaissent ou diminuent en proportion du PIB dans la plupart des pays développés alors que ce n'est pas le cas des recettes globales générées par les autres formes d'imposition du patrimoine ou du capital (cf. Arrondel et Masson, 2012 et 2013).

- Le dernier enjeu concerne l'efficacité de transmissions plus rapides sur leurs projets patrimoniaux des enfants bénéficiaires : la donation (précoce) encourage-t-elle les jeunes ménages français à accéder à la propriété ou à créer leur entreprise en levant d'éventuelles contraintes de liquidité que subissent ces derniers sur le marché du crédit ? C'est cette question qui est l'objet principal du présent article.

Les donations et héritages ont-ils un effet sur l'achat de la résidence principale et la création d'entreprise ?

Les ménages bénéficiaires de transmissions familiales sont-ils sujets à une sorte d'effet Carnegie, étant d'autant moins enclins, toutes choses égales par ailleurs, à créer leur entreprise ou à acquérir leur logement ? Ou, au contraire, sont-ils aidés à devenir entrepreneur ou propriétaire, et cela d'autant plus que la transmission

11. L'annexe A brosse un état des lieux de la fiscalité actuelle des transmissions en France.

12. Ceci pourrait générer de nouvelles recettes fiscales et relâcherait d'autant plus la pression sur les autres formes d'imposition du patrimoine ou du capital, opérées du vivant des propriétaires (ISF, CSG, taxes foncières, etc.).

13. Le développement de produits viagers qui leur permettraient aussi bien d'accélérer la transmission à leurs enfants que de générer un complément de ressources liquides peut ainsi apparaître comme particulièrement intéressant.

est précoce, permettant de lever d'éventuelles contraintes de liquidité et barrières à l'emprunt ?

S'agissant de la création d'une entreprise, la littérature conclut généralement à un effet positif des transmissions qui permettraient de desserrer les contraintes de liquidité. Sur données britanniques, Blanchflower et Oswald (1998) montrent ainsi que les personnes qui ont reçu une donation ou un héritage ont une probabilité plus élevée de devenir entrepreneur individuel. Sur données américaines, Evans et Jovanovic (1987 et 1989) trouvent que les entrepreneurs potentiels ont une plus grande probabilité de mener à bien leur projet s'ils possèdent un patrimoine initial, résultat qu'ils attribuent à l'existence de contraintes de liquidité. Holtz-Eakin, Joulfaian et Rosen (1994) montrent que les contraintes de liquidité exercent une influence sur la survie des entreprises et que les entrepreneurs ayant reçu un héritage important ont une probabilité plus élevée de rester entrepreneurs et de dégager de meilleures performances (mesurées par les recettes de l'entreprise). Le fait qu'un patrimoine déjà constitué augmente la longévité d'une entreprise est également corroboré par Fairlie et Krashinsky (2012). Lindh et Ohlsson (1998) concluent également à l'existence de contraintes de crédit à partir de données suédoises. Hurst et Lusardi (2012) soulignent cependant que les contraintes de liquidité n'empêchent pas la création des petites entreprises aux États-Unis dans la mesure où celles-ci ne nécessitent qu'un faible apport initial.

L'importance du milieu familial est soulignée dans plusieurs études américaines qui insistent sur l'avantage comparatif que représente le fait d'avoir un parent travailleur indépendant ou d'avoir pu se former en travaillant dans une entreprise familiale (Fairlie et Hobb, 2007, Hout et Rosen, 2000). Sur les données françaises de l'enquête Insee *Actifs financiers* de 1992, Laferrère (1998) détecte l'existence de contraintes de liquidité que les transferts peuvent contribuer à lever, mais souligne le rôle prépondérant et complémentaire de l'environnement familial, à travers notamment la transmission du capital humain ou social adapté : de fait, les transferts patrimoniaux augmentent beaucoup plus la probabilité de devenir indépendant pour les fils de salariés que pour les fils d'indépendants. Sur les données françaises de l'enquête *Patrimoine* 2003-2004, Arrondel et Masson (2011) retrouvent le rôle clef de l'origine familiale. Les auteurs concluent qu'avoir reçu une donation augmente sensiblement la probabilité d'avoir créé ou repris une entreprise ;

cependant, les autres formes de transmission sont sans effet significatif, soit parce qu'elles sont de montant trop faible ou destinées à un autre usage (aides financières), soit parce qu'elles arrivent trop tard (héritages).

La littérature existante est plus riche dans le cas de l'acquisition du logement¹⁴. La plupart des études montrent que les transferts familiaux réduisent le temps d'acquisition du logement et l'apport personnel des enfants, augmentent la valeur du logement et réduisent les montants empruntés. Guiso et Jappelli (2002) sur données italiennes et Engelhardt et Mayer (1998) sur données américaines concluent ainsi que l'effet de loin le plus important concerne la hausse de la valeur du logement, l'impact sur le temps d'acquisition étant limité¹⁵. Sur les données françaises plus riches de l'enquête *Actifs financiers* 1992, Spilerman et Wolff (2012) obtiennent des résultats qui vont dans le même sens ; mais les transferts engendrent une réduction du coût d'acquisition du logement (apport personnel, montant de l'emprunt) plus marquée que dans les études étrangères. En outre, toutes choses égales par ailleurs, le patrimoine détenu par les parents pendant la jeunesse des enfants a des effets comparables à celui des transferts, ce qui montre que l'influence de la richesse parentale sur le devenir patrimonial et le bien-être des enfants peut emprunter des chemins plus complexes.

Par rapport à ces études, notre travail apporte deux contributions essentielles. La première, empirique, vient de ce qu'elle repose sur les données riches et récentes de l'enquête *Patrimoine* 2009-2010 qui permettent de traiter à la fois de l'actif le plus important pour l'ensemble des ménages, à savoir le logement, mais aussi du statut d'entrepreneur qui concerne une population plus ciblée ; c'est pourquoi nous nous sommes limités ici à la probabilité de devenir propriétaire ou entrepreneur.

La seconde contribution, d'ordre méthodologique, est double : l'utilisation de *split models* permet d'isoler dans les modèles de durée à hasards proportionnels la sous-population vraiment intéressée par l'acquisition du logement ou la création d'entreprise ; et le recours à une variable instrumentale autorise la correction d'un éventuel biais d'endogénéité concernant

14. Voir les références économiques mais aussi sociologiques dans Spilerman et Wolff (2012).

15. Guiso et Jappelli (2002) en concluent que les transferts (inter vivos) contribuent assez peu à lever des contraintes de crédit particulièrement fortes sur le marché italien.

l'effet des transferts. Ces deux corrections (hétérogénéité et causalité réciproque) conduisent ainsi à accroître l'ampleur des effets causaux de la donation sur l'acquisition du logement par rapport aux estimations initiales – estimations qui confèrent déjà un rôle plus important à la donation sur l'accession à la propriété que dans les études étrangères¹⁶.

On commence par décrire les données utilisées avant d'expliquer et de justifier la méthodologie retenue. On traite ensuite de la création d'entreprise qui tente près de la moitié de la population en soulignant notamment l'effet de levier des donations précoces. On aborde enfin l'acquisition du logement, projet qui concerne la grande majorité des Français en analysant plus particulièrement le rôle de la donation : effet de la bulle immobilière des années 2000, correction des biais d'endogénéité, etc.

Les données utilisées

On utilise ici les données de l'enquête *Patrimoine 2009-2010* (cf. encadré 1). Pour l'étude de l'achat de la résidence principale, nous nous sommes restreints aux propriétaires qui ont acheté leur logement. Ceux ayant hérité leur logement ou l'ayant reçu par donation ont été exclus de l'échantillon car nous centrons notre analyse sur la décision d'achat. Cette sélection s'impose d'ailleurs d'elle-même dans la mesure où notre perspective est celle de l'estimation d'un effet causal¹⁷. L'approche est ici une approche par ménage car notre *a priori* est que la décision d'achat est une décision qui implique autant la personne de référence que son éventuel conjoint.

Dans le même esprit, pour l'étude de la création et de la reprise d'entreprises, nous nous sommes restreints aux entreprises qui ont été créées ou achetées à un tiers hors de la famille. Ainsi, nous n'incorporons pas des entreprises qui auraient été héritées totalement ou en partie. L'approche choisie ici est une approche individuelle (par personne de référence). L'effet que nous étudierons porte sur la création et la reprise d'entreprises qui ont survécu jusqu'au moment de l'enquête. Les entreprises qui auraient été créées et auraient disparu avant l'enquête ne sont donc pas prises en compte.

Quel que soit le phénomène étudié, si plusieurs donations ou héritages ont été reçus, on prend en compte l'année de la première transmission. De la même manière, si plusieurs entreprises

ont été créées ou reprises, on prend en compte l'année de la plus ancienne. Par ailleurs, nous étudions les comportements des individus à partir de l'année de leurs 15 ans. Pour l'achat de la résidence principale, au vu de la distribution des âges d'achat, nous nous sommes restreints aux âges inférieurs à 80 ans. Cela revient à exclure 0,2 % des achats constatés. Pour la création et la reprise d'entreprise, nous nous sommes restreints aux âges inférieurs à 60 ans, ce qui exclut 2,2 % des créations et reprises.

Enfin, nous avons fait le choix de nous centrer sur le fait d'avoir reçu une donation ou un héritage plutôt que sur les montants transmis. L'exploitation des montants reçus en donation ou héritage s'avère en effet difficile. Les montants sont fréquemment absents et, lorsqu'ils ont été renseignés, c'est le plus souvent sous la forme de tranches de montants. La nécessité de revaloriser les montants en fonction de l'année où ils ont été reçus constituerait une difficulté supplémentaire.

Donnons à présent quelques statistiques descriptives sur la fréquence et le *timing* des transferts. 8,4 % des acheteurs (on désigne désormais ainsi les personnes de référence des ménages qui ont acheté leur résidence principale) déclarent avoir reçu un don avant d'acheter et 7,8 % un héritage (graphique V). À titre de comparaison, sur l'ensemble de l'échantillon sélectionné, 11 % des personnes de référence et 9,3 % des conjoints déclarent avoir reçu une donation, 15 % des personnes de référence et 11 % des conjoints déclarent avoir reçu un héritage. 8,6 % des entrepreneurs ont reçu une donation avant de créer ou reprendre une entreprise et 6,3 % ont reçu un héritage.

Concernant le *timing*, les acheteurs qui ont reçu un don l'ont reçu le plus souvent l'année de leur achat (graphique VI). Si l'on observe la durée qui sépare le moment où le don est reçu et celui où la résidence principale est achetée, on constate que 13 % des acheteurs qui ont reçu un don l'ont reçu l'année de l'achat, 8,5 % l'année précédant l'achat et 5 % deux ans auparavant. En ce qui concerne les héritages, 5 % des acheteurs l'ont reçu l'année de l'achat, 4 % l'année précédant l'achat et 3,8 % deux ans auparavant. Par ailleurs, les donations perçues par leur

16. Dans le cas de la création ou de la reprise d'une entreprise, la faiblesse des échantillons concernés rend beaucoup moins précise la correction des biais d'endogénéité ; c'est pourquoi cette correction ne figure pas dans l'article.

17. Nos conclusions ne s'avèrent pas sensibles à ce choix. On trouvera une discussion à ce sujet dans Garbinti (2014).

conjoint présentent un profil assez similaire et les réceptions des héritages apparaissent plus tardives (graphique C1 de l'annexe C).

De même, chez les entrepreneurs¹⁸, les donations et héritages ont le plus souvent été reçus l'année de l'achat (graphique VII). 10 % des entrepreneurs qui ont reçu un don l'ont reçu l'année de la création. La distribution apparaît toutefois nettement moins symétrique que pour les ménages acheteurs de leur résidence principale. Les héritages sont également perçus le plus souvent l'année de la création (7 % des héritages perçus). En ce qui concerne les conjoints des entrepreneurs, la distribution ne laisse pas apparaître de profil particulier (graphique C2 en en annexe C).

La modélisation retenue

Si l'on suivait un échantillon de personnes jusqu'à leur décès, il serait aisé de connaître la totalité des événements passés qu'elles ont connus au cours de leur vie. Ici, nous n'avons qu'une information partielle, tronquée : lorsque les ménages sont interrogés pour l'enquête *Patrimoine*, il est possible de connaître leur passé mais évidemment pas leur futur. On considère donc que toute l'information concernant la vie des ménages n'est pas disponible :

plus tard, après l'enquête, certains ménages achèteront leur résidence principale, créeront une entreprise, etc.

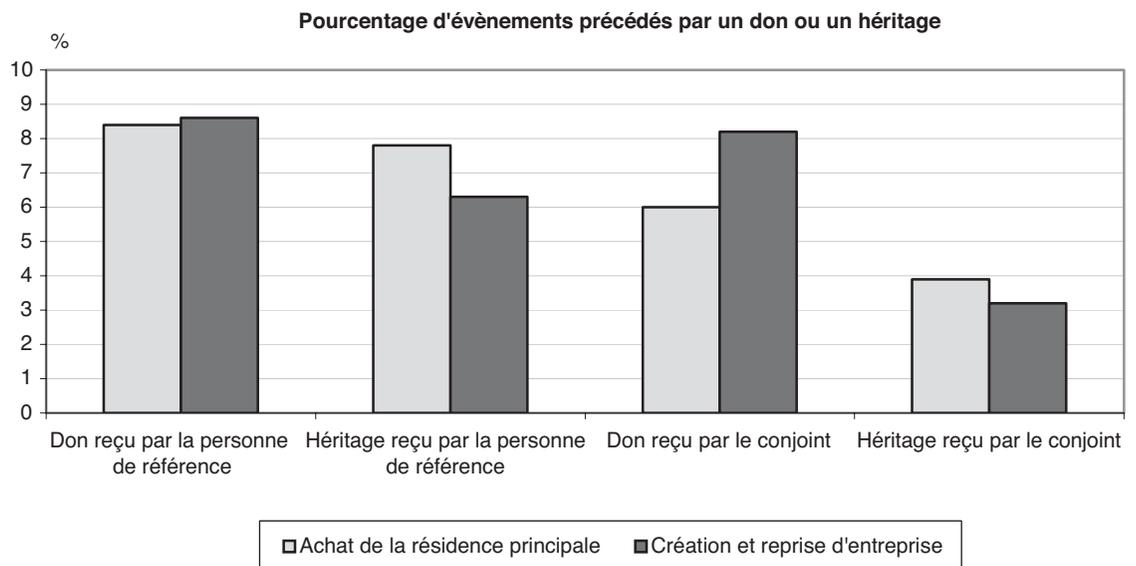
Le cadre d'analyse de ce type de données est celui des modèles de durée où l'on considère que l'on n'observe les comportements des individus que jusqu'à un certain moment (le moment de l'enquête) : l'information concernant les comportements futurs du ménage est donc « censurée » car inconnue à ce moment-là. Le modèle choisi est le modèle à hasards proportionnels et à temps discret. C'est un modèle classique, qui offre une grande flexibilité et qui est largement répandu dans la littérature. Plus précisément, nous observons les événements de manière annuelle et non infra-annuelle (on ne connaît pas le jour, le mois, ...). Le modèle qui découle naturellement de ce cadre d'étude est le modèle dit « Log log complémentaire »¹⁹.

Le modèle précédent permet d'estimer sur l'ensemble de la population étudiée les déterminants des comportements d'achat de la résidence principale et de création d'entreprise.

18. Pour des raisons de lisibilité, on désigne ainsi les personnes qui ont créé une entreprise ou en ont racheté une à un tiers hors de leur famille.

19. Une démonstration de cette propriété peut être trouvée par exemple dans Prentice et Gloeckler (1978).

Graphique V
Fréquence des dons et héritages



Lecture : parmi les ménages qui ont acheté leur résidence principale, 8,4 % des personnes de référence (PR) ont reçu un don avant l'achat et 7,8 % un héritage. 6 % des conjoints ont reçu un don avant l'achat et un héritage avant dans 3,9 % des cas. Parmi les ménages où la PR a créé ou repris une entreprise, 8,6 % des PR ont reçu un don avant la création/reprise et 6,3 % ont reçu un héritage avant. Champ : ménages ayant soit acheté leur résidence principale (colonnes de gauche), soit créé ou repris une entreprise (colonnes de droite).

Source : échantillon enquête Patrimoine 2009-2010.

Il apparaît également intéressant de connaître l'effet des différentes variables sur ces comportements pour la sous-population des personnes réellement intéressées soit par l'achat de la résidence principale, soit par la création d'entreprise. En effet, il est tout à fait possible qu'au sein de la population, certaines personnes ne souhaitent pas créer d'entreprise, et cela quelle que soit leur situation socio-économique. De la même manière, certains ménages peuvent souhaiter rester locataires. Malheureusement aucune variable de l'enquête *Patrimoine* ne permet d'isoler les individus potentiellement concernés par ces comportements.

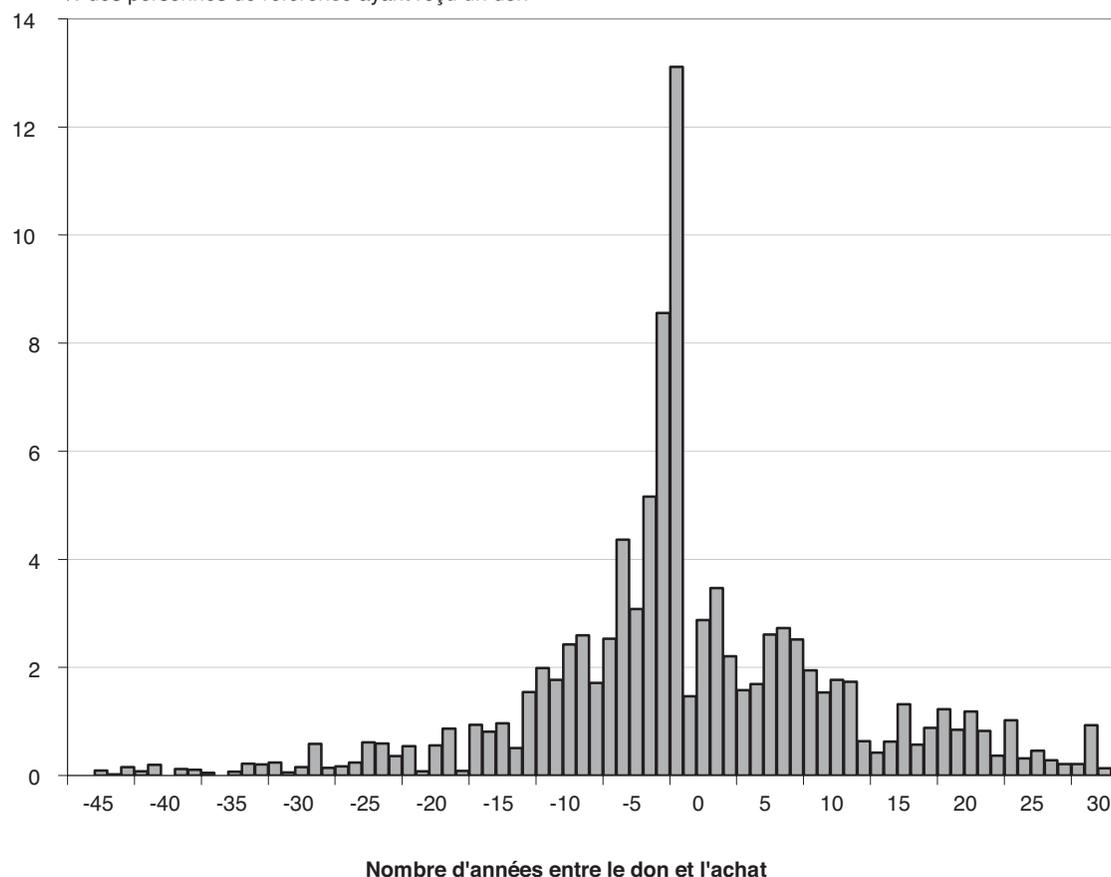
En l'absence d'une telle variable, nous utilisons le modèle développé par Schmidt et Witte (1989) afin de tenir compte de cette hétérogénéité. Ce modèle est nommé *split population model*

car il permet de faire l'hypothèse que la population est découpée en deux sous-populations : l'une potentiellement intéressée par la création d'entreprise (resp. l'achat de la résidence principale) et l'autre qui ne souhaite pas en créer une (resp. acheter)²⁰. Comme, à notre connaissance, il n'existe pas de nom français pour ce modèle, nous le nommerons donc par la suite soit *split model*, soit « modèle avec hétérogénéité ». Le modèle « log log complémentaire » qui est le modèle initial sera appelé « modèle sans hétérogénéité ». Des précisions sur le *split model* sont présentées dans l'annexe B.

20. C'est un modèle fréquemment employé en biostatistique où, à la suite de Maller et Zhou (1996), il est généralement nommé « cure model » car il est utilisé afin d'étudier les phénomènes de rechute après un traitement et permet de prendre en compte le fait qu'une partie de la population est « guérie » après le traitement initial et n'est donc pas soumise à un risque de rechute.

Graphique VI
Délai entre donation/héritage reçus par la personne de référence et achat de la résidence principale

(a) Délai entre donation reçue par la personne de référence et achat de la résidence principale
 % des personnes de référence ayant reçu un don



Lecture : 13 % des acheteurs qui ont reçu un don l'ont reçu l'année de l'achat, 8,5 % l'année précédant l'achat et 5 % deux ans auparavant.

Champ : personnes de référence ayant acheté leur résidence principale et reçu un don.

Source : échantillon enquête Patrimoine 2009-2010.



Les donations favoriseraient la création et la reprise d'entreprise

Avoir reçu une donation est associé à une probabilité annuelle de création ou reprise d'entreprise 1,5 fois plus élevée (cf. tableau 1, colonnes (1) et (3)). Dans les colonnes (2) et (4) du tableau 1, le fait de recevoir une donation a été croisé avec l'âge de réception de celle-ci afin de juger de l'importance de l'âge auquel la donation est reçue. Il s'avère que la probabilité de créer ou reprendre une entreprise est encore plus élevée si la donation a lieu avant 35 ans. Le fait de recevoir un héritage n'est pas significatif au seuil de 10 %. Si la donation, surtout précoce, permet de desserrer des contraintes de crédit, les héritages, plus tardifs, semblent intervenir trop tard.

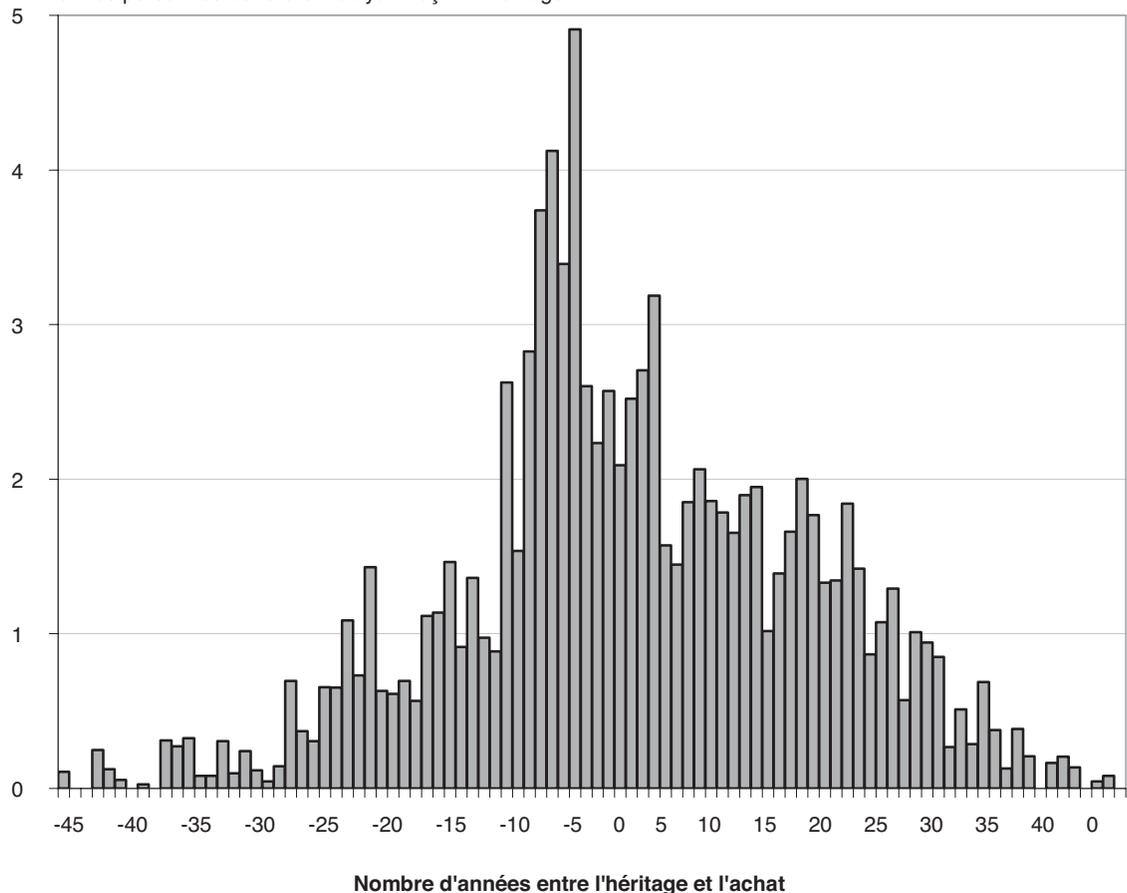
D'autres déterminants ont des effets plus importants. Le fait que les parents de la personne de

référence aient été agriculteurs, travailleurs indépendants ou aient exercé une profession libérale est associé à une probabilité supérieure d'être créateur ou reprenneur d'une entreprise²¹. Si le ménage est propriétaire de sa résidence principale ou si les parents de la personne de référence ou de son conjoint sont en vie et possèdent un patrimoine conséquent, la probabilité que la personne de référence devienne entrepreneur est également plus élevée. Ces facteurs jouent dans le sens d'un desserrement des contraintes de crédit, soit parce que le ménage possède déjà un bien qu'il peut hypothéquer, soit parce que les parents peuvent se porter caution. Il est alors plus facile d'obtenir un prêt bancaire.

21. Par exemple, si le père de la personne de référence est agriculteur, la probabilité instantanée de création ou reprise d'entreprise est 2,25 à 2,5 fois supérieure à celle d'un ménage où le père de la personne de référence est employé ou ouvrier. Cette probabilité est multipliée par 1,7 à 1,8 s'il est travailleur indépendant, et par 1,7 à 1,9 s'il exerce une profession libérale.

Graphique VI (suite)

(b) Délai entre héritage reçu par la personne de référence et achat de la résidence principale
% des personnes de référence ayant reçu un héritage

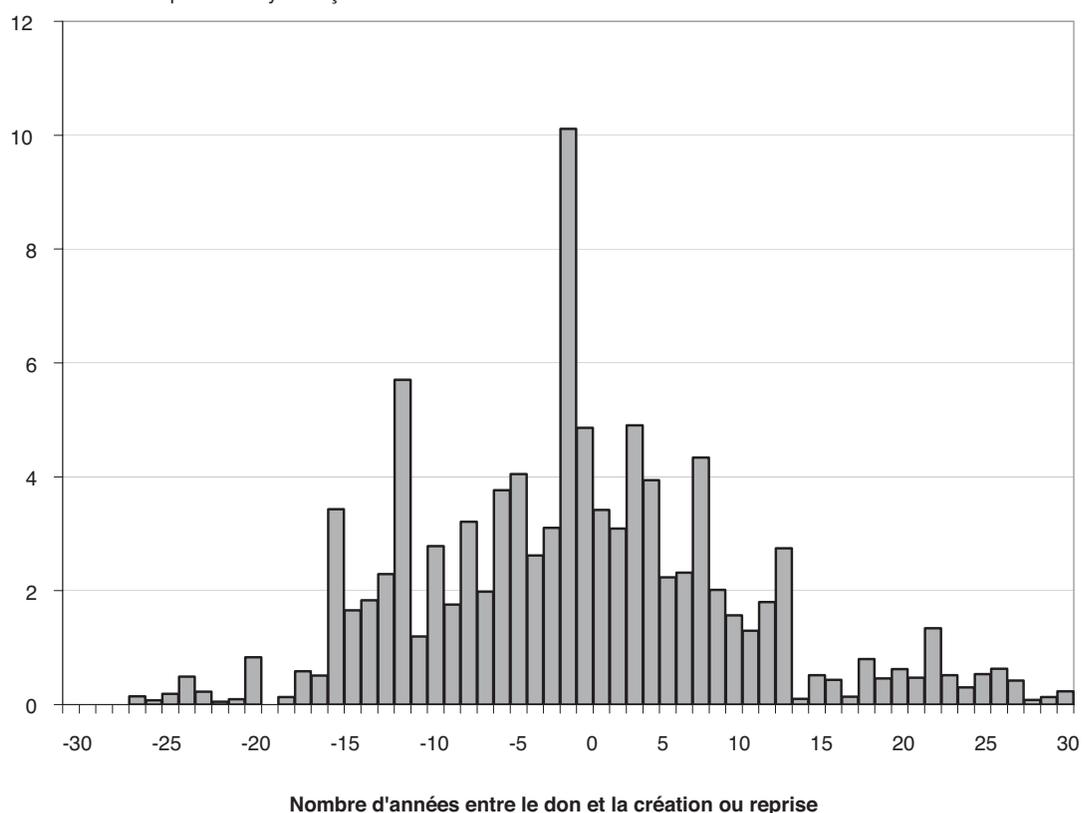


Lecture : 5 % des acheteurs qui ont reçu un héritage l'ont reçu l'année de l'achat, 3 % l'année précédant l'achat.
Champ : personnes de référence ayant acheté leur résidence principale et reçu un héritage.
Source : échantillon enquête Patrimoine 2009-2010.

Graphique VII

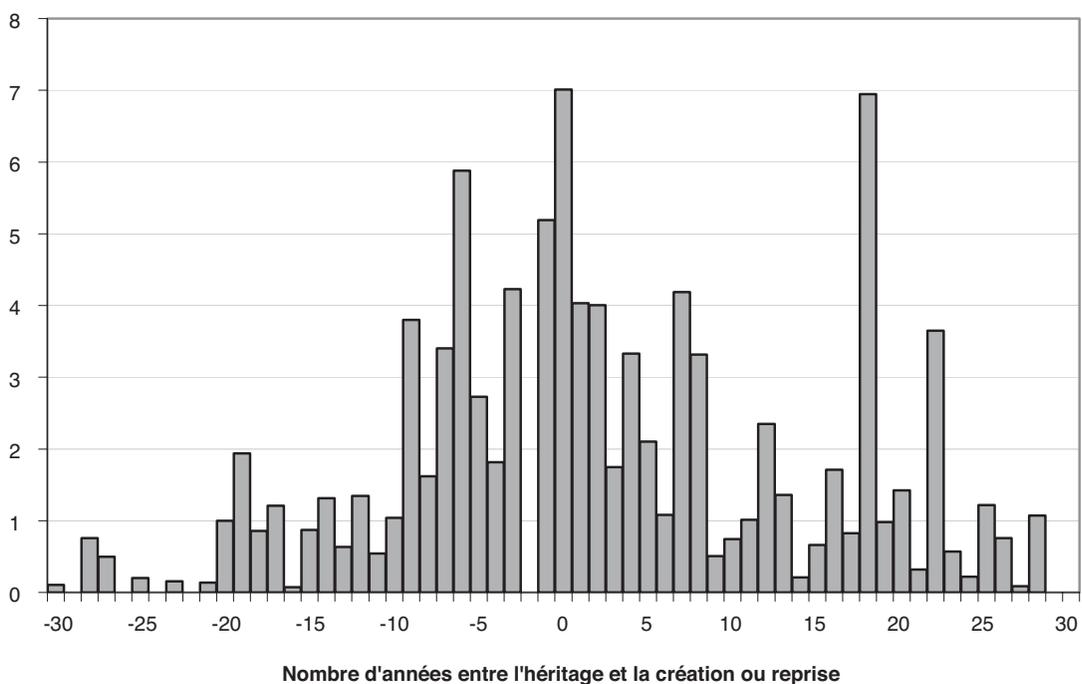
Décal entre donation/héritage reçus par les entrepreneurs et création/reprise d'entreprise

(a) Décal entre donation reçue par les entrepreneurs et création/reprise d'entreprise
% des entrepreneurs ayant reçu un don



Lecture : 10 % des entrepreneurs qui ont reçu un don l'ont reçu l'année de la création ou reprise, 3 % l'année précédant la création ou reprise.
Champ : personnes de référence ayant créé/repris une entreprise et reçu une donation.
Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

(b) Décal entre héritage reçu par les entrepreneurs et création/reprise d'entreprise
% des entrepreneurs ayant reçu un héritage



Lecture : 7 % des entrepreneurs qui ont reçu un héritage l'ont reçu l'année de la création ou de la reprise, 5 % l'année précédant la création ou reprise.
Champ : personnes de référence ayant créé/repris une entreprise et reçu un héritage.
Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

Tableau 1
Déterminants de la création et reprise d'entreprise

	Modèle sans hétérogénéité (log log complémentaire)		Modèle avec hétérogénéité (split model)	
	(1) Coeff.	(2) Coeff.	(3) Coeff.	(4) Coeff.
Dons et héritages reçus par la personne de référence (PR)				
Don reçu par PR	1,45 (***)		1,48 (***)	
Don reçu avant 35 ans		1,81 (***)		1,79 (***)
Don reçu après 35 ans		1,25 (*)		1,29 (*)
Héritage reçu par PR	1,17 (ns)	1,17 (ns)	1,18 (ns)	1,18 (ns)
Parents PR				
Au moins un parent PR en vie	2,24 (***)	2,25 (***)	2,44 (***)	2,44 (***)
Parents PR en vie et propriétaires de leur résidence principale	1,19 (**)	1,18 (**)	1,21 (**)	1,21 (**)
Parents PR en vie et détenteurs de valeurs mobilières	1,07 (ns)	1,07 (ns)	1,04 (ns)	1,04 (ns)
Parents PR en vie et détenteurs d'assurance-vie	1,22 (**)	1,22 (**)	1,27 (**)	1,26 (**)
Profession parents PR				
Père PR agriculteur	2,25 (***)	2,25 (***)	2,51 (***)	2,5 (***)
Père PR indépendant	1,71 (***)	1,71 (***)	1,83 (***)	1,83 (***)
Père PR prof. libérale	1,67 (***)	1,68 (***)	1,89 (***)	1,89 (***)
Père PR cadre ou prof. intermédiaire	1,01 (ns)	1,01 (ns)	1,01 (ns)	1,01 (ns)
<i>Père PR employé ou ouvrier</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Père PR « autre »	0,95 (ns)	0,94 (ns)	0,93 (ns)	0,93 (ns)
Mère PR agric., indép., prof. libérale	1,24 (*)	1,24 (*)	1,33 (**)	1,32 (**)
Mère PR cadre ou prof. Intermédiaire	1,22 (ns)	1,22 (ns)	1,27 (ns)	1,27 (ns)
<i>Mère PR employée ou ouvrière</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Mère PR « autre »	1,04 (ns)	1,04 (ns)	1,04 (ns)	1,04 (ns)
Aides reçues par PR pendant études				
Don ponctuel	1,34 (ns)	1,33 (ns)	1,42 (ns)	1,41 (ns)
Versements réguliers	1,05 (ns)	1,04 (ns)	0,91 (ns)	0,92 (ns)
Prêt	0,91 (ns)	0,92 (ns)	0,88 (ns)	0,88 (ns)
Mise à disposition d'un logement ou paiement d'un loyer	1,36 (ns)	1,34 (ns)	1,47 (ns)	1,44 (ns)
PR ayant connu une période de chômage dans les 3 années précédentes	0,99 (ns)	0,99 (ns)	1,00 (ns)	1,00 (ns)
Ménage propriétaire de sa résidence principale	2,08 (***)	2,06 (***)	2,17 (***)	2,16 (***)
Ménage propriétaire de sa résidence principale × Don reçu PR	0,55 (***)	0,56 (**)	0,62 (*)	0,63 (*)
Ménage propriétaire de sa résidence principale × Héritage reçu PR	1,20 (ns)	1,21 (ns)	1,36 (ns)	1,36 (ns)
Diplôme PR				
<i>Sans diplôme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CEP	0,61 (**)	0,61 (**)	0,61 (**)	0,61 (**)
CAP, BEP	2,37 (***)	2,38 (***)	2,54 (***)	2,54 (***)
Brevet des collèges	2,12 (***)	2,12 (***)	2,26 (***)	2,26 (***)
Bac pro ou technique	2,76 (***)	2,77 (***)	2,97 (***)	2,98 (***)
Bac général	1,51 (**)	1,52 (**)	1,55 (**)	1,55 (**)
Bac + 2	1,97 (***)	1,97 (***)	2,13 (***)	2,12 (***)
Bac + 3 et plus	2,39 (***)	2,4 (***)	2,53 (***)	2,53 (***)
Couple et conjoint				
En couple	1,08 (ns)	1,08 (ns)	1,09 (ns)	1,09 (ns)
En couple avec patrimoine au départ	1,12 (ns)	1,12 (ns)	1,11 (ns)	1,11 (ns)
Dons et héritages reçus par le conjoint (CJ)				
Don reçu par CJ	1,11 (ns)	1,12 (ns)	1,22 (ns)	1,23 (ns)
Héritage reçu par CJ	1,10 (ns)	1,10 (ns)	1,11 (ns)	1,11 (ns)

→

Les diplômes ont également un effet significatif. Le diplôme associé à la probabilité la plus élevée de créer ou reprendre une entreprise est le baccalauréat professionnel ou technique, ce qui correspond bien à sa vocation. Les probabilités

annuelles obtenues jusqu'ici permettent de calculer la probabilité cumulée qu'un ménage achète sa résidence principale ayant un âge donné selon qu'il a ou non reçu une donation (cf. graphique VIII).

Tableau 1 (suite)

	Modèle sans hétérogénéité (log log complémentaire)		Modèle avec hétérogénéité (split model)	
	(1) Coeff.	(2) Coeff.	(3) Coeff.	(4) Coeff.
Parents CJ				
Au moins un parent CJ en vie	1,97 (***)	1,97 (***)	2,09 (***)	2,09 (***)
Parents CJ en vie et propriétaires de leur résidence principale	1,24 (***)	1,24 (***)	1,28 (***)	1,28 (***)
Parents CJ en vie et détenteurs de valeurs mobilières	0,91 (ns)	0,91 (ns)	0,87 (ns)	0,88 (ns)
Parents CJ en vie et détenteurs d'assurance-vie	0,97 (ns)	0,97 (ns)	0,98 (ns)	0,98 (ns)
Conjoint actif l'année précédente	0,94 (ns)	0,94 (ns)	0,97 (ns)	0,97 (ns)
Ménage a un enfant	0,80 (**)	0,81 (**)	0,80 (**)	0,8 (**)
Ménage a au moins 2 enfants	0,99 (ns)	0,99 (ns)	0,98 (ns)	0,98 (ns)
Pourcentage de ménages qui ne souhaitent pas créer une entreprise			51,09 % (***)	50,39 % (***)

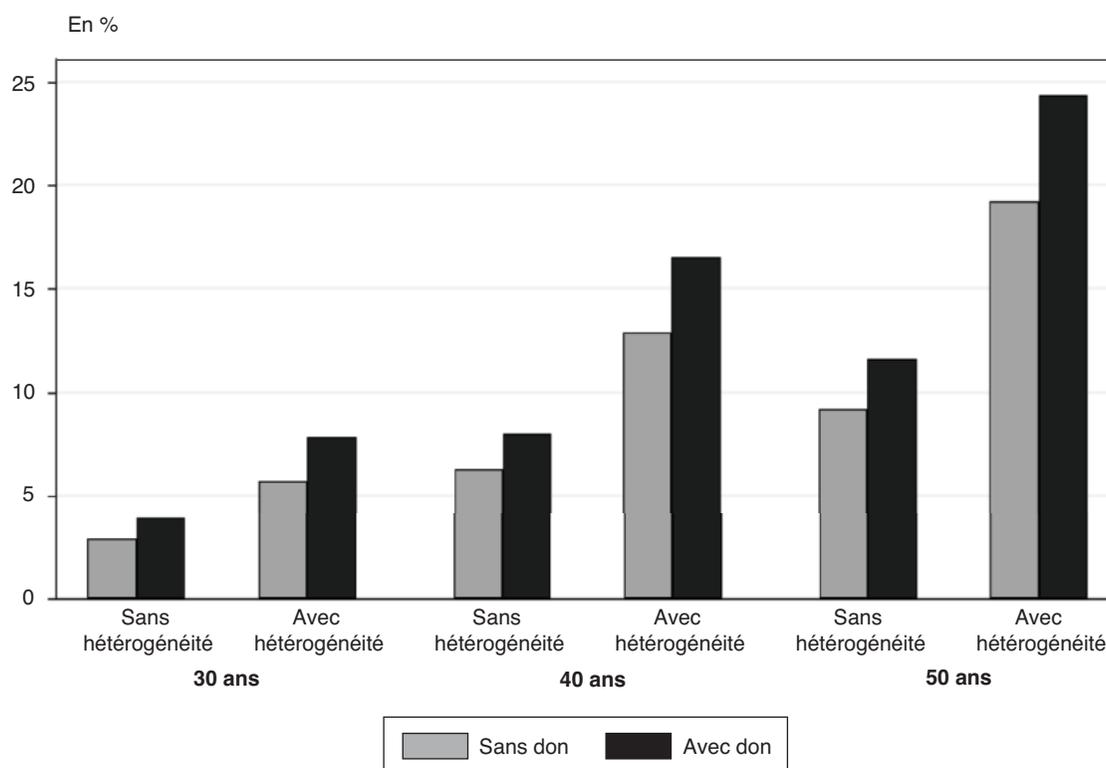
Lecture : les coefficients sont exponentiés. Dans le modèle sans hétérogénéité, la probabilité instantanée d'achat est multipliée par 1,45 si la personne de référence a reçu une donation. Elle est multipliée par 1,81 si cette donation est perçue avant ses 35 ans et par 1,25 si elle est reçue après.

Champ : personnes âgées de moins de 60 ans.

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

Graphique VIII

Probabilité de créer ou reprendre une entreprise avant l'âge de...



Lecture : dans le modèle sans hétérogénéité, si aucun don n'a été reçu avant, la probabilité (cumulée) d'avoir créé ou repris une entreprise avant 40 ans est de 6 % et de 8 % si un don a été reçu. Dans le modèle avec hétérogénéité, elle est de 13 % sans don et 17 % avec. Champ : personnes de référence de moins de 60 ans n'ayant pas reçu en héritage ou en donation la totalité d'une entreprise. Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

Le *split model* permet de compléter l'analyse en calculant le pourcentage de personnes qui n'envisagent pas de créer ou reprendre une entreprise. Ce pourcentage est estimé à 51 %, ce qui signifie que 49 % n'y sont pas hostiles et pourraient donc envisager de devenir entrepreneurs. Il s'agit là d'un ordre de grandeur comparable aux estimations précédemment obtenues par Blanchflower et Oswald (1998)²².

La probabilité de créer ou reprendre une entreprise avant 30 ans est multipliée par 1,4 si la personne de référence a reçu une donation. La probabilité de créer ou reprendre une entreprise avant 50 ans est multipliée par 1,3. Ce résultat est le même quelle que soit la modélisation retenue (modèle avec ou sans hétérogénéité). Bien sûr, dans le modèle avec hétérogénéité, les personnes qui envisagent de devenir entrepreneurs ont des probabilités plus élevées de le devenir

que dans le modèle sans hétérogénéité. Mais le rapport entre les probabilités cumulées avec et sans donation ne varie que très peu entre les deux modèles.

Les héritages et surtout les donations favoriseraient l'achat de la résidence principale

Sur l'ensemble de la population, le fait que la personne de référence ou son conjoint ait reçu une donation ou un héritage est associé à une probabilité supérieure d'achat de la résidence principale (cf. tableau 2). Rappelons que

22. À partir du Social Survey Programme, Blanchflower et Oswald (1998) estiment le pourcentage de personnes qui préféreraient être entrepreneur à 63 % pour les États-Unis, 48 % pour le Royaume-Uni et 49 % pour l'Allemagne.

Tableau 2
Déterminants de l'achat de la résidence principale avec déciles de revenu 2009

	Modèle sans hétérogénéité (log log complémentaire)		Modèle avec hétérogénéité (<i>split model</i>)	
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
Dons et héritages reçus par la personne de référence (PR)				
Don reçu	1,62 (***)	1,62 (***)	1,81 (***)	1,83 (***)
Héritage reçu	1,50 (***)	1,49 (***)	1,53 (***)	1,52 (***)
Parents PR				
Au moins un parent PR en vie	1,16 (***)	1,15 (***)	1,19 (***)	1,18 (***)
Parents PR en vie et propriétaires de leur résidence principale	1,24 (***)	1,25 (***)	1,23 (***)	1,24 (***)
Parents PR en vie et détenteurs de valeurs mobilières	1,01 (ns)	1,02 (ns)	1,00 (ns)	1,01 (ns)
Parents PR en vie et détenteurs d'assurance-vie	1,05 (ns)	1,05 (ns)	1,01 (ns)	1,01 (ns)
Aides reçues par PR				
Don ponctuel	1,07 (ns)	1,07 (ns)	1,07 (ns)	1,08 (ns)
Versements réguliers	0,96 (ns)	0,98 (ns)	0,93 (ns)	0,95 (ns)
Prêt	1,04 (ns)	1,02 (ns)	1,05 (ns)	1,04 (ns)
Mise à disposition d'un logement ou paiement d'un loyer	0,78 (**)	0,80 (**)	0,76 (***)	0,78 (**)
PR actif en emploi l'année précédente	1,34 (***)	1,26 (***)	1,35 (***)	1,26 (***)
Ménage créateur d'entreprise (ou reprise)	2,00 (***)	2,06 (***)	2,12 (***)	2,21 (***)
Don reçu av. 35 ans PR × Ménage créateur d'entreprise (ou reprise)	0,76 (**)	0,76 (**)	0,82 (ns)	0,8 (ns)
Héritage reçu av. 35 ans PR × Ménage créateur d'entreprise (ou reprise)	0,81 (ns)	0,83 (ns)	1,07 (ns)	1,06 (ns)
Décile de revenus 2009				
<i>p</i> 10			Réf.	Réf.
<i>p</i> 20			0,96 (ns)	0,95 (ns)
<i>p</i> 30			1,09 (ns)	1,10 (ns)
<i>p</i> 40			1,36 (***)	1,40 (***)
<i>p</i> 50			1,38 (***)	1,41 (***)
<i>p</i> 60			1,66 (***)	1,72 (***)
<i>p</i> 70			1,66 (***)	1,73 (***)
<i>p</i> 80			1,74 (***)	1,83 (***)
<i>p</i> 90			1,80 (***)	1,82 (***)
<i>p</i> 100			1,50 (***)	1,50 (***)

→

nous considérons ici la probabilité instantanée d'achat c'est-à-dire la probabilité d'acheter à un âge donné sachant que l'achat n'a pas eu lieu précédemment. Recevoir une donation ou un héritage desserre la contrainte de financement et permet de moins s'endetter. Les ménages dont la personne de référence a reçu une donation ont une probabilité 1,62 fois supérieure d'acheter leur résidence principale par rapport à ceux qui n'en ont pas reçu. Pour l'héritage ce coefficient

est de 1,5. Si c'est le conjoint qui a reçu une donation, la probabilité d'achat est multipliée par 1,41. S'il a perçu un héritage, elle est multipliée par 1,38. Si l'on se restreint aux ménages désireux d'acheter leur résidence principale (*split model*), les coefficients multiplicateurs sont du même ordre de grandeur. Si la personne de référence d'un ménage désireux d'acheter a hérité, la probabilité que ce ménage achète est 1,53 fois supérieure à celle d'un ménage n'ayant

Tableau 2 (suite)

	Modèle sans hétérogénéité (log log complémentaire)		Modèle avec hétérogénéité (<i>split model</i>)	
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
Diplôme PR				
<i>Sans diplôme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CEP	1,12 (**)	1,07 (ns)	1,14 (***)	1,08 (ns)
CAP,BEP	1,46 (***)	1,31 (***)	1,50 (***)	1,33 (***)
Brevet des collèges	1,46 (***)	1,27 (***)	1,47 (***)	1,28 (***)
Bac pro ou technique	1,95 (***)	1,67 (***)	1,94 (***)	1,64 (***)
Bac général	1,46 (***)	1,21 (***)	1,45 (***)	1,19 (***)
Bac + 2	1,89 (***)	1,56 (***)	1,93 (***)	1,58 (***)
Bac + 3 et plus	1,50 (***)	1,23 (***)	1,51 (***)	1,24 (***)
Couple et conjoint				
En couple	1,86 (***)	1,81 (***)	1,87 (***)	1,82 (***)
En couple avec patrimoine au départ	1,25 (***)	1,21 (***)	1,29 (***)	1,24 (***)
Dons et héritages reçus par le conjoint (CJ)				
Don reçu par CJ	1,41 (***)	1,40 (***)	1,64 (***)	1,64 (***)
Héritage reçu par CJ	1,38 (***)	1,32 (***)	1,42 (***)	1,36 (***)
Conjoint actif en emploi l'année précédente	1,23 (***)	1,12 (***)	1,23 (***)	1,12 (***)
Parents CJ				
Au moins un parent CJ en vie	1,36 (***)	1,33 (***)	1,39 (***)	1,35 (***)
Parents CJ en vie, non détenteurs de valeurs mobilières et propriétaires de leur résidence principale	1,16 (***)	1,16 (***)	1,19 (***)	1,18 (***)
Parents CJ en vie, non propriétaires de leur résidence principale et détenteurs de valeurs mobilières	0,89 (ns)	0,90 (ns)	0,86 (ns)	0,86 (ns)
Parents CJ en vie, propriétaires de leur résidence principale et détenteurs de valeurs mobilières	1,00 (ns)	1,03 (ns)	1,03 (ns)	1,06 (ns)
Parents CJ en vie et détenteurs d'assurance-vie	1,02 (ns)	1,01 (ns)	1,00 (ns)	1,01 (ns)
Aides reçues par CJ				
Don ponctuel	0,99 (ns)	0,97 (ns)	0,96 (ns)	0,93 (ns)
Versements réguliers	1,02 (ns)	1,03 (ns)	0,93 (ns)	0,94 (ns)
Prêt	0,96 (ns)	0,96 (ns)	0,95 (ns)	0,95 (ns)
Mise à disposition d'un logement ou paiement d'un loyer	0,85 (ns)	0,83 (ns)	0,86 (ns)	0,85 (ns)
Ménage a eu son 1 ^{er} enfant au cours des 2 années précédentes	1,27 (***)	1,27 (***)	1,25 (***)	1,25 (***)
Ménage a eu un enfant (pas le 1 ^{er}) au cours des 2 années précédentes	1,40 (***)	1,39 (***)	1,39 (***)	1,39 (***)
Pourcentage de ménages qui ne souhaitent pas acheter leur résidence principale			4,16 % (***)	4,14 % (***)

Lecture : les coefficients sont exponentialisés. Dans le modèle sans hétérogénéité, la probabilité instantanée d'achat est multipliée par 1,62 si la personne de référence a reçu une donation.

Champ : personnes âgées de moins de 80 ans.

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

pas hérité. Si c'est le conjoint qui a hérité, elle est 1,42 fois supérieure. Concernant la donation, les coefficients apparaissent légèrement supérieurs à ceux du modèle sans hétérogénéité. Par exemple, si la personne de référence de l'un des ménages désireux d'être propriétaire a reçu une donation, la probabilité que le ménage achète sa résidence principale est 1,81 fois supérieure à celle d'un ménage n'ayant perçu aucune donation. Elle est 1,64 fois supérieure si c'est le conjoint qui a reçu une donation²³.

La part de ménages qui souhaiteraient acquérir leur résidence principale est estimée à un peu moins de 96 %. Un sondage récent mené par l'IFOP en février 2011²⁴ conclut que 92 % des Français préfèrent être propriétaires ou préféreraient l'être s'ils sont locataires. En tenant compte de la marge d'erreur de nos résultats et de celle d'un sondage réalisé auprès d'un millier de personnes, ces deux estimations sont tout à fait concordantes.

Les informations obtenues permettent de calculer la probabilité cumulée qu'un ménage achète

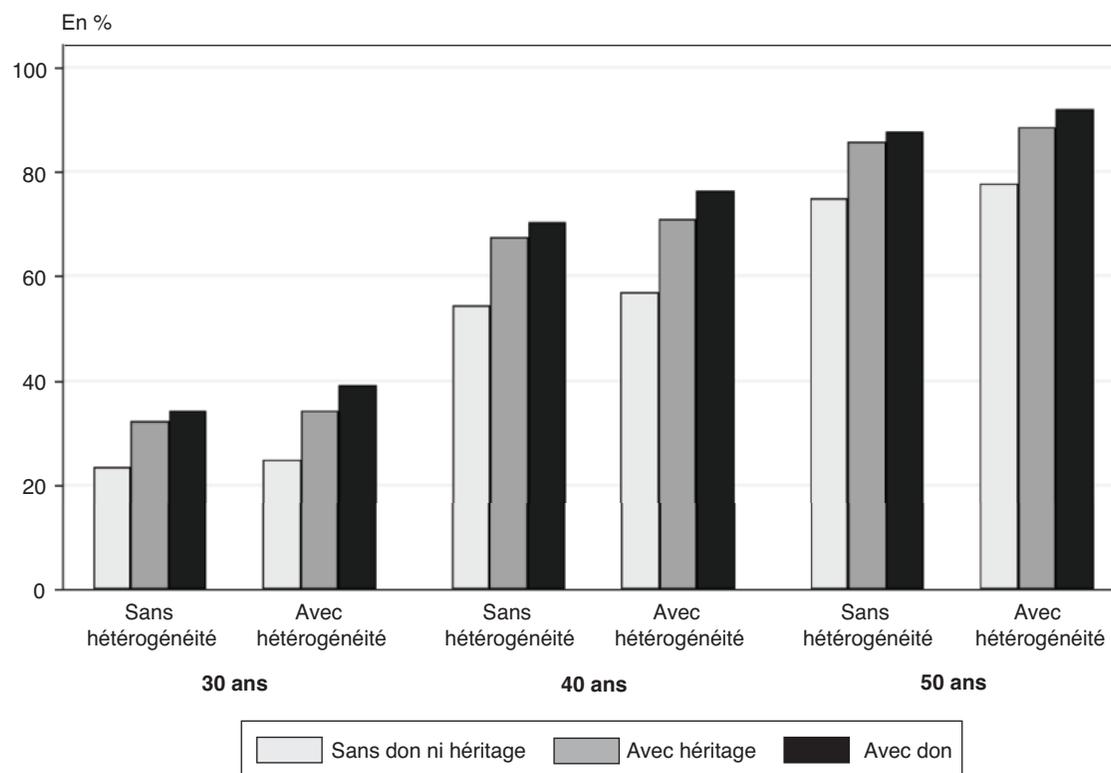
sa résidence principale selon qu'il a ou non reçu une donation ou un héritage (graphique IX).

Dans le modèle de base sans hétérogénéité, la probabilité qu'un ménage devienne propriétaire si la personne de référence est âgée de moins de 40 ans et n'a reçu ni donation ni héritage est de 54 %. Cette probabilité s'élève à 68 % si elle a reçu un héritage et à 70 % en cas de donation. Ainsi pour ce ménage, la probabilité d'acheter est multipliée par 1,25 en cas d'héritage et 1,29 en cas de donation. Si l'on se restreint aux ménages désireux d'acquérir leur logement (modèle avec hétérogénéité), pour un ménage du même type, cette probabilité est multipliée par 1,25 si la personne de référence a perçu un héritage et par 1,34 si elle a perçu une donation. On retrouve ici le fait que

23. Cela dit, les intervalles de confiance à 95 % de ces estimations se chevauchent : il n'est donc pas possible de conclure à la significativité ou à la non-significativité de cette différence.

24. Sondage réalisé par l'IFOP auprès d'un échantillon de 1 009 personnes représentatif de la population française âgée de 18 ans et plus, par l'intermédiaire d'un questionnaire auto-administré en ligne, du 15 au 17 février 2011.

Graphique IX
Probabilité d'acheter sa résidence principale avant l'âge de...



Lecture : dans le modèle sans hétérogénéité, si aucun don ni héritage n'a été reçu, la probabilité (cumulée) d'avoir acheté sa résidence principale avant 40 ans est de 54 %, elle est de 68 % si un héritage a été reçu et de 70 % si c'est un don qui a été reçu. Dans le modèle avec hétérogénéité, elle est de 57 % sans don ni héritage, de 71 % en cas d'héritage et de 76 % si un don a été reçu.

Champ : personnes de référence de moins de 80 ans n'ayant pas reçu en héritage ou en donation sa résidence principale.

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

l'estimation de l'effet de l'héritage est sensiblement la même pour les deux modèles alors que, pour la donation, elle est un peu plus élevée dans le *split model*²⁵.

soit âgée de 35 ans, le rapport entre ces deux probabilités est encore supérieur : il est de 2,3. Si l'on se restreint aux ménages qui souhaitent acheter leur résidence principale (modèle avec

Les donations précoces s'accompagnent plus souvent d'un achat immobilier

Les estimations présentées dans le tableau 3 permettent de juger de l'importance que revêt l'âge auquel les donations sont perçues. Le fait de recevoir une donation après 35 ans est associé à une probabilité annuelle d'achat 1,4 fois supérieure à celle d'un ménage où la personne de référence n'en a pas reçu. Si la donation intervient avant que la personne de référence ne

25. Remarque technique : les coefficients calculés ne correspondent pas à ceux présentés dans le tableau 2. L'écart est dû au fait que l'effet de la donation ou de l'héritage estimé ici ne commence qu'à partir de l'âge où la transmission est effectuée : c'est pourquoi ce dernier est rapporté à chaque fois à un âge moyen de réception. Cet âge a été calculé sur chacune des sous-populations considérées. Pour un ménage où la personne de référence a moins de 40 ans il est, par exemple, de 27 ans. Pour ce ménage, jusqu'aux 27 ans de la personne de référence, la probabilité annuelle d'achat est la probabilité d'achat en l'absence de donation et d'héritage. L'effet de ces transmissions est intégré dès ses 27 ans. Il existe un second élément d'explication : plus l'âge avance et plus la probabilité d'avoir précédemment acheté s'approche de 1 (avec ou sans transmissions). Le rapport entre les deux probabilités s'approche donc aussi de 1.

Encadré 2

CHOIX D'UN MÉNAGE DE RÉFÉRENCE POUR LE CALCUL DES PROBABILITÉS

Que ce soit pour calculer des probabilités instantanées ou des probabilités cumulées (probabilité d'acheter avant un certain âge), il est nécessaire de choisir un ménage de référence, c'est-à-dire un ménage dont on choisit les caractéristiques. Il est alors possible de calculer pour ce ménage de référence les probabilités avec et sans donation, avec et sans héritage.

Le ménage de référence a les caractéristiques suivantes :

- Au moins un parent de la personne de référence est en vie ;

- Diplôme de la personne de référence : Bac + 2 ;
- En couple ;
- Au moins un parent du conjoint est en vie ;
- Personne de référence et conjoint sont tous deux actifs en emploi l'année précédente ;
- Les parents de la personne de référence et de son conjoint ont eu l'une des professions suivantes : employés, ouvriers, cadres ou professions intermédiaires (pour le cas de la création et reprise d'entreprise).

Tableau 3

Déterminants de l'achat de la résidence principale (avec découpage selon l'âge, avec et sans déciles de revenu 2009)

	Modèle sans hétérogénéité (log log complémentaire)		Modèle avec hétérogénéité (<i>split model</i>)	
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
Dons et héritages reçus par la personne de référence (PR)				
Don reçu × PR âgée de moins de 35 ans	2,29 (***)	2,33 (***)	2,33 (***)	2,39 (***)
Don reçu × PR âgée de plus de 35 ans	1,38 (***)	1,36 (***)	1,54 (***)	1,55 (***)
Héritage reçu	1,49 (***)	1,48 (***)	1,52 (***)	1,52 (***)
Dons et héritages reçus par le conjoint (CJ)				
Don reçu par CJ	1,43 (***)	1,41 (***)	1,62 (***)	1,61 (***)
Héritage reçu par CJ	1,38 (***)	1,32 (***)	1,41 (***)	1,36 (***)
Décile de revenu 2009	Non	Oui	Non	Oui
Pourcentage de ménages qui ne souhaitent pas acheter leur résidence principale			3,73 % (***)	3,73 % (***)

Lecture : les coefficients sont exponentialisés. Dans le modèle sans hétérogénéité, si l'on n'intègre pas les déciles de revenu 2009, la probabilité instantanée d'achat est multipliée par 2,29 si la personne de référence a reçu une donation avant ses 35 ans et par 1,38 si elle est reçue après. Si l'on intègre ces déciles, elle est multipliée par 2,33 si elle est perçue avant 35 ans et 1,36 si elle est reçue après. Autres variables de contrôle non présentées : diplôme PR et CJ, parents encore en vie, nombre d'enfants.

Champ : personnes âgées de moins de 80 ans.

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

hétérogénéité), la probabilité annuelle d'achat est multipliée par 1,5 si la personne de référence perçoit une donation après 35 ans et par 2,3 si elle la perçoit avant 35 ans. Ainsi, plus la donation intervient tôt, plus la probabilité d'achat est élevée.

Prix de l'immobilier : après 2000, le rôle accru des donations

Au cours des dernières années, les prix de l'immobilier ont considérablement augmenté et le rythme de l'augmentation s'est accru à partir des années 2000, jusqu'en 2008 (graphique X). Les sommes investies dans l'achat d'un bien immobilier sont devenues de plus en plus importantes. La baisse des taux d'intérêt a pu soutenir ce secteur mais la hausse des prix semble telle que les contraintes de crédit ont probablement pesé de plus en plus sur les ménages, car l'apport initial nécessaire à un emprunt est une fraction du montant total de l'achat. Il est donc naturel de se demander si les donations ont un effet plus important depuis la hausse des prix de l'immobilier.

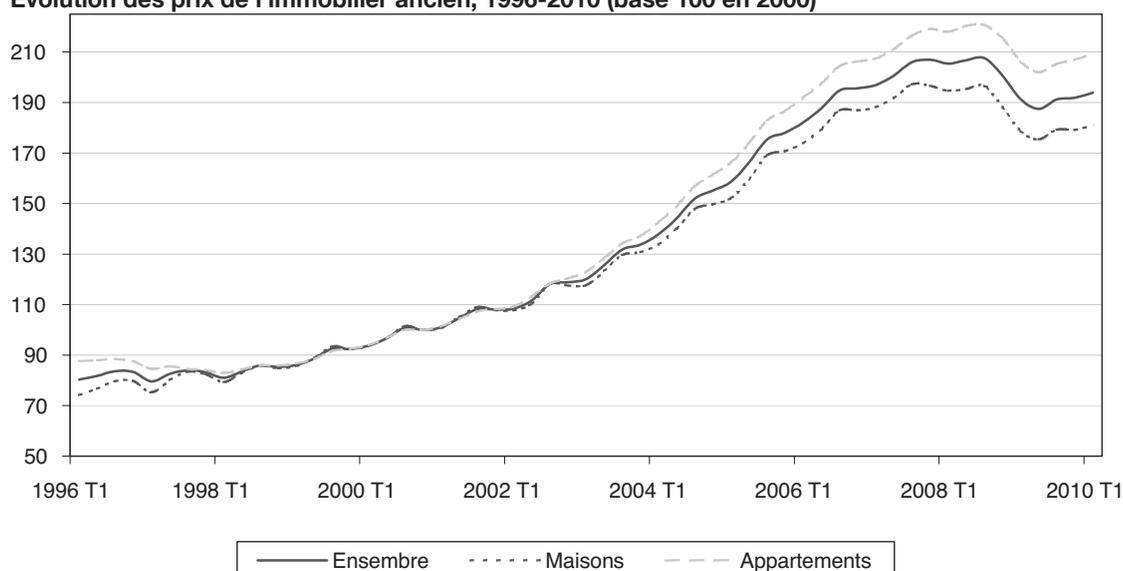
Pour cela, nous avons croisé le fait de recevoir une donation avec la date à laquelle la donation a été reçue : avant ou après 2000. La probabilité annuelle d'achat est multipliée par 1,4 à 1,5 si la personne de référence a reçu

une donation avant 2000 et par plus de 2 si la donation a été reçue après 2000 (tableau 4). L'importance que revêtent les donations paraît donc s'être accrue à mesure que les prix de l'immobilier augmentaient.

Peut-on mettre en évidence un effet causal de la donation ?

Tous les résultats précédents vont dans le sens d'un lien important entre donation et achat du logement ou création d'entreprise. On peut s'interroger cependant sur la manière dont se déroule la prise de décision concernant l'achat du logement et la création d'entreprise. Est-ce que les parents effectuent une donation une fois que les enfants ont déjà décidé d'acheter ou est-ce que les enfants décident d'acheter parce qu'ils ont reçu une donation ? Les mêmes questions peuvent se poser pour la création et reprise d'entreprise. Dans les deux cas, la donation aura certes pour effet de desserrer la contrainte de crédit ou de rendre le crédit moins pesant, mais il serait intéressant de savoir en quoi le fait de recevoir une donation est véritablement à l'origine de l'opération immobilière ou professionnelle. Pour répondre à cette question, la méthode usuelle est de recourir à l'instrumentation.

Graphique X
Évolution des prix de l'immobilier ancien, 1996-2010 (base 100 en 2000)



Lecture : les prix de l'immobilier ancien ont été multipliés par plus de 2 entre le premier trimestre 1996 et le premier trimestre 2006.
Champ : France.
Source : Insee (BDM).

**Décision d'achat du logement :
un effet causal de la donation majoré
mais « local »**

Dans le cas du logement, il s'agit de trouver une variable « instrumentale » liée à la probabilité de recevoir une donation (non immobilière) mais qui soit non corrélée à d'autres caractéristiques inobservées qui pourraient avoir un effet sur l'achat de la résidence principale. À cette fin, nous utilisons le nombre de frères et sœurs. En effet, la probabilité de recevoir une donation est fortement liée au nombre de frères et sœurs. Pour les familles qui ont au moins 2 enfants, plus ce nombre est élevé et plus la probabilité que l'un des enfants reçoive une donation diminue (graphique XI).

Le nombre de frères et sœurs est donc utilisé comme variable instrumentale. L'idée est que la taille de la fratrie a un effet direct sur la probabilité de recevoir un don mais n'a d'effet sur la probabilité d'acheter que par ce canal des donations. De plus, le nombre d'enfants peut être considéré comme exogène, c'est-à-dire non lié à la part inexpliquée du modèle initial²⁶. La taille de la fratrie constitue donc une variable instrumentale appropriée. C'est cette source de variation qui va nous permettre d'identifier un effet causal de la donation.

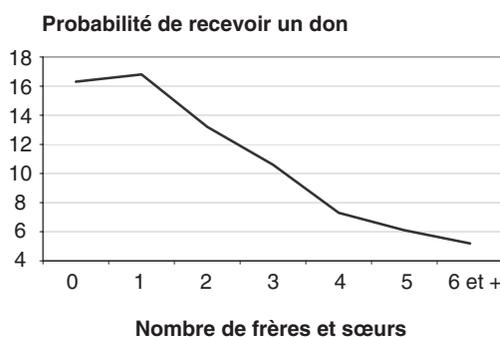
26. Dans le modèle théorique de transmission beckerien, le nombre d'enfants peut être considéré comme lié au capital économique ou humain des parents qui anticiperaient ainsi ce qu'ils souhaiteraient leur transmettre. Ceci ne pose pas de difficulté ici puisque nous contrôlons par des variables qui reflètent ce capital parental.

Tableau 4
Déterminants de l'achat de la résidence principale (en fonction de l'année où la donation a été reçue, avec et sans déciles de revenu 2009)

	Modèle sans hétérogénéité (log log complémentaire)		Modèle avec hétérogénéité (split model)	
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
Dons et héritages reçus par la personne de référence (PR)				
Don reçu avant 2000	1,42 (***)	1,40 (***)	1,54 (***)	1,54 (***)
Don reçu après 2000	2,92 (***)	2,95 (***)	3,57 (***)	3,63 (***)
Héritage reçu	1,51 (***)	1,49 (***)	1,53 (***)	1,53 (***)
Dons et héritages reçus par le conjoint (CJ)				
Don reçu par CJ	1,42 (***)	1,40 (***)	1,65 (***)	1,64 (***)
Héritage reçu par CJ	1,36 (***)	1,30 (***)	1,41 (***)	1,35 (***)
Déciles de revenu 2009	Non	Oui	Non	Oui
Pourcentage de ménages qui ne souhaitent pas acheter leur résidence principale			4,49 % (***)	4,41 % (***)

Lecture : les coefficients sont exponentialisés. Dans le modèle sans hétérogénéité, si l'on n'intègre pas les déciles de revenu 2009, la probabilité instantanée d'achat est multipliée par 1,42 si la personne de référence a reçu une donation avant l'année 2000 et par 2,92 si elle est reçue après. Si l'on intègre ces déciles, elle est multipliée par 1,40 si elle est reçue avant 2000 et 2,95 si elle est reçue après. Autres variables de contrôle non présentées : diplôme PR et CJ, parents encore en vie, nombre d'enfants.
Champ : personnes âgées de moins de 80 ans.
Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

Graphique XI
Probabilité de recevoir un don en fonction du nombre de frères et sœurs



Lecture : la probabilité d'avoir reçu un don est de 17 % pour les individus ayant exactement un frère ou une sœur.
Champ : personnes de référence de moins de 80 ans.
Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

Afin d'intégrer cette variable instrumentale dans l'estimation, nous avons procédé à la linéarisation du modèle. Cette méthode est à la fois simple et transparente²⁷. Elle est détaillée en annexe D. Les résultats obtenus pour ce modèle sont près de 2 fois supérieurs à ceux obtenus pour les modèles de durée non instrumentés (tableau 5). La moyenne des coefficients obtenus est de 3,1. Ceci signifie qu'une donation a pour effet de multiplier par 3 la probabilité instantanée (annuelle) d'achat. Les probabilités

cumulées d'achat avec don (probabilité d'acheter avant un âge donné) sont également plus élevées (graphique XII). Si la personne de référence a reçu un don, la probabilité d'acheter avant 30 ans est multipliée par 2, celle

27. L'inconvénient d'une telle méthode est qu'elle peut fournir des résultats biaisés. Cependant, la comparaison des résultats obtenus par le modèle de durée et par le modèle linéarisé (Graphique XII) laisse penser que, s'il existe, un tel biais ne s'avère pas d'une ampleur propre à modifier nos conclusions (cf. Annexe D).

Tableau 5
Estimation de l'effet multiplicatif de la donation sur l'achat de la résidence principale

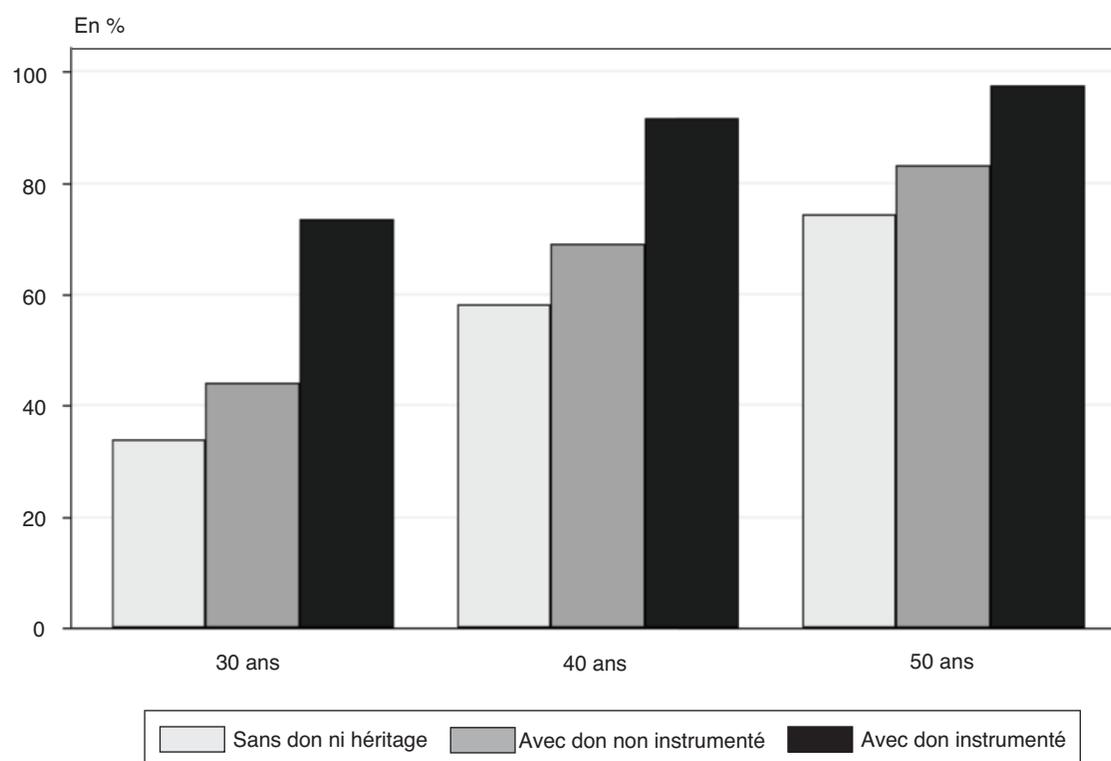
Âge de la PR	Sans instrumentation	Avec instrumentation (nombre de frères et soeurs)
30 ans	1,5 (***)	3,4 (***)
40 ans	1,4 (***)	3,2 (***)
50 ans	1,4 (***)	3,3 (***)
60 ans	1,4 (***)	3,2 (***)
Moyenne sur tous les âges	1,5 (***)	3,5 (***)

Lecture : dans le modèle instrumenté, pour un ménage dont la PR est âgée de 30 ans, la probabilité d'achat de la résidence principale est multipliée par 3,4 si la PR a reçu une donation.

Champ : ménages dont la personne de référence (PR) a au moins un frère ou une sœur.

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

Graphique XII
Comparaison des probabilités cumulées d'achat pour modèle linéarisé avec et sans instrumentation



Lecture : dans le modèle linéarisé, si aucun don n'a été reçu, la probabilité d'avoir acheté sa résidence principale à 40 ans est de 58 % et de 69 % si un don a été reçu. Si le don est instrumenté, celle probabilité est égale à 91 %.

Champ : personnes de référence de moins de 80 ans n'ayant pas reçu en héritage ou en donation sa résidence principale.

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

d'acheter avant 40 ans par 1,5 et celle d'acheter avant 50 ans par 1,3. Pour rappel, les résultats obtenus pour le modèle de durée de base étaient respectivement de 1,5, 1,3 et 1,2.

On peut s'interroger sur le fait que l'effet mis en évidence est deux fois supérieur à celui obtenu dans les modèles non instrumentés. Notre explication est que nous avons estimé, via l'instrumentation, un effet local, limité à une sous-population aisée. En effet, selon que les parents disposent ou non d'un patrimoine important, le nombre de frères et sœurs n'affecte pas de la même manière les donations effectuées. Si les parents ne disposent que de peu de patrimoine, quelle que soit la taille de la fratrie, il est très probable que les enfants ne percevront rien ou presque, ce qui ne sera pas suffisant pour envisager un achat immobilier. En revanche, dans les familles plus aisées, le nombre de frères et sœurs a un effet important sur la probabilité de recevoir un don (graphique XIII). L'effet obtenu ici concerne donc la sous-population des personnes dont les parents n'ont pas connu de difficultés financières et ont été à même d'effectuer des donations de montants suffisamment importants pour inciter à un investissement.

Dans une famille aisée, la présence d'un enfant supplémentaire diminuera considérablement la part de chaque enfant. Pour confirmer cette hypothèse nous avons effectué les régressions de première étape sur deux sous-populations : les ménages dont les parents de la personne de référence ont fait face à des difficultés financières durant sa jeunesse et les autres.

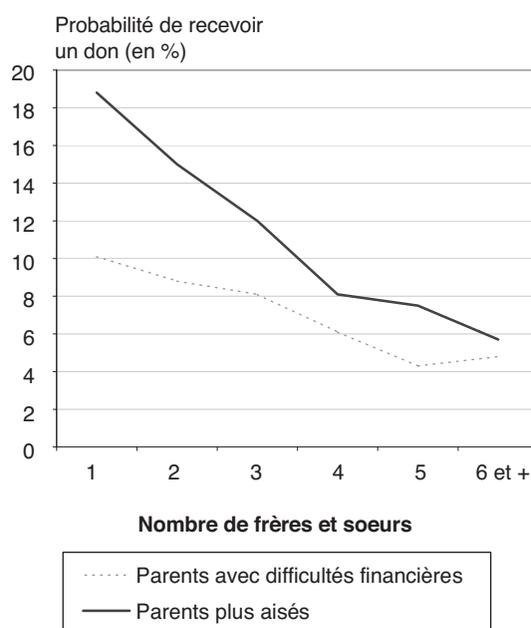
La corrélation entre l'instrument et la variable de donation ne s'avère élevée que sur la sous-population des parents les plus aisés (tableau 6), ce qui tend à confirmer notre interprétation en terme d'effet localisé²⁸.

Création ou reprise d'entreprise : un effet causal de la donation probable mais non assuré

Pour la création et reprise d'entreprise, les mêmes techniques ont été utilisées : linéarisation du modèle puis instrumentation de la donation par le nombre de frères et sœurs. Tout

28. La population des personnes de référence (PR) qui déclarent que leurs parents ont connu de « gros problèmes d'argent » durant leur jeunesse représente 31 % de notre échantillon.

Graphique XIII
Probabilité de recevoir un don en fonction du nombre de frères et sœurs et du patrimoine des parents



Lecture : pour les personnes ayant un frère ou une sœur, la probabilité d'avoir reçu une donation est de 19 % si leurs parents étaient aisés durant la jeunesse de ces personnes et de 10 % si ils éprouvaient des difficultés financières.
Champ : personnes de référence de moins de 80 ans.
Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

Tableau 6

Statistiques de Fisher du test de nullité du coefficient associé à la variable instrumentale dans les régressions de 1^{re} étape

Population	Statistique de test
Échantillon complet	24,1
Parents de la PR avec difficultés financières durant sa jeunesse	0,3
Parents de la PR sans difficultés financières durant sa jeunesse	27,6

Lecture : La régression dite « de 1^{re} étape » est celle de la variable endogène (ici le don) sur la variable instrumentale et les autres variables (diplôme, aides reçues, ...). La statistique de Fisher du test de nullité du coefficient de la variable instrumentale est un indicateur de la force du lien entre variable endogène et variable instrumentale. Il est généralement considéré qu'elle doit être supérieure à 10. Ici elle est de 24,1 lorsque la régression de 1^{re} étape est effectuée sur la totalité de l'échantillon et de 27,6 sur le sous-échantillon des PR dont les parents n'ont pas connu de difficultés financières durant la jeunesse de celle-ci.

Champ : ménages dont la personne de référence (PR) a au moins un frère ou une sœur.

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

comme pour l'achat immobilier, cela conduit à une hausse de l'effet de la donation sur la probabilité de créer ou reprendre une entreprise. Cependant, le nombre de créations et de reprises d'entreprise n'est pas suffisamment élevé pour assurer une précision satisfaisante des estimations et il n'est alors pas possible de conclure à la significativité de l'effet observé.

* *
*

Nos résultats montrent un lien significatif entre les transmissions (donations, héritages) et les investissements des ménages : acquisition du logement, création ou reprise d'entreprise. Ce lien s'avère plus fort pour la donation que pour l'héritage. Il est également plus prononcé chez les jeunes. Ces deux résultats peuvent s'expliquer par le *timing* des transmissions : les donations sont reçues plus tôt que les héritages, à une période de la vie où elles s'avèrent plus utiles pour réaliser des projets immobiliers ou professionnels du fait notamment des contraintes de liquidité ou d'emprunt. Depuis les années 2000, en période haussière des prix de l'immobilier, le lien entre donation et achat immobilier s'est d'ailleurs renforcé : les donations faciliteraient la constitution de l'apport personnel.

S'agissant de l'achat de la résidence principale, l'effet causal de la donation que nous avons mis en évidence semble attester l'importance du logement dans les choix d'investissement des ménages : en dépit des risques affectant les biens immobiliers, placer dans la pierre tout ou partie d'une donation reçue apparaîtrait aux yeux des épargnants français préférable à des placements financiers qu'ils jugeraient risqués dans un contexte économique marqué par des crises financières successives plus ou moins prononcées.

Si les pouvoirs publics souhaitent encourager l'acquisition du logement par les jeunes ménages, la différence des effets observés entre la donation et l'héritage pourrait plaider pour une différenciation de la taxation de ces deux modes de transmission. Deux politiques fiscales sont alors possibles : soit avantager les donations grâce, par exemple, à des plafonds d'abattement des donations plus élevés que ceux des successions, voire modulés en fonction de l'âge du bénéficiaire ; soit désavantager les seuls héritages par une augmentation de leur fiscalité selon un barème progressif. Nos résultats laissent également penser que ce type de différenciation, selon l'une ou l'autre voie proposée, pourrait également s'avérer favorable à la création ou à la reprise d'entreprises. □

BIBLIOGRAPHIE

Arrondel L. et Laferrère A. (2001), « Taxation and Wealth Transmission in France », *Journal of Public Economics*, vol. 79, n° 1, pp. 3-33.

Arrondel L. et Masson A. (2006), « Altruism, Exchange or Indirect Reciprocity: what do the Data on Family Transfers show? », dans *Hand-*

book on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism, vol. 1, chap. 14, pp. 971-1053, Elsevier.

Arrondel L. et Masson A. (2011), « Taxer les héritages pour accroître la mobilité du patrimoine entre générations », *Revue française d'économie*, vol. XXVI, n° 2, pp. 23-72.

- Arrondel L. et Masson A. (2012)**, « Favouring Wealth Intergenerational Mobility by Increasing the Inheritance Tax: Putting the Case for France », dans *Inherited Wealth, Justice and Equality*, J. Cunliffe et G. Erreygers (eds.), Routledge Frontiers of Political Economy (Décembre 2012), pp. 119-140.
- Arrondel L. et Masson A. (2013)**, « Transferts publics et privés entre générations. Enjeux idéologiques et perspectives (2) : Comment rendre la société française moins patrimoniale », *Futuribles*, n° 393, pp. 31-49.
- Baudelot C. (2011)**, « L'héritage contre le mérite », dans *Refaire société*, P. Rosanvallon (éd.), La République des idées, Seuil, Paris, pp. 49-63.
- Bernheim B. D., Lemke R.J. et Scholz J.K. (2004)**, « Do Estate and Gift Taxes affect the Timing of Private Transfers? », *Journal of Public Economics*, vol. 88, n° 12, pp. 2617-2634.
- Blanchflower D. G. et Oswald A.J. (1998)**, « What Makes an Entrepreneur? », *Journal of Labor Economics*, vol. 16, pp. 26-60.
- Bo, E. E. Halvorsen et Thor T. (2012)**, « Inheritance as a Disincentive to Labor Effort », *Working papers*, Statistics Norway.
- Engelhardt G. V. et Mayer C. J. (1998)**, « Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints, and Saving Behavior: Evidence from the Housing Market », *Journal of Urban Economics*, vol. 44, n° 1, pp. 135-157.
- Evans D. et Jovanovic B. (1987)**, « Entrepreneurial Choice and Liquidity Constraints », *Working Papers* 87-31, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University.
- Evans D. S. et Jovanovic B. (1989)**, « An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints », *Journal of Political Economy*, vol. 97, n° 4, pp. 808-827.
- Fairlie R. W. et Krashinsky H. A. (2012)**, « Liquidity Constraints, Household Wealth, And Entrepreneurship Revisited », *Review of Income and Wealth*, vol. 58, n° 2, pp. 279-306.
- Fairlie R. W. et Robb A. M. (2007)**, « Why Are Black-Owned Businesses Less Successful than White-Owned Businesses? The Role of Families, Inheritances, and Business Human Capital », *Journal of Labor Economics*, vol. 25, pp. 289-323.
- Garbinti B. (2014)**, « L'achat de la résidence principale et la création d'entreprise sont-ils favorisés par les donations et héritages ? », *Document de travail Insee-DESE* n° G2014-02.
- Guiso L. et Jappelli T. (2002)**, « Private Transfers, Borrowing Constraints and the Timing of Homeownership », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 34, n° 2, pp. 315-339.
- Holtz-Eakin D., Joulfaian D. et Rosen H. S. (1994)**, « Sticking It Out: Entrepreneurial Survival and Liquidity Constraints », *Journal of Political Economy*, vol. 102, n° 1, pp. 53-75.
- Hout M. et Rosen H. S. (2000)**, « Self-Employment, Family Background, and Race », *Journal of Human Resources*, vol. 35, n° 4, pp. 670-692.
- Hurst E. et Lusardi A. (2004)**, « Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship », *Journal of Political Economy*, vol. 112, n° 2, pp. 319-347.
- Joulfaian D. et McGarry K. (2004)**, « Estate and Gift Tax Incentives and Inter Vivos Giving », *National Tax Journal*, vol. 57, n° 2, pp. 429-444.
- Joulfaian D. et Wilhelm M. O. (1994)**, « Inheritance and Labor Supply », *Journal of Human Resources*, vol. 29, n° 4, pp. 1205-1234.
- Laferrère A. (1998)**, « Devenir travailleur indépendant », *Économie et statistique*, n° 319, pp. 13-28.
- Lindh T. et Ohlsson H. (1998)**, « Self-Employment and Wealth Inequality », *Review of Income and Wealth*, vol. 44, n° 1, pp. 25-42.
- Maller R. A. et Zhou X. (1996)**, *Survival Analysis with Long-term Survivors / Ross A. Maller and Xian Zhou*. Wiley, Chichester, New York.
- McGarry K. (2001)**, « The Cost of Equality: Unequal Bequests and Tax Avoidance », *Journal of Public Economics*, vol. 79, n° 1, pp. 179-204.
- Piketty T. (2011)**, « On the Long-Run Evolution of Inheritance: France 1820-2050 », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, n° 3, pp. 1071-1131.
- Poterba J. (1998)**, « Estate and Gift Taxes and Incentives for Inter Vivos Giving in the United States », *Working Paper* 6842, National Bureau of Economic Research.

Prentice R. L. et Gloeckler L. A. (1978), « Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data », *Biometrics*, vol. 34, n° 1, pp. 57-67.

Schmidt P. et Witte A. D. (1989), « Predicting Criminal Recidivism Using “Split Population” Survival Time Models », *Working Paper 2445*, National Bureau of Economic Research.

Spilerman S. et Wolff F. C. (2012), « Parental Wealth and Resource Transfers: How they matter in France for home ownership and Living Standards ? », *Social Science Research*, vol. 41, n° 2, pp. 207-223.

Wolff F.-C. (2013), *L'impact économique des transferts familiaux. La France face au vieillissement*, J.-H. Lorenzi et H. Xuan (éds.), Descartes & Cie, Paris, pp. 305-312.

FISCALITÉ DES DONATIONS ET SUCCESSIONS

Jusqu'au début des années 1940, lors d'un décès, l'administration fiscale ne demande pas que les donations précédemment effectuées par un défunt soient ajoutées au patrimoine restant lors du décès (Le lecteur intéressé par une perspective historique plus détaillée pourra se référer à Garbinti, 2014). Ce n'est qu'avec la loi du 14 mars 1942 qu'est imposé le « rappel des donations antérieures » lors de l'ouverture d'une succession : les donations antérieurement transmises par le défunt sont alors réintégrées au patrimoine transmis lors du décès afin d'être prises en compte dans le calcul de l'impôt à acquitter.

La loi de finances pour l'année 1992 adoptera une disposition visant à inciter aux donations. À partir de cette date, les donations effectuées plus de 10 ans avant le décès du donateur ne seront pas rapportées à la succession de celui-ci. Concrètement cela signifie que si une donation a lieu plus de 10 ans avant un décès, le montant qui a été transmis n'est pas rajouté à l'actif successoral et l'abattement qui s'est déjà appliqué lors de la donation s'applique à nouveau lors de la succession. Cette disposition permet donc de bénéficier plusieurs fois des divers abattements. Ce délai de non-rappel n'a varié de sa durée initiale que trois fois : entre 2006 et 2011 il est passé à 6 ans, en 2011 il est revenu à 10 ans puis à partir de 2012 il est désormais fixé à 15 ans.

La loi du 14 avril 1952 introduit la notion d'abattement dans le système fiscal lié aux successions. Désormais,

une partie du patrimoine transmis est net d'impôt. Au moment de son instauration, cet abattement concerne la totalité de l'actif transmis. Il est majoré en fonction du nombre d'enfants et d'ascendants à charge du défunt ou du donateur. La loi du 28 décembre 1959, appliquée à partir de 1960, individualise cet abattement. C'est ce régime qui prévaut encore aujourd'hui : l'abattement est appliqué sur la part héritée (par donation ou succession) et dépend du lien de parenté. Depuis cette date, le montant de l'abattement a été plusieurs fois modifié.

Pour les donations et successions, il existe différents abattements qui varient en fonction des degrés de parenté. Ces abattements représentent les montants qui peuvent être transmis nets d'impôt (tableau A1).

Les montants des abattements ont été considérablement augmentés par la loi en faveur du travail, de l'emploi et du pouvoir d'achat (loi TEPA) du 21 août 2007. Cette loi a modifié de nombreuses dispositions relatives aux donations et successions. Elle a exonéré de droits de succession les conjoints survivants, qu'ils soient mariés ou pacsés, et a relevé les abattements qui existaient pour les donations et successions. L'un des relèvements les plus importants concernait les transmissions vers les enfants : l'abattement qui était jusqu'alors de 50 000 euros (par enfant et par parent) fut multiplié par trois et porté à 150 000 euros. Depuis août 2012, il est de 100 000 euros.

Tableau A1
Abattements en 2011 et 2012

en euros

Lien de parenté	Abattement 2011	Abattement 2012 (à compter du 18 août)
Enfant	159 325	100 000
Ascendant	159 325	100 000
Personne handicapée	159 325	159 325
Époux (marié ou PACS)	80 724	80 724
Petit-enfant	31 865	31 865
Frère / Sœur	15 932	15 932
Neveu / Nièce	7 967	7 967
Arrière petit-enfant	5 310	5 310
Tous les autres	1 594	1 594
Dons de sommes d'argent		
Si les donateurs ont moins de 80 ans et les donataires sont majeurs		
Enfant, petit-enfant, arrière-petit-enfant ou, à défaut d'une telle descendance, neveu ou nièce	31 865	31 865

Tableau A2
Taux d'imposition des donations et successions en 2012

Fraction de la part nette taxable après abattement (en euros)	Taux (en %)	Fraction de la part nette taxable après abattement (en euros)	Taux (en %)
Ligne directe (enfants, petits-enfants, parents et grands-parents)		Donations entre époux et partenaires d'un PACS	
entre 8 072 et 12 109	10	entre 8 072 et 15 932	10
entre 12 109 et 15 932	15	entre 15 932 et 31 865	15
entre 15 932 et 552 324	20	entre 31 865 et 552 324	20
entre 552 324 et 902 838	30	entre 552 324 et 902 838	30
entre 902 838 et 1 805 677	40	entre 902 838 et 1 805 677	40
> 1 805 677	45	> 1 805 677	45
Entre frères et soeurs		Autres	
≤ 24 430	35	Entre parents jusqu'au 4 ^e degré inclusivement	55
> 24 430	45	Entre parents au-delà du 4 ^e degré et personnes non-parentes	60

Remarque : pour les décès survenus depuis le 22 août 2007, les conjoints survivants et les partenaires liés au défunt par un PACS sont exonérés des droits de succession.

LE SPLIT MODEL

Pour comprendre la manière dont le *split model* fonctionne, on peut distinguer deux cas en fonction de ce que l'on observe dans les données. On se restreindra, dans la discussion ci-dessous, au cas de l'achat de la résidence principale tout en sachant que pour la création d'entreprise, le raisonnement est parfaitement identique.

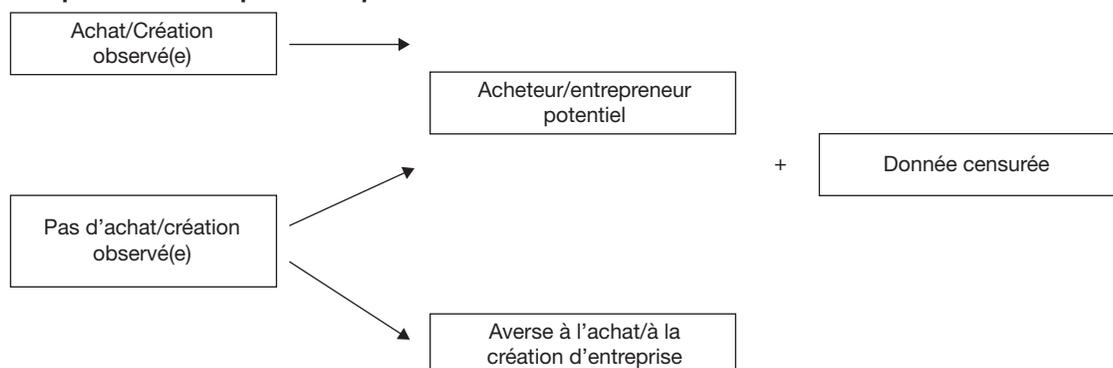
Si l'on observe un achat, alors nécessairement il s'agit d'une personne ou d'un ménage qui faisait partie de la population potentiellement intéressée. Cette sous-population représente une proportion $1 - \pi$ de la population totale (cf. graphique B1). Si au moment de

l'enquête on n'observe pas d'achat, deux situations sont envisageables :

- soit l'individu fait partie de la sous-population des « locataires à vie », c'est-à-dire de ceux qui sous prétexte ne souhaitent acquérir leur logement. Ces individus représentent une proportion π de la population totale.
- soit l'individu fait partie de la sous-population de ceux qui sont potentiellement intéressés par l'achat de leur logement mais l'enquête est intervenue avant qu'il ne puisse acheter.

Ces différentes possibilités sont représentées dans le graphique B1.

Graphique B1
Une première description du “*split model*”



Le modèle ainsi défini est estimé par maximisation de la vraisemblance. Pour écrire la vraisemblance, nous devons modéliser l'explication précédente. Pour cela, on introduit la variable R_i qui vaut 1 si l'individu fait partie de ceux potentiellement intéressés par l'achat de leur résidence principale. Elle vaut 0 sinon. On note T_i les différents âges auxquels un individu est observé avant qu'il n'achète son logement. f_t désignera alors la fonction de densité de la variable d'âge observée pour ces individus et S_t sa fonction de survie.

Afin de prendre en compte le fait que les données ne couvrent pas la totalité de la vie des individus étudiés, on introduit l'indicatrice δ_i qui vaut 1 lorsque la variable T_i n'est pas « censurée » c'est-à-dire lorsque l'individu i est suivi jusqu'à ce qu'il achète son logement. Elle vaut 0 sinon. Si l'on observe l'âge t_i auquel l'individu achète son logement (on a $T_i = t_i$), on est alors nécessairement dans le cas d'un individu qui était potentiellement intéressé par l'achat ($R_i = 1$) et pour lequel T_i n'est pas censurée ($\delta_i = 1$). Si l'on note C_i l'âge de l'individu au moment de l'enquête, puisque l'individu i a acheté son logement avant l'année de l'enquête on a $T_i \leq C_i$. La probabilité associée à cet événement est donc :

$$P(T_i = t_i, \delta_i = 1 | X_i) = P(T_i = t_i, T_i \leq C_i, R_i = 1 | X_i) \quad (1)$$

$$= \frac{P(R_i = 1) P(T_i = t_i, T_i \leq C_i | R_i = 1, X_i)}{(1-\pi) f_t(t_i, \beta | X_i) G_c(t_i)} \quad (2)$$

où G_c désigne la fonction de répartition de la variable C et β le vecteur des paramètres à estimer. Puisque l'année de l'enquête (et donc l'âge C_i de la censure) intervient indépendamment du fait que l'individu ait acheté son logement, on peut considérer que la variable C est indépendante de la variable T et qu'elle n'apporte pas d'information sur les coefficients β .

Si pour tout le passé de l'individu i et jusqu'à l'âge t_i où il est enquêté aucun achat n'a été observé, on retrouve les deux cas envisagés précédemment que l'on va à présent formaliser afin d'obtenir l'écriture de la vraisemblance du modèle.

- soit l'individu fait partie de la sous-population des « locataires à vie » et alors $R_i = 0$
- soit l'individu fait partie de la sous-population de ceux qui sont potentiellement intéressés par l'achat de leur

logement ($R_i = 1$) mais l'enquête est intervenue avant qu'il ne puisse acheter : la variable T_i est donc « censurée » ($\delta_i = 0$ et $T_i > C_i$) et on observe uniquement l'âge de l'individu au moment de l'enquête, c'est-à-dire : $C_i = t_i$. Avec le même formalisme que précédemment et en introduisant g_c la fonction de densité de la variable C , on a alors la probabilité suivante :

$$P(T_i = t_i, \delta_i = 0 | X_i) = \underbrace{P(R_i = 0)}_{\pi} + \underbrace{P(C_i = t_i, T_i > C_i, R_i = 1 | X_i)}_{(1-\pi)S_r(t_i, \beta | X_i)g_c(t)} \quad (3)$$

Ces différents sous-cas sont détaillés dans le graphique B2.

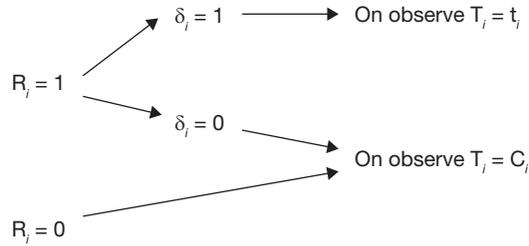
Tous les éléments sont alors réunis pour écrire la vraisemblance du modèle (d'où l'on peut exclure G_c et g_c

puisque la procédure d'estimation est une maximisation de la log-vraisemblance par rapport à β et les termes G_c et g_c sont constants par rapport à β) :

$$\begin{aligned} L_i(T_i = t_i, \delta_i / \pi, \beta) &= [(1-\pi)f_r(t_i, \beta)]^{\delta_i} [\pi + (1-\pi)S_r(t_i, \beta)]^{1-\delta_i} \\ &= [(1-\pi)\lambda_r(t_i, \beta)S_r(t_i - 1, \beta)]^{\delta_i} [\pi + (1-\pi)S_r(t_i, \beta)]^{1-\delta_i} \\ &= [(1-\pi)\lambda_r(t_i, \beta)]^{\delta_i} \prod_{t=1}^{t_i-1} (1 - \lambda_r(t, \beta))^{\delta_i} [\pi + (1-\pi) \prod_{t=1}^{t_i} (1 - \lambda_r(t, \beta))]^{1-\delta_i} \end{aligned}$$

Dans le cadre du modèle à hasards proportionnels et temps discret dans lequel on se place, la paramétrisation de λ_r est immédiate : il s'agit de la fonction « log complémentaire ».

Graphique B2
Modélisation du *split model*



HÉRITAGES ET DONATIONS REÇUS PAR LE CONJOINT

Pour l'achat immobilier, les donations perçues par leur conjoint présentent un profil assez similaire à celles reçues par la personne de référence (graphique C1) : l'année de réception la plus représentée est celle où l'achat a lieu. Les héritages reçus ont un profil différent, encore plus concentré

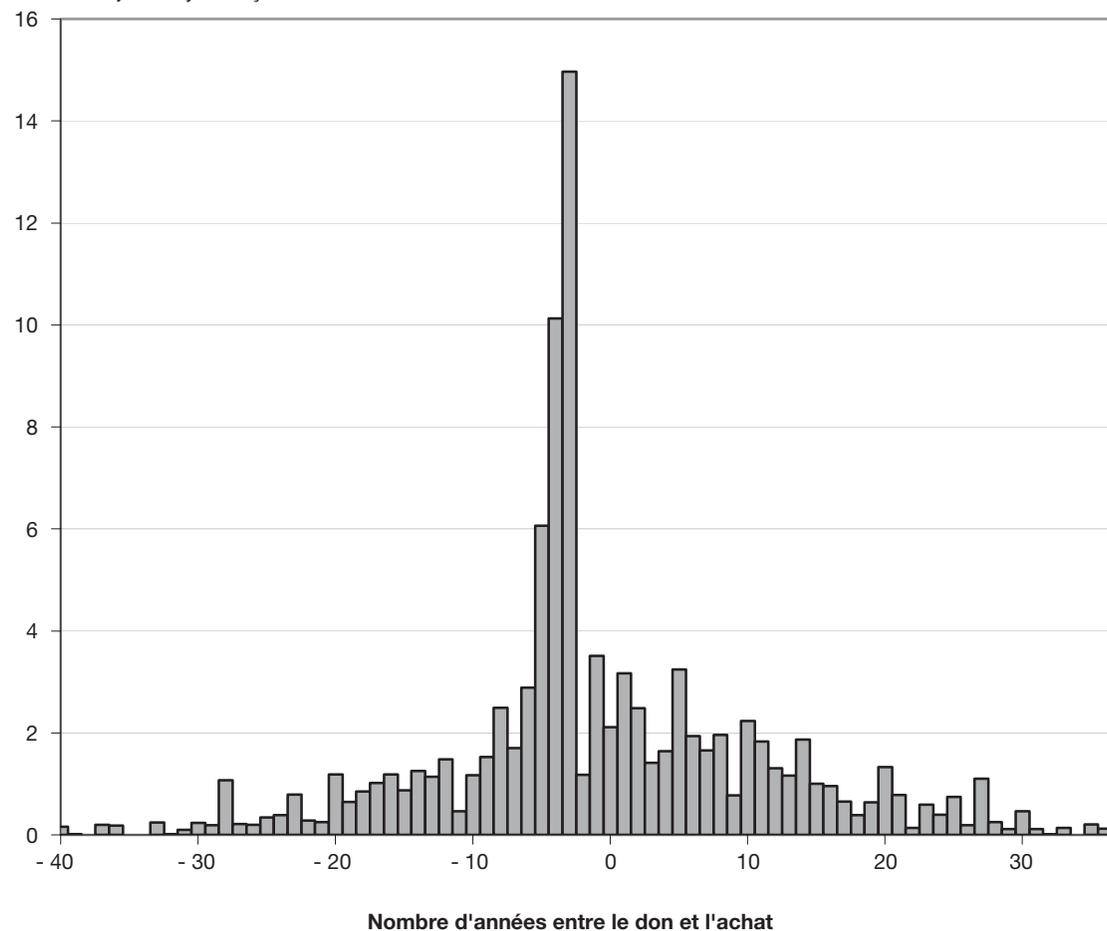
après l'achat que celui des personnes de référence. De plus, à la différence des héritages reçus par les personnes de référence, l'année de l'achat n'est pas l'année la plus fréquente où l'héritage est reçu. Seuls 3 % des héritages reçus par les conjoints l'ont été l'année de l'achat.

Graphique C1

Délai entre donation/héritage reçus par le conjoint et achat de la résidence principale

(a) Délai entre donation reçue par le conjoint et achat de la résidence principale

% des conjoints ayant reçu un don



Lecture : 15 % des conjoints qui ont reçu un don l'ont reçu l'année de l'achat, 10 % l'année précédant l'achat et 6 % deux ans auparavant.

Champ : ménages propriétaires dont le conjoint a reçu un don.

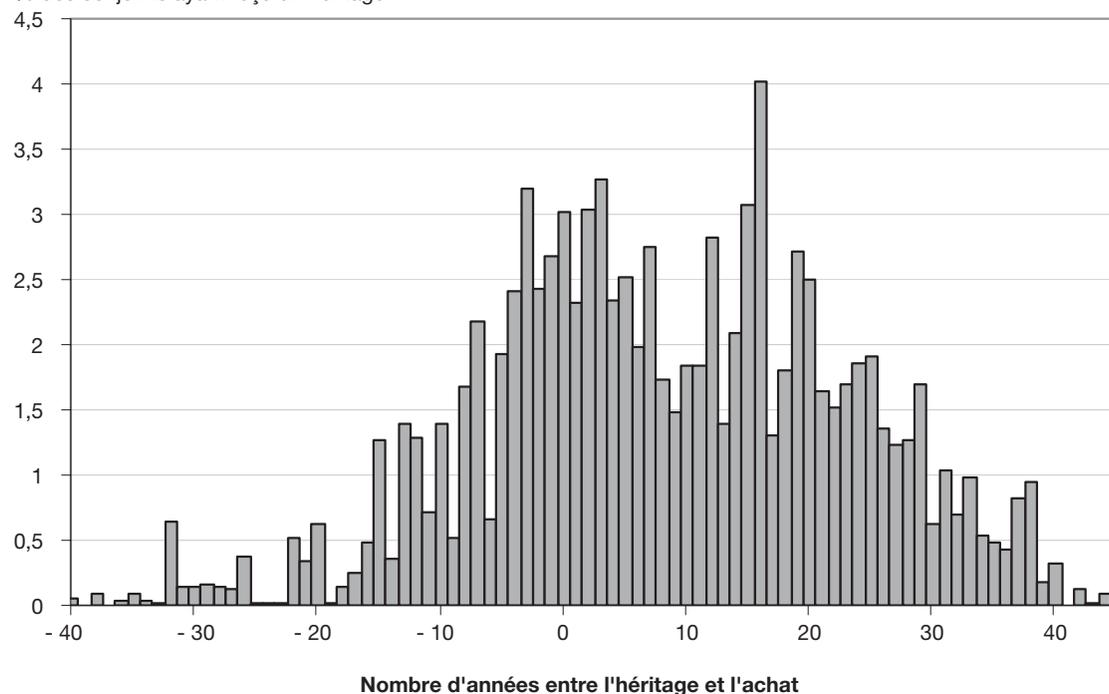
Source : échantillon enquête Patrimoine 2009-2010.



Graphique C1 (suite)

(b) Délai entre héritage reçu par le conjoint et achat de la résidence principale

% des conjoints ayant reçu un héritage



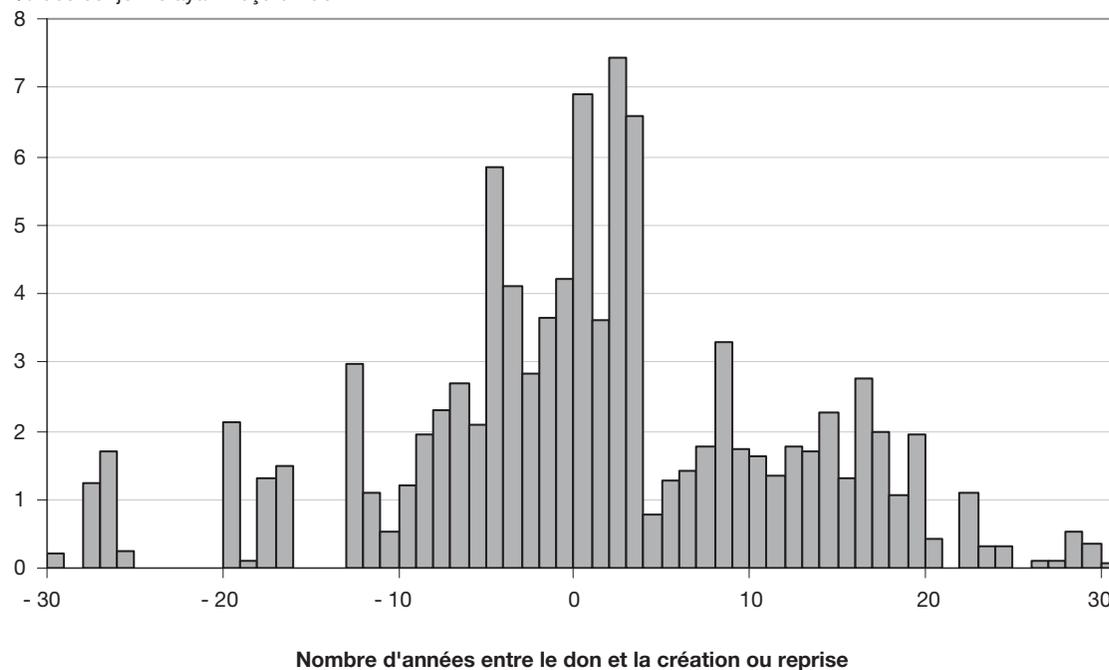
Lecture : 3 % des conjoints qui ont reçu un héritage l'ont reçu l'année de l'achat, 2 % l'année précédant l'achat.
 Champ : ménages propriétaires dont le conjoint a reçu un héritage.
 Source : échantillon enquête Patrimoine 2009-2010.

Graphique C2

Délai entre donation/héritage reçus par le conjoint et création/reprise d'entreprise

(a) Délai entre donation reçue par le conjoint et création/reprise d'entreprise

% des conjoints ayant reçu un don



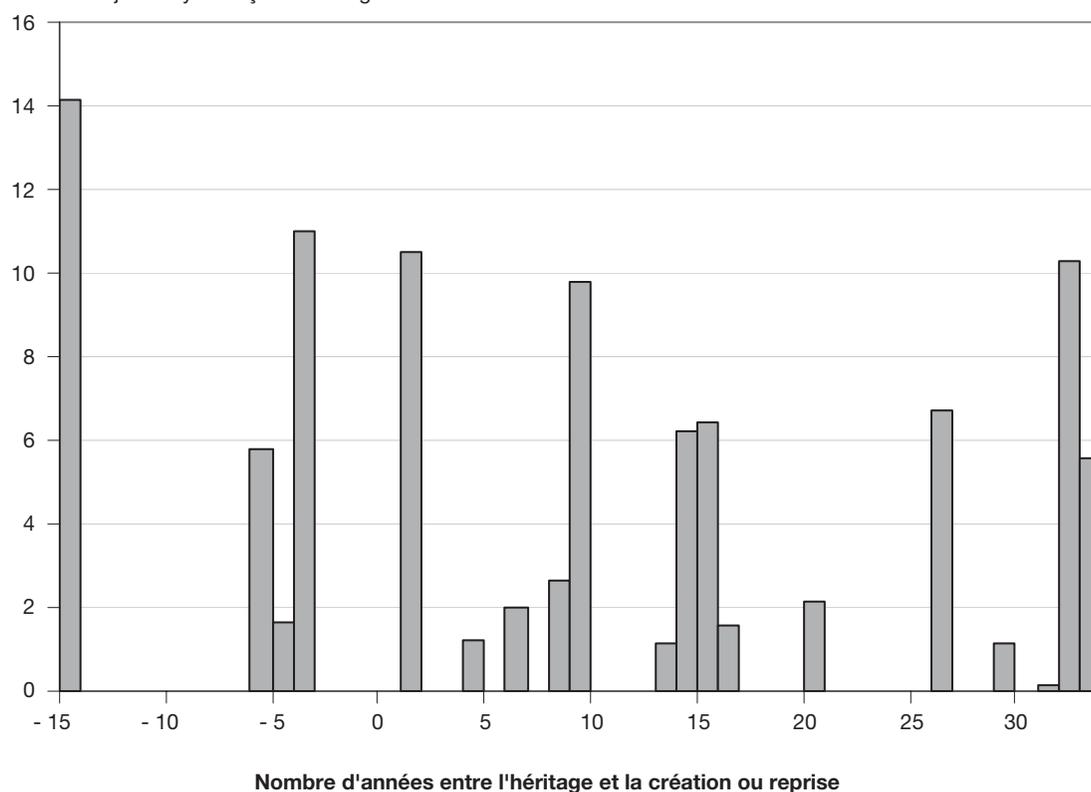
Lecture : 7 % des conjoints qui ont reçu un don l'ont reçu l'année de la création (ou de reprise) et 4 % l'année précédant la création.
 Champ : créateurs/repreneurs d'entreprise dont le conjoint a reçu un don.
 Source : enquête Patrimoine 2009-2010.



Graphique C2 (suite)

(b) Délai entre héritage reçu par le conjoint et création/reprise d'entreprise

% des conjoints ayant reçu un héritage



Lecture : 10 % des conjoints qui ont reçu un héritage l'ont reçu l'année suivant la création (ou la reprise).
Champ : créateurs/repreneurs d'entreprise dont le conjoint a reçu un héritage.
Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

LINÉARISATION DU MODÈLE DE DURÉE

Instrumenter un modèle de durée pose plusieurs problèmes. En particulier, ici, il s'agit d'instrumenter, dans un modèle non-linéaire, une variable dichotomique (le fait de recevoir un don) par une variable positive, discrète et à support fini. À notre connaissance, dans une telle situation, il n'existe pas de solution. Dans un souci de simplicité et de transparence, nous avons donc décidé de linéariser le modèle afin d'instrumenter la forme linéaire obtenue. En effet, dans ce cadre linéaire de données panélisées, l'instrumentation d'une variable dichotomique s'effectue de manière classique. Le modèle que l'on instrumente est alors :

$$A_{i,t} = \delta \cdot D_{i,t} + \gamma \cdot X_{i,t} + \sum_{j=1}^T \alpha_j \cdot 1_{t=t_j} + u_{i,t} \quad (4)$$

où $A_{i,t}$ est la variable binaire qui indique la décision d'acheter d'un individu i lors d'une année t . De même que pour le modèle de durée précédent, $D_{i,t}$ vaut 1 lorsqu'une donation a déjà été reçue en t , $X_{i,t}$ désigne les variables de contrôle, $1_{t=t_j}$ l'indicatrice qui vaut 1 si $t = t_j$ et $u_{i,t}$ est le terme d'erreur. Ce modèle sera estimé comme un modèle de données de panel (puisque l'on suit le même individu sur plusieurs années) avec effet aléatoire. L'instrumentation par une variable qui, pour chaque individu, est fixe à travers le temps, ne permet pas l'utilisation d'un modèle à effet fixe.

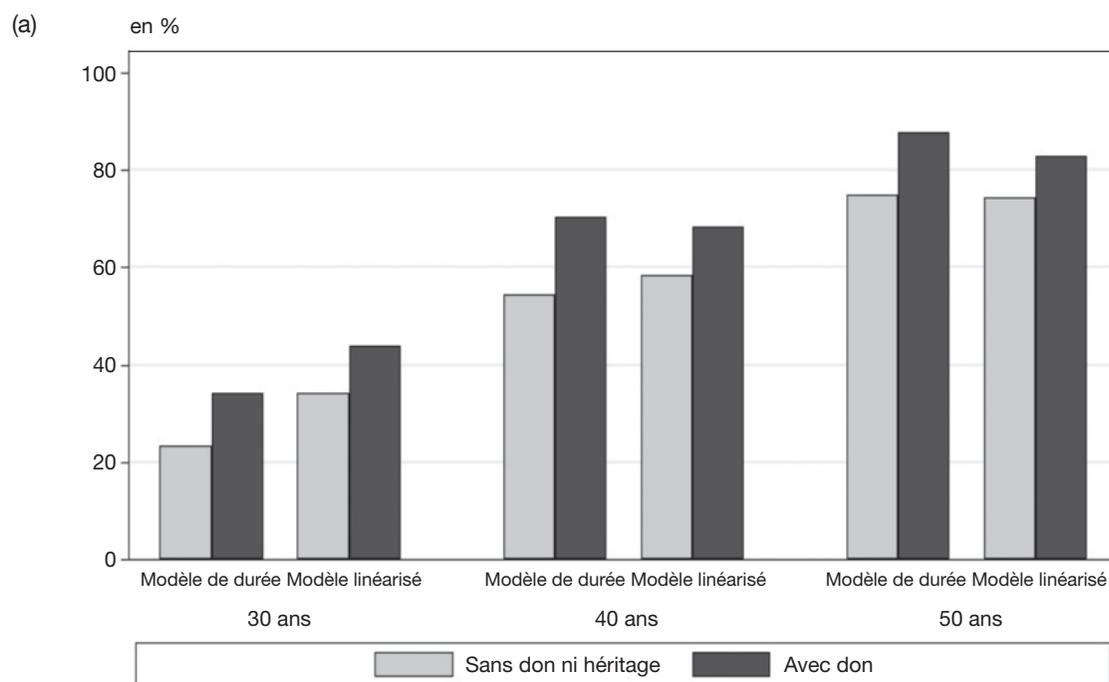
Un dernier point mérite d'être mentionné. Le modèle (4) est un modèle de probabilité linéaire. Les coefficients obtenus n'y ont pas la même interprétation que ceux obtenus dans un modèle de durée. Dans un modèle de probabilité linéaire, par exemple, le coefficient devant une variable binaire s'interprète comme l'écart entre la

probabilité lorsque cette variable vaut 0 et la probabilité obtenue lorsque cette variable vaut 1. Afin de comparer nos résultats avec ceux obtenus précédemment, nous devons nous ramener à des grandeurs comparables. Ceci permettra notamment de s'assurer de la qualité de cette approximation linéaire. Pour cela, une fois obtenue l'estimation des différents coefficients (δ , γ et les α_j), il est nécessaire de calculer la probabilité instantanée d'acheter avec et sans donation. Ce calcul de probabilité peut se faire pour chaque âge (chaque valeur de t). Par souci de lisibilité, on présentera les résultats obtenus seulement pour les âges de 30, 40, 50 et 60 ans (La totalité des coefficients calculés est en annexe de Garbinti, 2014).

Pour s'assurer que l'estimation du modèle linéarisé (non instrumenté) aboutit à des conclusions identiques à celles du modèle de durée précédemment utilisé, on compare les résultats obtenus par ces deux modèles. Les estimations obtenues pour l'effet du don (tableau 6) par le modèle non instrumenté sont très proches du 1,6 obtenu dans le modèle de durée sans hétérogénéité. La moyenne de tous les coefficients obtenus est de 1,5. L'approximation s'avère donc de bonne qualité et le modèle linéarisé est plus conservateur au sens où il aboutit à des coefficients moins élevés. La comparaison des probabilités cumulées (graphique D1) aboutit aux mêmes conclusions.

Pour le modèle instrumenté, la statistique de 1^{re} étape est un indicateur de l'importance de la corrélation entre l'instrument (le nombre de frères et sœurs) et la variable instrumentée (le fait de recevoir une donation). La valeur observée ici (24,1, cf. tableau 6) est suffisamment élevée pour nous confirmer qu'il ne s'agit pas d'un instrument faible.

Graphique D1
Comparaison des probabilités cumulées d'achat pour le modèle de durée et le modèle linéarisé non instrumenté



Lecture : Si aucun don n'a été reçu, la probabilité d'avoir acheté sa résidence principale avant 40 ans est estimée à 54 % par le modèle de durée et à 58 % par le modèle linéarisé. Si un don a été reçu, elle est estimée à 70 % par le modèle de durée et à 68 % par le modèle linéarisé.

Champ : personnes de référence de moins de 80 ans n'ayant pas reçu en héritage ou en donation sa résidence principale.

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

Quels facteurs pour expliquer les écarts de patrimoine entre hommes et femmes en France ?

Carole Bonnet *, Alice Keogh **, Benoît Rapoport ***

Il existe une importante littérature analysant les écarts de salaire ou de retraite entre sexes. En revanche, les inégalités de patrimoine restent un sujet relativement peu exploré. Or, la richesse est un indicateur important de bien-être économique, que l'on s'intéresse aux inégalités dans la population dans son ensemble ou, plus spécifiquement, aux inégalités au sein du ménage. Nous utilisons les données des enquêtes *Patrimoine* françaises 2004 et 2010, qui permettent d'allouer la richesse à chaque membre du ménage, en particulier au sein des couples. Nous mettons ainsi en évidence un patrimoine brut moyen de l'ensemble des hommes supérieur d'environ 15 % à celui des femmes. Lorsqu'on désagrège le patrimoine, on constate que les écarts sont beaucoup plus forts pour les actifs financiers (environ 37 %) que pour le patrimoine immobilier (4 % pour la résidence principale en 2010) qui constitue la part la plus importante de la richesse des ménages. Ceci s'explique par une détention de la résidence principale très souvent à parts égales au sein des couples. Afin de mettre en évidence les facteurs explicatifs de ces écarts de richesse, nous utilisons la méthode de décomposition semi-paramétrique de DiNardo, Fortin & Lemieux (1996), qui permet de décomposer les écarts non seulement à la moyenne (méthode de Oaxaca et Blinder utilisée habituellement) mais aussi à d'autres endroits de la distribution de patrimoine. Cette dernière est en effet fortement dissymétrique. Nous montrons que les écarts de richesse entre hommes et femmes sont essentiellement dus à des différences de distribution des caractéristiques individuelles, en particulier celles liées au marché du travail (revenu, situation et expérience). Mais ceci est en partie compensé par un patrimoine un peu plus élevé à caractéristiques données. Ce phénomène peut refléter des différences d'attitude face à l'épargne, mais également l'effet compensateur de la mutualisation partielle des ressources au sein des ménages.

Rappel :

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

* Ined et Drees.

** Université Paris 1 et Drees (au moment de la rédaction de l'article).

*** Université Paris 1 et Ined (B. Rapoport a bénéficié du financement du laboratoire d'excellence IPOPs porté par le Pres heSam portant la référence ANR-10-LABX-0089).

Une première version ce travail a été réalisée lorsque les auteurs appartenaient à la Drees. Les auteurs remercient le groupe d'exploitation de l'enquête Patrimoine, Sophie Buffeteau et Augustin Vicard (Drees), ainsi que les deux rapporteurs anonymes de la revue. Ils restent cependant seuls responsables des erreurs qui pourraient subsister.

Il existe une importante littérature analysant les écarts de salaire entre sexes (Ponthieux et Meurs, à paraître). Plus récemment, de nombreuses études ont aussi examiné les écarts de pension de retraite, révélant des liens entre ces écarts, les caractéristiques du marché du travail ainsi que le type de système de retraite (Jefferson, 2009). En revanche, les inégalités de patrimoine restent un sujet relativement peu exploré, pour deux raisons principales. Tout d'abord, s'il a fallu attendre les années 1980 pour que les arbitrages en termes de choix de consommation ou d'offre de travail soient examinés au sein du ménage et non plus comme les décisions de celui-ci, considéré comme une unité, ce n'est qu'encore plus tardivement que les décisions d'épargne, d'accumulation et de transmission du patrimoine ont cessé d'être uniquement considérées comme le fait du ménage, voire de la famille dans son ensemble (Browning, 1994, 1995). Ce changement de perspective, du ménage à l'individu, est en particulier lié à la forte progression de l'activité féminine, qui modifie les arbitrages économiques au sein des ménages et les pouvoirs de négociation respectifs des deux conjoints, ainsi qu'aux transformations des formes familiales et des modes de vie en couple, qui conduisent à une autonomisation croissante des trajectoires professionnelles et familiales. Ce phénomène concerne aussi l'accumulation patrimoniale. Fremeaux et Leturcq (2013) observent ainsi, depuis la fin des années 1980, un recul de la mise en commun des biens du ménage au profit d'une individualisation croissante causée par le recul du mariage et le recours accru au régime de la séparation de biens parmi les mariés.

La deuxième raison pour laquelle les inégalités de patrimoine entre homme et femmes sont encore peu étudiées tient au manque de données adéquates (Deere et Doss, 2006). Comme le rappellent Arrondel et Masson (2004), à la différence du salaire ou des pensions de retraite, revenus individuels, l'étude du patrimoine se heurte à la difficulté du choix de l'unité détentrice appropriée. Ce problème de choix se pose en particulier pour la collecte des données. Si le choix de l'unité d'étude a été discuté depuis longtemps (Lollivier et Verger, 1996), jusqu'à présent, dans la plupart des enquêtes, le patrimoine est souvent décrit au niveau du ménage, ce qui conduit généralement à étudier la distribution entre ménages, plutôt que la distribution entre les membres du ménage. Or, l'intérêt pour les inégalités de patrimoine entre hommes et femmes en général, mais aussi, plus spécifiquement au sein du ménage, est justifié pour deux

raisons. La première est la question du bien-être et des inégalités dans la population. Le patrimoine est en effet un indicateur de bien-être (Wolff, 1998). Il apporte généralement des revenus courants. Il permet de faire face à des chocs de revenu, qu'ils soient dus à des changements dans la structure familiale (divorce, veuvage) ou aux incertitudes sur le marché du travail. Lorsqu'il est sous forme d'immobilier, il fournit en outre généralement la possibilité de se loger, sans supporter la dépense d'un loyer. La deuxième raison a trait à la question des inégalités au sein des couples. Cette question peut se décliner de deux manières. Tout d'abord, l'allocation du patrimoine au sein du couple peut influencer le pouvoir de négociation de chacun des conjoints. Zagorsky (2003) souligne ainsi que l'épargne est citée comme étant l'une des principales sources de contentieux dans le couple, indiquant que les décisions financières sont débattues entre les membres du ménage. Mais, l'intérêt pour la détention différenciée de patrimoine entre hommes et femmes est aussi renforcé par l'usage différent que les individus peuvent en faire. Ainsi, la littérature sur les modèles collectifs a en particulier été motivée par le fait que les hommes et les femmes pouvaient utiliser différemment leur revenu et que cela pouvait avoir un impact sur la structure de consommation du ménage (Chiappori, 1992). Un des exemples fréquemment donné est celui de Lundberg *et al.* (1997) qui, en s'appuyant sur une réforme de politique sociale au Royaume-Uni, ont montré que la consommation moyenne des enfants avait sensiblement augmenté suite à la décision de verser les allocations familiales à la mère plutôt qu'au père. On peut ainsi penser qu'un partage plus égal du patrimoine peut être bénéfique en termes d'efficacité et pas seulement en termes d'équité. Par ailleurs, l'intérêt pour la question des inégalités au sein des couples est renforcé par l'augmentation des ruptures d'union. Il est en effet important de connaître ce que chacun aurait en cas de séparation pour apprécier la situation économique post-divorce. Il est aussi probable que ces évolutions conjugales (recul du mariage, hausse des séparations) conduisent à des pratiques patrimoniales plus individualisées.

L'objectif de cet article est double. Il s'agit tout d'abord de documenter les écarts de richesse entre hommes et femmes en France, en distinguant les différents types d'actifs. Le deuxième objectif de l'article consiste à identifier les facteurs explicatifs de ces écarts, à quantifier leur ampleur, ainsi que la part qui reste inexplicée une fois les différences de

caractéristiques entre les sexes prises en compte. En effet, si la détention de patrimoine est associée au bien-être, identifier les raisons pour lesquelles les femmes en détiennent moins en moyenne que les hommes est particulièrement important et s'inscrit dans les travaux sur les inégalités. L'identification des différents éléments jouant un rôle pourrait alors permettre de réduire ces inégalités.

Théorie et revue de littérature

L'accumulation d'un patrimoine résulte de plusieurs facteurs qui peuvent différer entre hommes et femmes. Ces écarts peuvent alors expliquer les différences de richesses accumulées, observées dans la littérature.

Quelles raisons à une accumulation différente de patrimoine entre les hommes et les femmes ?

De manière simplifiée, on peut écrire que la richesse à l'instant $t+1$ (W_{t+1}) dépend de la richesse en t , du taux de rendement r , de l'épargne effectuée sur la période t ($Y_t - C_t$) et des transferts reçus sur la période (par exemple, héritages ou donations), notés A_t (cf. égalité ci-dessous).

$$W_{t+1} = (1+r)(W_t + A_t + Y_t - C_t)$$

En faisant apparaître les principaux moteurs de l'accumulation du capital, cette équation comptable permet de mettre en évidence diverses raisons pour lesquelles l'accumulation de la richesse pourrait différer entre hommes et femmes.

- La première tient aux écarts de revenu entre sexe (Y_t) liés aux moins bonnes trajectoires professionnelles des femmes comparées à celles des hommes. Les femmes connaissent en effet davantage d'interruptions, en particulier en lien avec la présence d'enfants, et de moindres rémunérations, que ces dernières résultent d'un temps de travail réduit (importance du temps partiel), de difficultés d'accès aux emplois les mieux rémunérés (« plafond de verre ») ou d'une ségrégation professionnelle. Les femmes sont en effet davantage représentées dans les emplois de services, de santé, la fonction publique, métiers qui peuvent être moins rémunérateurs. Cette ségrégation peut s'expliquer par le poids des normes et des

stéréotypes, qui influencent en particulier le choix des filières éducatives. Ces écarts de revenu conduisent mécaniquement à une plus grande capacité à épargner pour les hommes, à taux d'épargne identique.

- Une aversion pour le risque plus forte peut influencer sur le montant de patrimoine, et cela, de différentes manières. Être plus prudent peut conduire à accumuler une épargne de précaution plus importante pour se prémunir contre les risques futurs de perte d'emploi ou de maladie... *A contrario*, un comportement d'investissement plus prudent peut se traduire par une allocation de portefeuille comprenant davantage d'actifs non risqués, avec un rendement généralement plus faible. L'effet global sur le niveau de patrimoine est complexe puisqu'il dépend des évolutions relatives des rendements. En période de crise boursière ou de bulle immobilière, le rendement de l'épargne de précaution peut excéder celui des actifs risqués. L'effet global de l'aversion pour le risque dépend donc de façon importante du contexte économique et financier.

La récente revue de littérature de Bertrand (2011) conclut à une aversion pour le risque plus forte des femmes ; c'est aussi le cas de Croson et Gneezy (2009, p. 448 : « *We find that women are indeed more risk averse than men* »). Cette conclusion est aussi celle obtenue sur données françaises (Arrondel *et al.*, 2005). Néanmoins, l'existence d'une aversion pour le risque intrinsèque plus importante pour les femmes, même en moyenne, reste discutée – voir à ce sujet Nelson (2012) – à la fois parce que les écarts semblent quantitativement modestes, et parce que les facteurs de confusion ne sont souvent pas pris en compte (les écarts de comportements pourraient, par exemple, provenir du contenu de l'éducation qui impacte différemment les garçons et les filles, des modèles sociaux et familiaux, de relations différentes avec le marché du travail résultant de normes sociales...)¹. Par ailleurs, même si les hommes investissent plus, en moyenne, que les femmes dans les jeux d'investissement financiers (Charness et Gneezy, 2012), que ceci découle ou non de différences intrinsèques dans l'aversion pour le risque, l'impact de ces différences sur l'accumulation de richesse semble limité. Ainsi, Neelakantan (2010) indique que les comportements d'investissement

1. Nelson (2012) suggère aussi que la plus grande facilité à, de manière générale, publier des résultats faisant état d'effets significatifs, par rapport aux études concluant à l'absence d'effets, pourrait être à l'origine d'un biais de confirmation.

moins risqués des femmes expliqueraient au plus 10 % des écarts de patrimoine.

D'autres paramètres caractérisant les préférences sont susceptibles de différer entre hommes et femmes et d'avoir un effet sur les comportements d'épargne. Ainsi, les différences de mortalité peuvent se traduire par des différences de préférence temporelle, qui pourraient conduire à une plus forte accumulation pour les femmes. On peut aussi mentionner l'altruisme. Si, par exemple, les femmes sont plus altruistes que les hommes (la question semble toutefois complexe, voir Andreoni et Vesterlund, 2001), elles pourraient souhaiter épargner plus afin de laisser des legs plus importants ; dans le même temps, elles pourraient souhaiter consommer plus pour leurs enfants lorsqu'ils sont jeunes.

- Les transferts reçus constituent une troisième raison de différences éventuelles dans le patrimoine accumulé. En effet, une part importante de la richesse des individus provient des héritages et donations reçus, des ascendants en particulier. Au premier abord, il n'y a pas de raison pour que ce type de flux diffère entre hommes et femmes. En revanche, d'autres transferts peuvent avoir lieu entre hommes et femmes, en particulier suite à des événements conjugaux, tels le mariage ou le divorce. En outre, même lorsque les montants au moment de la succession sont identiques, si la nature des biens reçus par les hommes et par les femmes (immobilier contre patrimoine financier contre biens professionnels) diffère, leur valorisation au fil du temps peut elle aussi différer, au gré de l'évolution des rendements et de la fiscalité, mais aussi de leur utilisation.

La mise en évidence des facteurs ci-dessus n'ignore pas que l'accumulation du patrimoine est un processus complexe et que d'autres éléments peuvent intervenir. En particulier, comme le rappellent Arrondel et Masson (2004), les choix d'accumulation dépendent « *d'éléments souvent inobservables, propres au ménage* », et on pourrait même ajouter, propres aux différents membres du ménage.

L'équation comptable présentée ci-dessus n'épuise donc pas la liste des déterminants de l'accumulation de patrimoine, et ceux qui pourraient différer entre hommes et femmes, dans la mesure où les motivations de cette accumulation peuvent différer entre ménages et entre individus. Arrondel et Masson (2004) distinguent ainsi trois modèles théoriques de comportements, selon la longueur de l'horizon

décisionnel (myope, de cycle de vie, dynastique dans lequel les préférences intègrent le bien-être des générations suivantes), auquel se rajoute un modèle de constitution et de transmission des grandes fortunes (qui répond aussi à d'autres motivations, telles que le pouvoir ou le prestige etc.). Les modes d'accumulation correspondant à ces différents modèles conduisent à diverses formes d'accumulation et donc de ménages (ou d'individus) selon les contraintes auxquelles ils font face, par exemple les contraintes de liquidité, et leur horizon privilégié. La complexité du processus d'accumulation et donc l'étude de ses déterminants, est en outre renforcée par le fait qu'un ménage (ou un individu) peut passer d'une forme d'accumulation à une autre selon sa position dans le cycle de vie ou dans la société.

Littérature existante sur les écarts de richesse entre hommes et femmes

La plupart des articles étudient les inégalités de richesse entre les sexes en comparant les ménages isolés et les couples. Schmidt et Sevak (2006), sur données américaines (*Panel Study of Income Dynamics, PSID*), observent ainsi que la richesse nette² moyenne des couples est plus de deux fois supérieure à celle des isolés, hommes ou femmes. Une partie de cet écart est expliquée par des différences de caractéristiques socio-économiques (revenus, âge, ...), mais il demeure, même en tenant compte de ces dernières.³ Au sein des isolés, le patrimoine observé des hommes et des femmes est similaire, mais la prise en compte de certaines caractéristiques des individus conduit à une richesse des femmes nettement inférieure à celles des hommes. Ce résultat, obtenu sur l'ensemble de la population, ne tient plus quand on considère un échantillon constitué d'individus plus jeunes, les différences entre les sexes étant alors minimales. Les raisons avancées pour expliquer ce résultat sont soit un effet de

2. La richesse nette est égale à l'ensemble des actifs (mobiliers et immobiliers) détenus par l'individu ou le ménage auquel on soustrait les dettes.

3. Une des explications avancées par les auteurs tient au fait que comparer des couples et des individus vivant seuls amène à comparer des ménages de taille différente. Ils utilisent alors une autre mesure du patrimoine, pour la comparaison des couples et des individus vivant seuls, le patrimoine par tête. Les résultats suivant l'état matrimonial sont alors très différents. En contrôlant des différences de caractéristiques socio-économiques, le patrimoine (par tête) des hommes vivant seuls est plus élevé que celui des couples et celui des femmes vivant seules n'est pas significativement différent de celui des couples. Ce raisonnement basé sur une division du patrimoine du ménage par le nombre d'adultes du ménage est cependant discutable. On pourrait envisager d'utiliser une autre échelle d'équivalence.

génération, soit un effet de cycle de vie, les écarts se creusant entre hommes et femmes au fil des âges. Un résultat comparable, aussi sur données américaines (*National Longitudinal Survey of Youth*), est obtenu par Yamakoski et Keister (2006) sur les jeunes générations du *baby-boom* (âgées de 14 à 22 ans en 1979 et réinterrogées jusqu'en 2000). Ces auteurs mettent en évidence peu de différences entre hommes et femmes au sein des isolés en tenant compte d'un certain nombre de variables sociodémographiques. Les auteurs insistent davantage sur l'interaction entre isolés et présence d'enfants. Les plus pénalisées en termes de patrimoine sont les mères divorcées avec enfants. En revanche, comme dans les autres travaux, l'écart de patrimoine entre couples mariés et ménages isolés est très important.

Plus récemment, en utilisant des données allemandes permettant d'individualiser le patrimoine au sein des couples (*German Socio-Economic Panel*, 2002), Sierminska *et al.* (2010) mettent en évidence un écart de richesse nette entre hommes et femmes dans l'ensemble de la population de 30 000 euros en moyenne (près de 10 000 euros en médiane), cet écart étant encore plus important pour les individus mariés, de l'ordre de 50 000 euros. Les hommes mariés détiennent ainsi 56 % de richesse de plus que les femmes. L'utilisation de la méthode de décomposition semi-paramétrique de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) permet ensuite aux auteurs d'identifier les facteurs responsables de ces écarts, ainsi que la part de l'écart qui reste inexplicée. La principale raison des écarts de patrimoine entre hommes et femmes vient de la différence dans le revenu et l'expérience sur le marché du travail. C'est vrai tout au long de la distribution de patrimoine mais en particulier à la médiane et dans le haut. Les autres facteurs introduits, tels les facteurs intergénérationnels (caractéristiques des parents, indicatrice d'héritage, ...) ou démographiques (nombre de mariages, présence d'enfants, ...) jouent très peu. Un point important de l'article est de mettre en évidence qu'une part importante de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes reste inexplicée mais cette part ne s'ajoute pas à l'effet des caractéristiques contrôlées par l'étude, elle vient plutôt le réduire. Dit autrement, les moins bonnes caractéristiques des femmes « surexploquent » les écarts constatés, et leur effet est atténué par des niveaux de patrimoines un peu plus élevés à caractéristiques données.

La littérature existante conclut ainsi à des écarts importants de richesse à l'avantage

des hommes, alors même que les femmes vivant plus longtemps et épousant des maris plus âgés, devraient avoir davantage de patrimoine pour assurer leur consommation durant la période de retraite.

Méthodologie

Dans la plupart des enquêtes, le patrimoine est collecté au niveau du ménage (Deere et Doss, 2006). L'enquête *Patrimoine* (Insee) est l'une des rares bases de données permettant d'individualiser les différentes composantes du patrimoine, tout en les collectant de manière fine⁴. Une fois la richesse attribuée aux différents membres du ménage, on peut décomposer les écarts de patrimoine entre hommes et femmes.

L'individualisation de la richesse dans les enquêtes Patrimoine

On s'appuie sur différentes informations disponibles dans l'enquête permettant d'attribuer les différentes composantes du patrimoine aux membres du ménage.

Actifs financiers

Pour chaque actif financier déclaré par le ménage dans l'enquête *Patrimoine* est demandé le détenteur. Il peut s'agir de la personne de référence, du conjoint, d'autres membres du ménage (enfants par exemple) mais aussi de personnes hors ménage. Il est aussi possible d'indiquer pour certains produits une possession jointe, c'est-à-dire que le produit est déclaré comme possédé conjointement par la personne de référence et son (sa) conjoint(e). Il s'agit principalement de comptes chèques, et pour une part plus réduite d'assurance-vie. Dans ce cas, on divise en deux le montant détenu pour l'allouer aux deux membres du couple, quel que soit son statut matrimonial.

Actifs immobiliers

Pour le patrimoine immobilier, l'information est reportée au niveau du ménage. Il est cependant

4. On utilise les enquêtes Patrimoine 2004 et 2010. Les données ont été collectées respectivement entre octobre 2003 et janvier 2004 pour l'enquête Patrimoine 2004 et entre octobre 2009 et février 2010 pour l'enquête 2010.

demandé à l'individu interrogé⁵ la valeur estimée du bien, et en cas de vente, la part qui reviendrait à la personne de référence, au conjoint, à d'autres membres du ménage (et même à des membres hors ménage si le cas se présente). Ceci permet donc de répartir la valeur du bien entre les différents membres du ménage.

Patrimoine professionnel

Le patrimoine professionnel du ménage est collecté sous deux formes dans l'enquête : le patrimoine professionnel exploité par le ménage dans le cadre d'une activité d'indépendant et le patrimoine professionnel non exploité directement par le ménage (par exemple, les terres agricoles ou les locaux qu'il pourrait louer à des tiers). On ne peut attribuer le patrimoine exploité que lorsqu'il n'y a qu'un seul indépendant dans le ménage. Le patrimoine professionnel non exploité n'est pas individualisable en 2010 car il est déclaré, dans la majorité des cas, comme appartenant au ménage.

Nous avons donc choisi d'exclure l'ensemble du patrimoine professionnel de l'analyse. Ce choix n'est pas sans conséquences sur les écarts de patrimoine privé, dans la mesure où un couple formé d'un homme travailleur indépendant et de son épouse salariée pourrait, par exemple, choisir de désigner l'épouse comme propriétaire du logement principal afin de se protéger en cas de faillite de l'entreprise du travailleur indépendant ou faire le choix d'adopter toute autre stratégie pour prémunir le ménage de la perte du patrimoine privé. Dans l'analyse empirique présentée dans la dernière partie, nous contrôlons par la situation et par l'activité professionnelle, ce qui permet de prendre en compte, mais seulement partiellement, les spécificités des ménages comprenant des indépendants.

Une difficulté soulevée par l'individualisation du patrimoine à partir de questions sur le détenteur de produits concerne la différence pouvant exister entre le détenteur légal et le détenteur effectif. Par exemple, chaque membre du couple peut déposer de l'épargne sur un produit financier au nom seul de l'un d'entre eux. En cas de divorce, dans le cas le plus courant, le régime de la communauté réduite aux acquêts (plus de 80 % des mariés en France le sont sous ce régime, cf. annexe 1), les actifs acquis durant la période de mariage seront divisés également entre les conjoints. Cette remarque n'enlève cependant rien à la pertinence

d'étudier la distribution intra-couple du patrimoine. Tout d'abord, même dans le cas du régime de la communauté réduite aux acquêts, seule la partie du patrimoine acquise pendant le mariage est partageable, le reste restant la propriété de chacun, de même que les héritages reçus. L'enquête *Patrimoine* permet d'examiner plus spécifiquement de telles configurations, à travers une question qualitative portant sur le niveau relatif de patrimoine avant la mise en union et des informations détaillées sur les héritages et les donations. Par ailleurs, une fraction des couples mariés le sont sous d'autres régimes (séparation de biens ou communauté universelle). Il faut aussi noter qu'une part importante des couples ne sont pas mariés et en cas de séparation, ils n'auront donc pas d'obligation de partage. De même, même si le couple est marié, le mariage est de plus en plus souvent précédé d'une période de cohabitation. Enfin, par analogie avec le revenu, avoir davantage de patrimoine en son nom peut influencer le pouvoir de négociation au sein du ménage.

À ce stade, seuls les biens détenus soit par la personne de référence du ménage, soit par son conjoint, sont étudiés, le patrimoine des autres membres n'étant utilisé que comme contrôle.

La décomposition de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996)

L'objectif de cet article est d'identifier les sources de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes. En particulier, le but est d'isoler la partie inexpliquée de l'écart, de ce qui peut être expliqué au moyen des caractéristiques observées. Dans la plupart des cas, la méthode de décomposition retenue est celle d'Oaxaca-Blinder (OB dans la suite) (Oaxaca, 1973 ; Blinder, 1973)⁶. Cette dernière est cependant inadéquate pour deux raisons :

- Elle fait l'hypothèse forte que la relation entre le patrimoine et les variables explicatives retenues, en particulier le revenu, est linéaire. Barsky *et al.* (2002) insistent à l'inverse sur la forte non-linéarité de la fonction liant

5. Une seule personne dans le ménage est interrogée. Il est demandé aux enquêteurs d'interroger la personne la plus au fait de la gestion du patrimoine du ménage. L'entretien peut avoir lieu en présence de plusieurs membres du ménage, mais la personne de référence ou son conjoint doivent au moins être présentes.

6. On trouvera dans Bonnet *et al.* (2013) les résultats issus de la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder. La décomposition des écarts de patrimoine moyen entre hommes et femmes conduit à des résultats qualitativement similaires.

patrimoine et gains (aucune forme fonctionnelle n'est, cependant, spécifiée par la théorie).

- Elle implique une perte d'information en se restreignant à la moyenne de l'écart. C'est un point important, particulièrement dans le cas de la distribution du patrimoine, très fortement asymétrique.

On utilisera donc plutôt la méthode proposée par DiNardo *et al.* (1996) (DFL dans la suite, cf. encadré), suivant ainsi Cobb-Clark et Hildebrand (2006) et Sierminska *et al.* (2010). Elle généralise la décomposition OB à des différences entre distributions. Le but est de construire des distributions contrefactuelles, qui répondent à la question suivante : « quelle serait la distribution de patrimoine des hommes s'ils avaient les mêmes caractéristiques que les femmes ? ». L'idée de la décomposition de DFL est d'obtenir ces distributions contrefactuelles par une repondération des densités observées. Considérons la densité de patrimoine g . L'écart de densité entre hommes et femmes peut alors s'écrire :

$$g^M - g^F = (g^M - g_{CF}^1) + (g_{CF}^1 - g^F)$$

Où g^M est la densité de la variable de patrimoine pour les hommes, g^F , la densité pour les femmes et g_{CF}^1 , la densité contrefactuelle représentant la distribution de patrimoine des hommes s'ils avaient les caractéristiques observables des femmes, estimée au moyen d'une régression non-paramétrique. On peut alors décomposer les écarts de patrimoine à n'importe quel point de la distribution, par exemple, à la moyenne, à la médiane ou encore décomposer l'écart inter-déciles (p90-p10). La première composante (à droite de l'égalité) représente l'écart lié aux différences de caractéristiques et la deuxième composante, la part inexpliquée de l'écart.

Ainsi, la différence entre la distribution réelle observée et la distribution contrefactuelle de patrimoine permet d'identifier les contributions des caractéristiques considérées à l'ensemble de l'écart de patrimoine.

Encadré

LA DÉCOMPOSITION DE DINARDO-FORTIN-LEMIEUX (DFL)

On présente ici la décomposition DFL dans le cas d'un seul groupe de caractéristiques observables (en annexe 2 figure la décomposition dans le cas des 4 groupes de caractéristiques utilisée dans l'étude)

On note F une variable binaire qui prend la valeur 1 pour les femmes et 0 pour les hommes. w est le patrimoine, v est le vecteur des caractéristiques individuelles. On peut écrire g^M , la densité de la variable de patrimoine pour les hommes de la manière suivante :

$$g^M = \int \gamma^M(w, v | F=0) dv \\ = \int f^M(w | v, F=0) h_v(v | F=0) dv$$

$\gamma^{M,F}$, $f^{M,F}$, h_v désignent respectivement les densités jointes du patrimoine et des caractéristiques (pour les hommes et les femmes), les densités marginales du patrimoine (pour les hommes et les femmes) et la densité marginale des caractéristiques.

De la même façon, la densité pour les femmes s'écrit :

$$g^F = \int \gamma^F(w, v | F=1) dv \\ = \int f^F(w | v, F=1) h_v(v | F=1) dv$$

Ces deux densités peuvent être estimées à l'aide d'une régression non-paramétrique (estimateur à noyau).

Le contrefactuel, noté CF (ici, la distribution de patrimoine des hommes s'ils avaient les caractéristiques des femmes) s'écrit quant à lui :

$$g_{CF}^1 = \int f^M(w | v, F=0) h_v(v | F=1) dv \\ = \int \gamma^M(w, v | F=0) \frac{h_v(v | F=1)}{h_v(v | F=0)} dv \\ = \int \gamma^M(w, v | F=0) \psi_v dv$$

Il peut être estimé par une régression non-paramétrique pondérée si on trouve un estimateur de ψ_v . Pour ce faire, on décompose ce terme à l'aide de la loi de Bayes (Fortin *et al.*, 2010). Il vient :

$$\psi_v = \frac{h_v(v | F=1)}{h_v(v | F=0)} = \frac{P(F=1|v) P(F=0)}{P(F=1) P(F=0|v)} \\ = \frac{P(F=1|v) (1 - P(F=1))}{P(F=1) (1 - P(F=1|v))}$$

Dans cette expression, la probabilité non conditionnelle $P(F=1)$ est directement observée et la probabilité conditionnelle $P(F=1|v)$ peut être estimée par un probit (ou un logit) appliqué à l'indicatrice d'être une femme.

La décomposition de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes s'écrit alors :

$$g^M - g^F = (g^M - g_{CF}^1) + (g_{CF}^1 - g^F)$$

La première composante (à droite de l'égalité) représente l'écart lié aux différences de caractéristiques et la deuxième composante correspond à la part inexpliquée de l'écart.

En moyenne, les écarts de patrimoine entre hommes et femmes ne s'expliquent pas seulement par des caractéristiques observées différentes

Deux définitions du patrimoine sont disponibles dans les enquêtes : brut, c'est-à-dire y compris l'endettement, et net de l'endettement. La plupart des résultats ci-dessous concernent le patrimoine brut. Quelques résultats sur le patrimoine net sont donnés dans la partie sur la décomposition pour l'enquête 2010.

Des écarts importants entre hommes et femmes pour le patrimoine financier et plus faibles pour le patrimoine immobilier

Au total, le patrimoine financier détenu par les hommes excède celui détenu par les femmes de 38 % début 2004 et de 37 % début 2010⁷ (cf. tableau 1). Cet écart est particulièrement important pour les valeurs mobilières (actions

et obligations), les hommes en détenant deux fois plus (cf. tableaux A3, annexe 3⁸). En tenant compte des biens mobiliers et immobiliers, le patrimoine des hommes est de 12 % à 15 % plus élevé que celui des femmes.

Le patrimoine immobilier est en effet réparti de façon plus égale entre hommes et femmes pour les personnes mariées, qui représentent une part importante de la population. Ainsi 84 % des conjoints qui possèdent leur logement le détiennent à part égale (cf. tableau 2).

Lorsque l'on différencie selon le statut marital (cf. tableau 1), on observe que ce sont les veufs et les veuves pour lesquels les différences sont les plus marquées, de même que pour les personnes en couples, tant mariées que cohabitantes, mais dans une moindre mesure. Ce résultat semble aller à l'encontre de ce que l'on pourrait attendre, étant donnée la littérature documentant le fait que les couples tendent à se former suivant un processus d'appariement

7. Pour assurer la comparabilité des deux enquêtes, on exclut les Dom en 2010. Ils n'étaient pas enquêtés en 2004.

8. On agrège les différents produits financiers en 6 grandes catégories (Comptes et livrets ; Épargne Logement ; Plan d'épargne salariale ; Épargne Retraite, Autre épargne retraite ; Assurance-vie ; Valeurs mobilières et Autres produits financiers).

Tableau 1
Écarts relatifs de patrimoine entre les hommes et les femmes (hommes par rapport aux femmes) calculés sur les patrimoines moyens

Enquête 2004	Ensemble	Mariés	Cohabitants	Divorcés vivant seuls	Veufs vivant seuls	Célibataires vivant seuls
Actifs financiers	1,38 ^{***}	1,53 ^{***}	1,32 ^{**}	1,22	1,65 ^{***}	1,32
Résidence principale	1,08 ^{***}	1,07 ^{***}	1,31 ^{***}	1,12	1,42 ^{***}	0,87
Immobilier autre	1,14 ^{**}	1,06	1,40	1,18	1,88 [*]	1,39
Total	1,15 ^{***}	1,14 ^{***}	1,33 ^{***}	1,14	1,54 ^{***}	1,07
Nb observations	15 345	9 694	1 920	988	1 173	1 570

Lecture : début 2004, les hommes mariés possédaient 1,53 fois (significatif à 1 %) plus de patrimoine financier que les femmes mariées.

* Significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 % - Test d'égalité du ratio à 1.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2004.

Enquête 2010	Ensemble	Mariés	Cohabitants	Divorcés vivant seuls	Veufs vivant seuls	Célibataires vivant seuls
Actifs financiers	1,37 ^{***}	1,52 ^{***}	1,31 ^{**}	1,63 ^{***}	2,09 ^{***}	1,17
Résidence principale	1,04 [*]	1,02	1,07	1,17 [*]	1,41 ^{***}	1,01
Immobilier autre	1,12 ^{***}	1,06	1,14	2,28 ^{***}	1,37	0,70
Total	1,12 ^{***}	1,11 ^{***}	1,12 [*]	1,41 ^{***}	1,57 ^{***}	0,99
Nb observations	1 944	12 300	2 684	1 279	1 517	1 634

Lecture : début 2010, les hommes mariés possédaient 1,52 fois (significatif à 1 %) plus de patrimoine financier que les femmes mariées.

* Significatif au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %. Test d'égalité du ratio à 1.

Champ : ensemble des individus, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2010.

sélectif (endogamie), ce qui devrait réduire l'écart de patrimoine au sein des couples. Pour les veufs, on constate en particulier de larges différences sur le montant du patrimoine immobilier : non seulement les veufs détiennent plus souvent leur logement que les veuves, mais le montant moyen des actifs immobiliers qu'ils possèdent est plus important. Deux raisons peuvent expliquer ce constat. Le veuvage ne touche pas des femmes et des hommes aux caractéristiques identiques. Par ailleurs, la mortalité différentielle est plus importante pour les hommes que pour les femmes ; de ce fait, les populations des veufs et des veuves ont des caractéristiques différentes. Enfin, les personnes veuves vivant seules, âgées en moyenne en 2004 de 72 ans (hommes) et de 73,5 ans (femmes), appartiennent à des générations plus anciennes. Une division sexuée du travail plus forte dans ces générations peut avoir conduit les femmes à disposer de moins de patrimoine et pourrait donc expliquer des écarts plus importants que pour les autres statuts matrimoniaux. En 2010, les veufs et veuves ont en moyenne plus de 75 ans ; l'accroissement des écarts en termes de patrimoine financier pourrait résulter des différences de mortalité différentielle.

On ne constate pas de différence entre hommes et femmes pour les célibataires vivant seuls. Cela résulte certainement ici d'une population d'individus plus jeunes (40 ans en moyenne en 2004 et 41 ans en 2010), donc moins avancés dans leur accumulation patrimoniale. Mais, on sait aussi que les personnes célibataires vivant seules sont davantage représentées au sein des non qualifiés chez les hommes et en revanche, parmi les plus qualifiées chez les femmes. Cette différence explique aussi certainement des écarts de richesse plus faibles. Enfin, les résultats sur les divorcés diffèrent entre 2004 et

2010. Début 2004, l'écart de patrimoine n'est pas significatif entre hommes et femmes pour cette catégorie (et les écarts sont limités). Début 2010, le résultat est différent, l'écart apparaissant comme très significatif et beaucoup plus marqué, se rapprochant de celui entre veufs et veuves. Cependant, il est important de noter qu'ici, sont seulement considérés les personnes divorcées vivant seules (les divorcés vivant dans une nouvelle union et non mariés sont considérés comme cohabitants).

Ces écarts de patrimoine total se retrouvent tout au long de la distribution de patrimoine, mais dans des proportions différentes. Ainsi, l'écart est beaucoup plus important dans le bas de la distribution qu'à la médiane (mais les montants sont très faibles). Les écarts sont aussi un peu plus élevés dans le haut de la distribution (cf. tableau 3).

La comparaison entre 2003/2004 et 2009/2010 des écarts entre hommes et femmes est délicate. Si le CAC40 est, à ces deux dates, au même niveau et au plus bas, autour de 3000 points (ce qui, en termes réels se traduit néanmoins par un rendement moyen légèrement négatif sur la période), l'immobilier a, quant à lui, fortement augmenté sur la période 2002-2007 avant de connaître un ralentissement puis une baisse des prix ; le prix des logements reste toutefois nettement supérieur en 2009/2010 à ce qu'il était en 2003/2004. Les femmes détenant en proportion plus de patrimoine immobilier que les hommes et moins de patrimoine financier, il se peut qu'une partie des évolutions entre les deux enquêtes provienne d'évolutions différenciées des types de patrimoine. Les données, en l'absence de panel, ne permettent cependant pas de savoir comment a évolué la composition des patrimoines des uns et des autres (voir

Tableau 2
Part du logement possédée par chacun des membres du couple

Part	Hommes en couple
0	3,9
25	1,5
50	84,2
75	1,8
100	8,6

Lecture : cette répartition est calculée en utilisant la réponse aux questions suivantes : « Aujourd'hui, à combien estimez-vous le prix de revente de ce logement ? » et « Quelle est en % la part revenant à la personne de référence ? », « ...au conjoint de la personne de référence ? », « ... aux autres personnes du ménage ? », « ... aux personnes hors ménage ? ».

Champ : couples propriétaires de leur logement.

Source : enquête Patrimoine 2004.

cependant Chaput *et al.*, 2011 sur l'évolution des inégalités et de la composition du patrimoine). En outre, les évolutions macroéconomiques ne sont pas sans effet sur la valorisation des patrimoines professionnels, le recul de l'économie juste avant l'enquête de 2009/2010 a ainsi pu conduire à une dépréciation du patrimoine professionnel des indépendants, entraînant aussi une potentielle recomposition de l'ensemble du patrimoine dans le ménage. Puisque l'étude ignore le patrimoine professionnel, il est difficile de mesurer ces effets.

Résultats de la décomposition de l'écart de patrimoine entre sexe

Quels déterminants des montants de patrimoine des hommes et des femmes ?

La littérature a mis en évidence plusieurs facteurs ayant un effet important et significatif sur le montant de patrimoine détenu. Ainsi, Lollivier et Verger (1996) indiquent que « le revenu, présent mais aussi passé, est le facteur le plus discriminant puis, au travers de la profession, l'opposition entre indépendants et salariés. L'âge n'explique environ que 10 % des inégalités. La présence de descendants à qui léguer est aussi un puissant facteur d'accumulation patrimoniale ». On trouve des résultats semblables dans Cordier *et al.* (2006) : « le revenu, la catégorie sociale, la localisation géographique, l'âge ainsi que les héritages ou donations reçus sont des facteurs discriminants dans la constitution des patrimoines bruts des ménages ».

En nous appuyant sur la littérature, mais aussi sur les résultats d'une régression linéaire du

montant du patrimoine sur différentes variables explicatives (Bonnet *et al.*, 2013), on distingue quatre grands groupes de variables explicatives que l'on utilisera dans la décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes :

- Les variables décrivant la carrière : revenu, statut sur le marché du travail (emploi, chômage, inactivité), durée travaillée et durée passée au chômage, indicateurs de proximité avec le marché du travail au cours de la carrière. Ces facteurs reflètent la capacité d'épargne et donc de constitution du patrimoine des personnes. On introduit aussi la catégorie socioprofessionnelle, en particulier pour distinguer les salariés des indépendants. Ces derniers ont en effet, toutes choses égales par ailleurs, un montant de patrimoine plus élevé que les salariés, même lorsque l'on ne tient pas compte du patrimoine professionnel. Ce résultat est souvent mis en parallèle avec des droits à retraite plus faibles des indépendants qu'un montant de patrimoine plus élevé viendrait compenser.

- Les variables de diplôme : elles reflètent aussi la capacité d'épargne, via un revenu plus élevé pour les individus plus qualifiés, mais elles peuvent aussi signaler des préférences ou des niveaux d'aversion au risque différents, ce qui peut jouer sur les arbitrages entre consommation et épargne.

- Les variables décrivant l'histoire familiale. On tient compte, en particulier, des héritages reçus et des donations reçues ou versées, l'accumulation du patrimoine étant pour une part importante liée aux transferts que l'on a pu recevoir de sa famille. On prend aussi en compte les caractéristiques des parents susceptibles de déterminer à la fois les

Tableau 3
Distribution du patrimoine selon le sexe en 2004 et en 2010
en euros 2003

	2004				2010			
	Hommes	Femmes	Écart	Ratio	Hommes	Femmes	Écart	Ratio
p10	531	342	189	1,55	498	377	121	1,32
p25	5 685	3 143	2 542	1,81	5 524	4 089	1 435	1,35
p50	60 946	51 859	9 087	1,18	86 617	80 375	6 242	1,08
p75	115 152	104 999	10 453	1,10	163 854	151 996	11 859	1,08
p90	202 558	182 088	20 470	1,11	283 841	255 378	28 463	1,11
p95	293 042	248 262	44 780	1,18	404 606	352 090	52 516	1,15
Moyenne	86 178	75 111	11 067	1,15	120 141	107 595	12 546	1,12

Lecture : début 2004, le patrimoine médian était de 60 946 euros pour les hommes et de 51 859 euros pour les femmes.
Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.
Source : enquête Patrimoine 2004 et 2010.

préférences et d'éventuelles aides à la constitution de patrimoine, qui ne seraient pas mesurées par les héritages (occupation et activité du père et de la mère, informations sur les grands-parents, détention (actuelle ou passée) par les parents de biens immobiliers, en particulier en plus de la résidence principale, ou bien de valeurs mobilières ou d'assurance-vie).

- Les variables de caractéristiques démographiques : on introduit l'âge, en ligne avec la théorie du cycle de vie ; le nombre et l'âge des enfants qui pourraient, pour les femmes, refléter la proximité avec le marché du travail et la capacité d'épargne ; le nombre de frères et sœurs, qui permettent d'anticiper sa part d'héritage futur (partage du patrimoine des parents en plusieurs et moindre capacité pour ces derniers d'accumuler), ainsi que le statut matrimonial qui peut traduire d'éventuelles stratégies différentes d'accumulation⁹.

Les écarts de patrimoine entre sexes ne s'expliquent pas uniquement par des différences de caractéristiques observées

Afin d'identifier les facteurs ayant une influence sur les écarts de distribution de richesse entre hommes et femmes, on introduit dans la décomposition DFL les quatre groupes de facteurs identifiés précédemment (cf. annexe2) :

$$g^M - g^F = \underbrace{(g^M - g_{CF}^I)}_{\text{Effet "Marché du travail et revenu"}} + \underbrace{(g_{CF}^I - g_{CF}^{12})}_{\text{Effet "Education"}} + \underbrace{(g_{CF}^{12} - g_{CF}^{123})}_{\text{Effet "Histoire Familiale"}} + \underbrace{(g_{CF}^{123} - g_{CF}^{1234})}_{\text{Effet "Caractéristiques démographiques"}} + \underbrace{(g_{CF}^{1234} - g^F)}_{\text{Effet inexpliqué}}$$

On peut alors déterminer les écarts entre hommes et femmes pour différents éléments de la distribution (par exemple la médiane) comme la somme des écarts de l'élément considéré entre les différents contrefactuels. Les tableaux 4a et 4b présentent les résultats de cette décomposition à différents points de la distribution. Un écart positif (respectivement négatif) pour le facteur considéré signifie que la différence de composition entre hommes et femmes pour ce facteur accroît (respectivement minore) l'écart de richesse.

Les facteurs qui jouent le rôle le plus important dans les écarts de distribution de patrimoine entre hommes et femmes sont ceux caractérisant la situation sur le marché du travail et le revenu courant¹⁰ de la personne (premier

élément de la décomposition). Ainsi, à tous les points de la distribution que l'on examine (p10, p25, médiane, p75 et p90), l'écart entre le patrimoine des hommes avec leurs caractéristiques propres et celui des hommes avec les distributions de revenu et de situation actuelle et passée sur le marché du travail des femmes est très élevé. Il est de 24 728 € à la médiane (en 2010, cf. tableau 4b). Le patrimoine des hommes calculé avec les caractéristiques sur le marché du travail des femmes serait ainsi très inférieur à leur patrimoine observé¹¹. Les différences dans le revenu et l'attachement au marché du travail expliquent aussi une part importante de l'écart dans la dispersion au sein des deux sous-populations, en particulier dans le bas de la distribution (dispersion mesurée par p50-p10).

Les autres facteurs introduits dans la décomposition jouent un rôle moins important. Les différences en termes de diplôme ou de facteurs intergénérationnels entre hommes et femmes expliquent une part du « désavantage » des femmes en termes de richesse, mais plus réduite. Les écarts entre la distribution de patrimoine des hommes et la distribution contrefactuelle consistant à leur attribuer respectivement la distribution des diplômes et des facteurs intergénérationnels des femmes sont en effet de moindre ampleur.

Enfin, le quatrième facteur introduit joue en sens inverse. La différence entre hommes et femmes dans la distribution des caractéristiques démographiques vient plutôt réduire l'écart de patrimoine. Si on donnait aux hommes la distribution des caractéristiques démographiques des femmes, leur patrimoine serait supérieur à celui réellement observé. À tous les points de la distribution étudiée, l'écart est ainsi négatif mais l'effet s'observe plus particulièrement dans le

9. Bonnet et al. (2013) mettent ainsi en évidence que parmi les individus mariés, avoir signé un contrat autre que la communauté universelle ou réduite aux acquêts est synonyme d'un montant de patrimoine plus élevé, en particulier pour les contrats de séparation des biens qui affichent les niveaux de richesse les plus élevés. À ce stade, on peut néanmoins supposer que le choix d'un régime de séparation est endogène : les conjoints ont choisi ce type de contrat de mariage parce que leur patrimoine, ou du moins celui de l'un d'eux, était important (on peut se reporter à Barthez et Laferrère, 1996, pour une analyse des différents contrats de mariage).

10. Alternativement, il aurait été intéressant de prendre en compte, non le revenu courant, mais le revenu permanent du ménage. L'absence de données de panel ne le permet pas. On notera toutefois qu'en période de crise, comme c'est le cas pour l'enquête 2010, le revenu transitoire peut lui-aussi avoir un rôle à jouer, en particulier dès lors qu'on s'intéresse au patrimoine financier.

11. Il serait même inférieur au patrimoine des femmes, puisque l'écart entre la distribution de patrimoine des hommes et la distribution contrefactuelle est très supérieur à l'écart observé entre hommes et femmes (4 911 € à la médiane en 2010). On y reviendra par la suite mais la manière dont les femmes accumulent leur richesse (partie inexpliquée de l'écart) vient « compenser » leurs moins bonnes caractéristiques.

haut de la distribution. Il est probable que cela résulte de la combinaison d'une proportion plus importante de veuves et de divorcées chez les femmes et du fait que les hommes divorcés vivant seuls et les veufs ont un patrimoine nettement plus élevé que les divorcées et les veuves (cf. tableau 1).

L'effet inexpliqué (cf. col. 7, tableaux 4a et 4b) regroupe l'ensemble des facteurs non pris en compte dans le reste de la décomposition, à la fois les variables qui ne sont pas observées dans les données et les facteurs qui déterminent l'impact des caractéristiques observées sur le niveau de patrimoine qui pourraient différer entre hommes et femmes, par exemple, l'effet marginal d'une année d'éducation supplémentaire ou du fait de devenir veuf.

Le fait que cet effet inexpliqué soit négatif à tous les points de la distribution signifie que les femmes disposent d'un patrimoine plus élevé que les hommes à caractéristiques données. Dit autrement, si on suppose que le niveau de patrimoine résulte d'une fonction d'accumulation de la richesse en fonction d'un certain nombre de caractéristiques, cette fonction diffère entre hommes et femmes et conduit à davantage de patrimoine pour les femmes que pour les hommes à caractéristiques identiques, même si ceci ne compense que très partiellement l'effet de ces caractéristiques. En termes relatifs, cet

effet est particulièrement marqué à la médiane et dans le bas de la distribution.

Ainsi, les écarts observés entre hommes et femmes résultent essentiellement des différences de distribution des caractéristiques individuelles observées et ils sont réduits plutôt qu'accrus par les autres caractéristiques non prises en compte dans l'analyse. Les raisons de ces différences restent à investiguer, mais la littérature suggère au moins deux pistes. La première consiste à étudier les transferts de revenu au sein des ménages, et en particulier au sein des couples. De nombreux couples mettent en effet en commun leurs ressources, facilitant l'accumulation de patrimoine par le conjoint avec des caractéristiques associées à une moindre richesse. Ainsi, une femme peu qualifiée ou inactive, ou avec des revenus propres faibles, pourrait avoir un patrimoine plus élevé qu'un homme dans la même situation, car mariée à un homme mieux placé dans la distribution de patrimoine. En 2010, 64 % des couples déclarent mettre leurs revenus intégralement en commun, 18 % déclarent n'en mettre qu'une partie en commun et 18 % déclarent les séparer totalement (Ponthieux, 2012). Cette mise en commun des ressources est plus fréquente au sein des couples mariés, puisqu'elle est alors pratiquée par les trois quarts d'entre eux (Ponthieux, 2012), le conjoint restant attaché au marché du travail pouvant ainsi compenser celui qui prend

Tableau 4a

Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2004) selon la méthode DFL

en euros 2003

	Écart de patrimoine	Revenu et situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexpliqué
p10	234 (71)	429 (54)	20 (23)	0 (17)	- 98 (30)	- 117 (71)
p25	3 744 (883)	7 518 (934)	536 (161)	-322 (205)	- 1 063 (394)	- 2 925 (497)
P50	6 787 (1 629)	28 531 (3 900)	2 867 (989)	1034 (814)	- 1 073 (1 376)	- 24 572 (5 442)
P75	9 946 (2 277)	26 162 (2 620)	2 389 (1 067)	107 (788)	- 3 735 (1 676)	- 14 977 (3 187)
P90	20 243 (5 260)	39 686 (6 553)	6 943 (3 653)	156 (1 723)	- 10 043 (4 263)	- 16 499 (7 891)
P90-P10	20 009 (5 260)	39 257 (6 554)	6 923 (3 653)	156 (1720)	- 9 946 (4 268)	- 16 382 (7 891)
P90-P50	13 456 (5 077)	11 155 (6 398)	4 076 (3 383)	- 878 (1523)	- 8 971 (4 086)	8 074 (7 976)
P50-P10	6 553 (1 619)	27 102 (3 901)	2 847 (985)	1 034 (809)	- 975 (1 372)	- 24 455 (5 429)

Lecture : début 2004, l'écart estimé entre le premier décile de patrimoine des hommes et le premier décile de patrimoine des femmes était de 234 euros. L'écart estimé au premier décile est de 429 euros si on compare les hommes et les femmes à qui on a attribué les caractéristiques liées au marché du travail des femmes. Les écarts-types (entre parenthèses) sont déterminés par bootstrap, 100 répliques.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2004.

en charge les enfants et réduit son investissement sur le marché du travail (Cigno, 2012). Une autre piste pouvant expliquer une accumulation plus importante des femmes à caractéristiques observées comparables est une différence d'aversion pour le risque, ou encore de préférence temporelle. Si cette dernière était plus élevée pour les femmes que pour les hommes, leurs choix de portefeuille auraient pu être plus prudents en période de crise (comme en 2009/2010) et ainsi plus rentables.

L'enquête de 2010 permet de calculer le patrimoine net des individus en retranchant du patrimoine brut le capital restant dû des emprunts immobiliers et des autres emprunts personnels, en particulier les emprunts à la consommation. Ces emprunts étant renseignés au niveau du ménage, on les attribue à chacun des membres en ventilant les emprunts immobiliers au *pro-rata* du patrimoine immobilier (en distinguant les emprunts ayant servi à l'achat de la résidence principale de ceux ayant servi à l'achat des autres

Tableau 4b

Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2010) selon la méthode DFL

en euros 2003

	Écart de patrimoine	Revenu et situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexpliqué
p10	149 (109)	496 (84)	50 (40)	25 (24)	25 (44)	- 446 (105)
p25	4 167 (2 356)	11 248 (2 061)	1 327 (846)	- 806 (396)	- 1 352 (809)	- 6 250 (1 262)
P50	4 911 (2 295)	24 728 (6 269)	2 728 (2 965)	- 74 (681)	- 1 786 (1 291)	- 20 685 (3 973)
P75	11 310 (3 355)	25 856 (8 137)	4 874 (2 782)	- 260 (1 127)	- 7 403 (1 732)	- 11 756 (6 541)
P90	29 614 (6 275)	56 152 (7 988)	1 091 (3 115)	124 (2 482)	- 14 658 (4 366)	- 13 096 (9 181)
P90-P10	29 465 (6 249)	55 656 (8 006)	1 042 (3 136)	99 (2 476)	- 14 683 (4 369)	- 12 649 (9 218)
P90-P50	24 703 (5 474)	31 424 (11 957)	- 1 637 (5 499)	198 (2 323)	- 12 872 (4 541)	7 590 (9 213)
P50-P10	4 762 (2 265)	24 232 (6 221)	2 679 (2 936)	- 99 (678)	- 1 811 (1 279)	- 20 239 (3 960)

Lecture : début 2010, l'écart estimé entre le premier décile de patrimoine des hommes et le premier décile de patrimoine des femmes était de 149 euros. L'écart estimé au premier décile est de 496 euros si on compare les hommes et les hommes à qui on a attribué les caractéristiques liées au marché du travail des femmes. Les écarts-types (entre parenthèses) sont déterminés par bootstrap, 100 réplifications.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2010.

Tableau 5

Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2010) selon la méthode DFL – Patrimoine net

en euros 2003

	Écart de patrimoine	Revenu et situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexpliqué
p10	164 (207)	780 (161)	14 (96)	41 (43)	- 14 (78)	- 657 (238)
p25	1 643 (609)	4476 (689)	479 (326)	14 (159)	- 534 (242)	- 2 792 (472)
P50	6 734 (2 280)	29 853 (6 137)	4 531 (2 611)	534 (1 133)	- 1 410 (1 319)	- 26 773 (5 661)
P75	11 662 (3 385)	27 567 (9 394)	4 736 (3 876)	- 27 (1 235)	- 6 488 (1 714)	- 14 126 (7 632)
P90	23 488 (6 215)	50 891 (6 556)	958 (2 483)	602 (2 002)	- 15 987 (4 582)	- 12 976 (9 528)

Lecture : début 2010, l'écart estimé entre le premier décile de patrimoine des hommes et le premier décile de patrimoine des femmes était de 149 euros. L'écart estimé au premier décile est de 496 euros si on compare les hommes et les hommes à qui on a attribué les caractéristiques liées au marché du travail des femmes. Les écarts-types (entre parenthèses) sont déterminés par bootstrap, 100 réplifications.

Les écarts-types (entre parenthèses) sont déterminés par bootstrap, 100 réplifications, calculs sur le patrimoine net.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Sources : enquête Patrimoine 2010.

biens immobiliers) et les prêts à la consommation en affectant la moitié du capital restant dû à la personne de référence et à son conjoint. On peut alors décomposer ce patrimoine net de la même façon que le patrimoine brut (cf. tableau 5).

La comparaison avec la décomposition du patrimoine brut met en évidence des résultats proches, avec un fort effet du revenu et de la situation sur le marché du travail. Les conclusions sur l'écart plus favorable aux femmes à caractéristiques individuelles données sont donc les mêmes que l'on s'intéresse au patrimoine net ou au patrimoine brut.

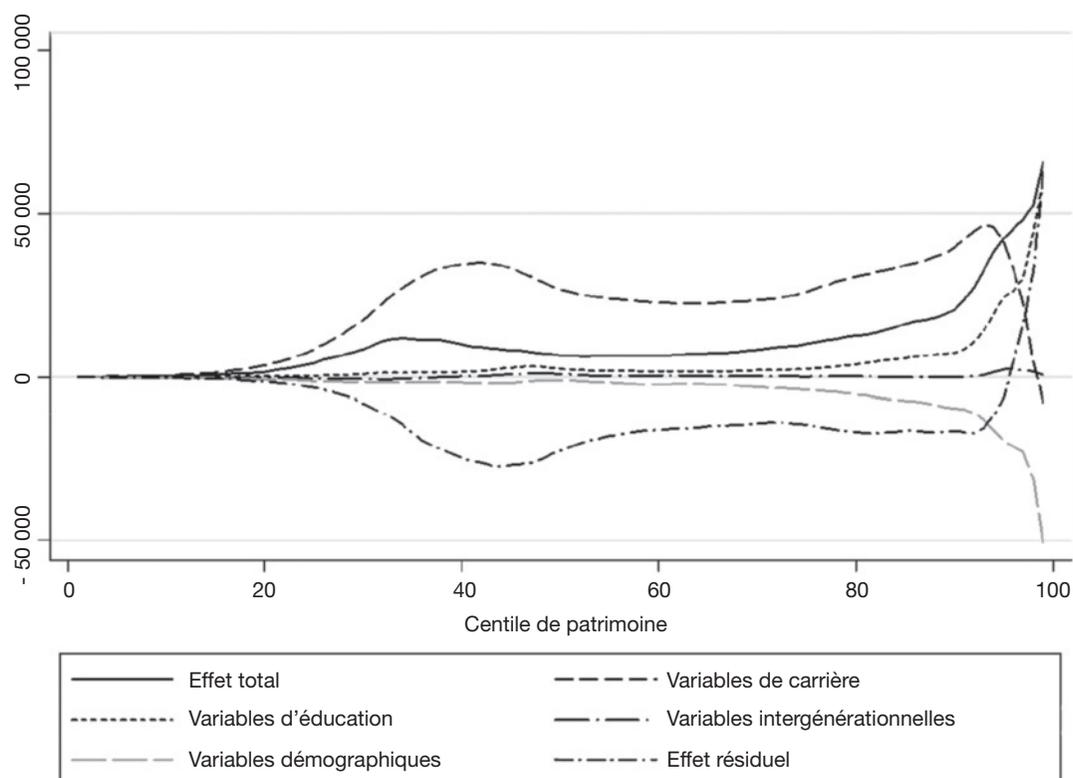
Dans les tableaux 4a et 4b sont reportés les résultats de la décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes à quelques points clés de la distribution (médiane, premier décile, premier quartile). La méthode DFL permettant de décomposer les écarts à n'importe quel point de la distribution, on présente sur les graphiques 1a et 1b

la contribution des différents facteurs à tous les percentiles de la distribution. Cela permet de mieux visualiser une des conclusions de l'article sur le caractère non uniforme de la contribution des différents facteurs aux écarts tout le long de la distribution.

Ainsi, dans les tableaux 4a et 4b, on a mis en évidence la contribution importante des variables de carrière et le fort effet inexplicé à la médiane (en part de l'écart observé). Il apparaît que la plus forte contribution des variables de carrière et le fort effet résiduel qui en résulte s'observe un peu plus bas dans la distribution au niveau du 45^e percentile en 2004 et du 35^e percentile en 2010 (cf. figures 1a et 1b). La compréhension des raisons pour lesquelles la contribution du facteur carrière est particulièrement importante à cet endroit-là est laissée à de futures recherches.

On constate aussi qu'à l'autre extrémité de la distribution, au-delà du 90^e décile, la contribu-

Graphique 1a
Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes, ensemble de la distribution (2004)

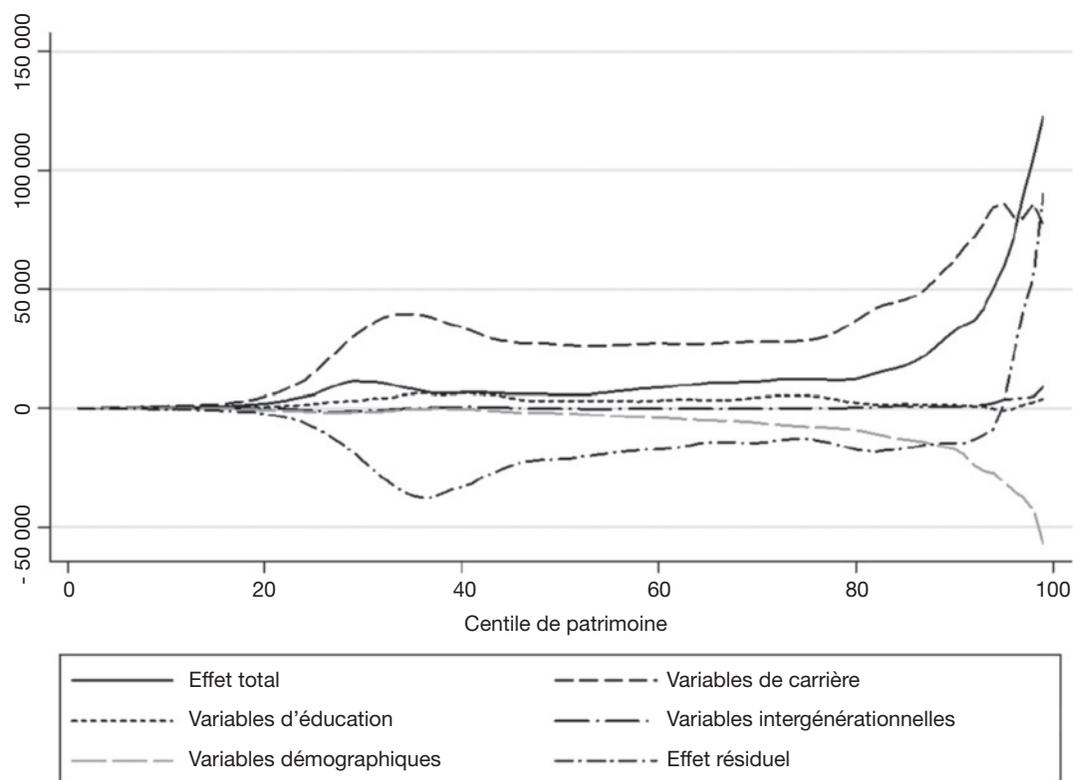


Lecture : l'effet total est égal à l'écart de patrimoine brut entre hommes et femmes à tous les centiles de la distribution. Cet écart se décompose comme la somme de l'effet des variables de carrière, des variables d'éducation, des variables intergénérationnelles, des variables démographiques et d'un effet résiduel, représentant la part inexplicée de l'écart.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2004.

Graphique Ib

Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes, ensemble de la distribution (2010)

Lecture : l'effet total est égal à l'écart de patrimoine brut entre hommes et femmes à tous les centiles de la distribution. Cet écart se décompose comme la somme de l'effet des variables de carrière, des variables d'éducation, des variables intergénérationnelles, des variables démographiques et d'un effet résiduel, représentant la part inexpliquée de l'écart.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2010.

tion des variables démographiques devient très négative, compensée par un effet inexpliqué qui devient positif. La conclusion générale sur l'« avantage » féminin à caractéristiques données n'est plus valable dans le haut de la distribution. À partir du 95^e percentile, ce sont les hommes qui ont des patrimoines plus élevés à caractéristiques identiques. L'accumulation dans le très haut de la distribution résulte certainement de logiques différentes que pour le reste des individus.

Un prolongement naturel de ce travail consistera à analyser plus finement ce que recouvrent ces écarts inexpliqués. Deux pistes de recherche sont à poursuivre. La première consiste à tenir compte des mesures de l'aversion au risque, disponibles dans l'enquête *Patrimoine* depuis 1998. On pourra ainsi introduire une dimension explicative supplémentaire dans la décomposition des écarts entre hommes et femmes, que les différences d'aversion soient des différences intrinsèques

ou qu'elles résultent d'histoires différentes. Cela permettra aussi d'étudier de manière plus détaillée les choix de portefeuille afin de savoir si c'est le mode d'épargne des femmes en lui-même qui pourrait être plus efficace, du moins en période de faible rendement des placements risqués. La deuxième poursuite de ce travail consistera à examiner plus précisément le rôle du statut marital et donc des stratégies matrimoniales. Un patrimoine plus important à caractéristiques données pour les femmes résulte-t-il d'une mise en couple avec des hommes ayant de meilleures caractéristiques et donc un patrimoine plus élevé ? Cela nous amènera à étudier les comportements d'accumulation au sein des couples, en distinguant les mariés des cohabitants. À ce titre, le projet de donner la dimension d'un panel à l'enquête *Patrimoine* française sera un apport précieux puisqu'il devrait être dorénavant possible d'analyser les stratégies d'accumulation de patrimoine et de les lier à l'évolution du statut marital des individus. □

BIBLIOGRAPHIE

- Andreoni J. et Vesterlund L. (2001)**, « Which is the fair sex? Gender differences in altruism », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116 (1), pp. 293-312.
- Arrondel L. et Masson A. (2004)**, « Le patrimoine et ses logiques d'accumulation », dans *Tisser le lien social*, A. Supiot (ed.), Presses de la MSH, Paris, pp. 253-272.
- Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2005)**, « Mesurer les préférences individuelles à l'égard du risque », *Économie et Statistique*, n° 374-375, pp. 53-85.
- Barsky R., Bound J., Charles K. et Lupton J. (2002)**, « Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97, n° 459, pp. 663-673.
- Barthez A. et Laferrère A. (1996)**, « Contrats de mariage et régimes matrimoniaux », *Économie et Statistique*, n° 296-297, pp. 127-144.
- Bertrand M. (2011)**, « New Perspectives on Gender », chap. 17, dans O. Ashenfelter & D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4B, North-Holland, pp. 1545-1591.
- Blinder A. (1973)**, « Wage discrimination: reduced forms and structural estimates », *Journal of Human Resources*, Vol. 8, n° 4, pp. 436-455.
- Bonnet C., Keogh A. et Rapoport B. (2013)**, « Quels facteurs pour expliquer les écarts de patrimoine entre hommes et femmes en France ? », *Document de travail Ined*, n° 191.
- Browning M. (1994)**, « The Saving Behaviour of a Two-person Household », *Working Paper, McMaster University*, n° 01.
- Browning M. (1995)**, « Saving and the intra-household distribution of income: an empirical investigation », *Ricerche Economiche*, n° 48, p. 277-292.
- Chaput H. et Salembier L. (2011)**, « Les choix de détention patrimoniale des ménages ne sont pas seulement liés à leurs ressources », dans *Les revenus et le patrimoine des ménages*, Insee Références, pp. 21-38.
- Charness G. et Gneezy U. (2012)**, « Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking », *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 83, n° 1, pp. 50-58.
- Chiappori P.-A. (1992)**, « Collective Labor Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, n° 100, pp. 437-467.
- Cigno A. (2012)**, « Marriage as a commitment device », *Review of Economics of the Household*, vol. 10, n° 2, pp. 193-213.
- Clements A. E., Hurn A. S. et Lindsay K. A. (2003)**, « Improving the reliability of nonparametric regression estimates with mapping schemes », *mimeo*.
- Cobb-Clark D. et Hildebrand V. (2006)**, « The wealth of Mexican Americans », *Journal of Human Resources*, vol. 41, n°4, pp. 841-868.
- Cordier M., Houdré C. et Rougerie C. (2006)**, « Les inégalités de patrimoine des ménages entre 1992 et 2004 », dans *Les revenus et le patrimoine des ménages*, Insee, pp. 47-58.
- Crosen R. et Gneezy U. (2009)**, « Gender Differences in Preferences », *Journal of Economic Literature*, 2009, vol. 47, n° 2, pp. 448-474.
- Deere C. et Doss C. (2006)**, « The gender asset gap: What do we know and why does it matter? », *Feminist Economics*, vol. 12, n° 1-2, pp. 1-50.
- DiNardo J., Fortin N. et Lemieux T. (1996)**, « Labour market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semi-parametric approach », *Econometrica*, vol. 64, n°5, pp. 1001-1044.
- Fortin N., Lemieux T. et Firpo S. (2010)**, « Decomposition methods in economics », *NBER Working Papers*, n° 16045.
- Fremaux N. et Leturcq M. (2013)**, « Plus ou moins mariés : l'évolution du mariage et des contrats de mariage en France », *Économie et Statistiques*, vol. 461-462, pp. 125-151.
- Jefferson T. (2009)**, « Women and Retirement Pensions: A Research Review », *Feminist Economics*, vol. 15, n° 4, pp. 115-145.
- Lollivier S. et Verger D. (1996)**, « Patrimoine des ménages : déterminants et disparités », *Économie et Statistique*, n°296-297, pp. 13-31.
- Lundberg S., Pollak R. et Wales T. (1997)**, « Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit »,

The Journal of Human Resources, vol. 32, n° 3, pp. 463-480.

Neelakantan U. (2010), « Estimation and impact of gender differences in risk tolerance », *Economic Inquiry*, vol. 48, n° 1, pp. 228-233.

Nelson J. (2012), « Are Women Really More Risk-Averse than Men? », *INET Research Note*, n° 012.

Oaxaca R. (1973), « Male-female wage differentials in urban labour markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, pp. 693-709.

Ponthieux S. (2012), « La mise en commun des revenus dans les couples », *Insee Première*, n° 1409.

Ponthieux S. et Meurs D. (à paraître), « Gender inequality », Chap. 12, dans A. Atkinson & F. Bourguignon, *Handbook of Income Distribution*, vol. 2, North-Holland.

Sierminska E., Frick J. et Grabka M. (2010), « Examining the gender wage gap », *Oxford Economic Papers*, vol. 62, n° 4, pp. 669-690.

Schmidt L. et Sevak P. (2006), « Gender, marriage, and asset accumulation in the United States », *Feminist Economics*, vol. 12, pp. 139-166, n° 1-2.

Wolff E. (1998), « Recent Trends in the Size Distribution of Household Wealth », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n° 3, pp. 131-50.

Yamakoski A. et Keister L. (2006), « The Wealth of Single Females: Marital Status and Parenthood in the Asset Accumulation of Young Baby Boomers in the United States », *Feminist Economics*, vol. 12, n° 1-2, pp. 167-194.

Zagorsky J. (2003), « Husbands' and Wives' View of the Family Finance », *The Journal of Socio-Economics*, vol. 32, n° 2, pp. 127-146.

QUEL TYPE DE CONTRAT DE MARIAGE ?

Dans l'enquête de 2004, on interroge les couples mariés sur un éventuel contrat souscrit au moment du mariage. Si la réponse est positive, on leur demande le type de contrat souscrit. Un des items possibles correspond au régime légal par défaut (communauté réduite aux acquêts), ce qui peut paraître surprenant. En fait, Barthez et Laferrère (1996) indiquent que si des erreurs de déclaration ne sont pas à exclure, il peut aussi s'agir de régimes proches du régime par défaut mais comportant une clause particulière. Dans l'enquête de 2010, la question posée aux individus est différente. En effet, la question n'est pas posée en deux temps (contrat éventuel + régime souscrit) mais les individus sont directement interrogés sur le type de régime souscrit lors du mariage (et du Pacs).

Les résultats obtenus sur l'enquête de 1992 ou de 2004 sont comparables. La grande majorité des couples mariés le sont sous le régime de communauté légale (resp. 88,5 % et 85,5 %, cf. tableau A1.1), celui qui s'impose à tous les époux qui n'ont pas fait explicitement de contrat de mariage et ils sont les plus nombreux (resp. 84 % et 83,5 %). « *Chacun des conjoints conserve en bien propre le patrimoine acquis avant le mariage ou dont il héritera pendant l'union. Toutes les autres acquisitions de l'un et de l'autre des époux font partie des biens communs du couple, chacun étant réputé en détenir la moitié à certains moments cruciaux comme le divorce et*

la transmission aux enfants » (Barthez et Laferrère, 1996, p. 134).

La part des couples mariés sous le régime légal a un peu diminué par rapport à l'enquête de 1992 au profit du régime de la séparation des biens. Ainsi, au début des années 90, 6,4 % ont opté pour la séparation des biens, 3,4 % pour la communauté universelle et 1,8 % pour un autre régime.

L'enquête de 2010 présente des différences importantes. La part de couples mariés sous le régime légal est plus faible (72 %) et le régime de la communauté universelle plus fréquent (tableau A1.2). À ce stade, aucune explication satisfaisante n'a été trouvée, mais il est probable qu'il s'agit d'un défaut de déclaration dû à une mauvaise compréhension de la différence entre les deux régimes de communauté (universelle et réduite aux acquêts). En effet, si, dans l'enquête de 2010, on se cantonne aux personnes ayant contracté leur union avant 2004, on observe que la distribution des régimes matrimoniaux se distingue peu de celle observée sur l'ensemble des ménages, mais diffère nettement de celle mesurée en 2004, ce qui ne devrait pas être le cas, à moins de supposer que les décès entre les deux enquêtes suffisent à déformer fortement la distribution. Pour cette raison, nous avons choisi de considérer ensemble les deux régimes de communauté.

Tableau A1.1
Type de régime matrimonial, enquête 2004

Type de régime	Au moment du mariage	Au moment de l'enquête
En %		
Parmi ceux qui font un contrat au moment du mariage (16,5 %)		
Ensemble	100,0	100,0
Régime légal	32,8	29,6
Séparation de biens	52,4	51,4
Communauté universelle	11,2	13,8
Autre régime	3,6	5,3
Parmi ceux qui ne font pas de contrat au moment du mariage (83,5 %)		
Ensemble	100,0	100,0
Régime légal	100,0	96,5
Séparation de biens	0,0	0,6
Communauté universelle	0,0	2,2
Autre régime	0,0	0,6

Lecture : début 2004, 16,5 % des couples mariés avaient fait un contrat au moment de leur mariage. Parmi ces derniers, le contrat choisi par 52,4 % d'entre eux était alors le régime de la séparation des biens. Entre la date du mariage et la date de l'enquête, des changements ont pu s'effectuer. Ainsi, au moment de l'enquête, ils sont désormais 51,4 % sous ce régime.

Champ : couples mariés à la date de l'enquête.

Source : enquête Patrimoine 2004.

Tableau A1.2
Type de régime matrimonial, enquête 2010

En %

Type de régime souscrit au moment du mariage	Au moment du mariage	Au moment de l'enquête
Ensemble	100,0	100,0
Régime légal	72,0	70,4
Séparation de biens	9,7	10,0
Communauté universelle	16,7	17,8
Autre régime	1,6	1,7

Lecture : début 2010, 16,7 % des couples mariés avaient choisi un contrat de communauté universelle au moment de leur mariage. Entre la date du mariage et la date de l'enquête, des changements ont pu s'effectuer. Ainsi, au moment de l'enquête, ils sont désormais 17,8 % sous ce régime.

Champ : couples mariés à la date de l'enquête.

Source : enquête Patrimoine 2010.

APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DE DINARDO-FORTIN-LEMIEUX À L'ÉTUDE DES ÉCARTS DE PATRIMOINE

Les écarts de patrimoine entre hommes et femmes peuvent résulter de différents facteurs : différences de carrière et de revenu ; d'éducation ; d'histoire familiale (héritages...) ou encore de caractéristiques démographiques (âge, état matrimonial...).

Afin de quantifier la contribution à l'écart de patrimoine entre hommes et femmes de ces quatre grands groupes de variables, on utilise la décomposition de DiNardo *et al.* (1996), présentée dans l'encadré, en l'étendant à plusieurs groupes de variables. Le facteur v retenu dans la décomposition n'est plus unique mais partitionné en 4 groupes de variables $v = \{v_1, v_2, v_3, v_4\}$:

$$g^M - g^F = \underbrace{(g^M - g_{CF}^1)}_{\text{Effet 1}} + \underbrace{(g_{CF}^1 - g_{CF}^{12})}_{\text{Effet 2}} + \underbrace{(g_{CF}^{12} - g_{CF}^{123})}_{\text{Effet 3}} + \underbrace{(g_{CF}^{123} - g_{CF}^{1234})}_{\text{Effet 4}} + \underbrace{(g_{CF}^{1234} - g^F)}_{\text{Effet résiduel}}$$

g^M est la densité de la variable de patrimoine pour les hommes ($F = 0$). Elle s'écrit :

$$g^M = \int \int \int \int \gamma^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 0) dv_1 v_2 v_3 v_4$$

De la même façon, la densité pour les femmes s'écrit :

$$g^F = \int \int \int \int \gamma^F(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 1) dv_1 v_2 v_3 v_4$$

Ces deux densités peuvent être estimées à l'aide d'une régression non-paramétrique (estimateur à noyau). Précisons ici que dans la mesure où le support de la variable dont on estime la densité (le patrimoine) est assez large, même lorsque l'on écarte le dernier centile, et que la concentration dans le bas de la distribution est relativement importante, on transforme la variable de patrimoine à l'aide d'une transformation de Möbius (Clements *et al.*, 2003) : $z = (x^\alpha - R^\alpha) / (x^\alpha + R^\alpha)$. R est choisi comme étant la médiane de la distribution du patrimoine et α est déterminé par optimisation. On retrouve la densité de la variable non-transformée en multipliant la densité estimée par le gradient de la transformation. Cette transformation a pour effet de réduire la dissymétrie (« skewness ») de la distribution à estimer. Cette méthode impose toutefois de travailler sur une variable positive, si bien qu'on ne peut pas l'appliquer au patrimoine net.

Chacun des contrefactuels s'écrit en attribuant aux hommes la distribution de l'un ou l'autre groupes de caractéristiques observables. Ainsi, on peut réécrire :

$$g^M = \int \int \int \int \gamma^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 0) dv_1 v_2 v_3 v_4 \\ = \int \int \int \int f^M(w | v_1, v_2, v_3, v_4, F = 0) \\ \times h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0) \\ \times h_{v_2|v_3, v_4}(v_2 | v_3, v_4, F = 0) \\ \times h_{v_3|v_4}(v_3 | v_4, F = 0) h_{v_4}(v_4 | F = 0) dv_1 v_2 v_3 v_4$$

Considérons maintenant le 1^{er} groupe de variables. Le contrefactuel pour le premier groupe de facteurs est la densité calculée en supposant que les hommes ont, pour ces facteurs, la distribution des femmes, le reste étant inchangé.

$$g_{CF}^1 = \int \int \int \int f^M(w | v_1, v_2, v_3, v_4, F = 0) \\ \times h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1) \\ \times h_{v_2|v_3, v_4}(v_2 | v_3, v_4, F = 0) \\ \times h_{v_3|v_4}(v_3 | v_4, F = 0) h_{v_4}(v_4 | F = 0) dv_1 v_2 v_3 v_4 \\ = \int \int \int \int f^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 0) \\ \times \frac{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1)}{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0)} dv_1 v_2 v_3 v_4 \\ = \int \int \int \int f^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 0) \psi_{v_1|v_2, v_3, v_4} dv_1 v_2 v_3 v_4$$

On peut donc estimer le contrefactuel à l'aide d'un estimateur à noyau en pondérant par le terme

$$\psi_{v_1|v_2, v_3, v_4} = \frac{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1)}{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0)}$$

Ce terme peut être estimé à l'aide de deux *probit* (ou *logit*) portant sur la variable F .

En effet,

$$h(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = i) = \frac{h(v_1, v_2, v_3, v_4, F = i)}{h(v_2, v_3, v_4, F = i)} \\ = \frac{P(F = i | v_1, v_2, v_3, v_4) h(v_1, v_2, v_3, v_4)}{P(F = i | v_2, v_3, v_4) h(v_2, v_3, v_4)}$$

$i = 0, 1$

D'où :

$$\frac{h(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1)}{h(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0)} = \frac{P(F = 1 | v_1, v_2, v_3, v_4) P(F = 0 | v_2, v_3, v_4)}{P(F = 0 | v_1, v_2, v_3, v_4) P(F = 1 | v_2, v_3, v_4)}$$

On peut donc estimer la probabilité d'être une femme ($F = 1$) à l'aide d'un *probit* ou *logit* sur l'ensemble des facteurs 1, 2, 3 et 4 d'une part ; et sur les facteurs 2, 3, 4 d'autre part. Un estimateur de $\psi_{v_1|v_2, v_3, v_4}$ est alors :

$$\hat{\psi}_{v_1|v_2, v_3, v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{1 - \hat{\Lambda}_{v_2, v_3, v_4}}{\hat{\Lambda}_{v_2, v_3, v_4}} \right), \text{ où } \Lambda \text{ est la loi}$$

normale ou logistique selon que l'on utilise un *probit* ou un *logit*.

De la même façon, un second contrefactuel consiste à attribuer aux hommes la distribution des femmes pour les facteurs 1 et 2.

$$\begin{aligned}
g_{CF}^{12} &= \iiint \int f^M(w|v_1, v_2, v_3, v_4, F=0) \\
&\quad \times h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1|v_2, v_3, v_4, F=1) \\
&\quad \times h_{v_2|v_3, v_4}(v_2|v_3, v_4, F=1) \\
&\quad \times h_{v_3|v_4}(v_3|v_4, F=0) \\
&\quad \times h_{v_4}(v_4|F=0) dv_1 v_2 v_3 v_4 \\
&= \iiint \int f^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4|F=0) \\
&\quad \times \frac{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1|v_2, v_3, v_4, F=1) h_{v_2|v_3, v_4}(v_2|v_3, v_4, F=1)}{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1|v_2, v_3, v_4, F=0) h_{v_2|v_3, v_4}(v_2|v_3, v_4, F=0)} dv_1 v_2 v_3 v_4 \\
&= \iiint \int f^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4|F=0) \Psi_{v_1|v_2, v_3, v_4} \Psi_{v_2|v_3, v_4} dv_1 v_2 v_3 v_4
\end{aligned}$$

Comme précédemment, on estime $\Psi_{v_2|v_3, v_4}$ de la façon suivante :

$$\hat{\Psi}_{v_2|v_3, v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{1 - \hat{\Lambda}_{v_3, v_4}}{\hat{\Lambda}_{v_3, v_4}} \right)$$

si bien que le poids pour ce contrefactuel est

$$\hat{\Psi}_{v_1|v_2, v_3, v_4} \hat{\Psi}_{v_2|v_3, v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{1 - \hat{\Lambda}_{v_3, v_4}}{\hat{\Lambda}_{v_3, v_4}} \right)$$

Les deux autres contrefactuels sont déterminés de la même façon en pondérant respectivement par les poids :

$$\hat{\Psi}_{v_1|v_2, v_3, v_4} \hat{\Psi}_{v_2|v_3, v_4} \hat{\Psi}_{v_3|v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{1 - \hat{\Lambda}_{v_4}}{\hat{\Lambda}_{v_4}} \right)$$

$$\text{et } \hat{\Psi}_{v_1|v_2, v_3, v_4} \hat{\Psi}_{v_2|v_3, v_4} \hat{\Psi}_{v_3|v_4} \hat{\Psi}_{v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{\hat{P}(F=0)}{\hat{P}(F=1)} \right)$$

$\hat{P}(F=0)$ et $\hat{P}(F=1)$ sont estimés par les proportions d'hommes et de femmes respectivement.

Ainsi les écarts entre hommes et femmes pour les différents éléments de la distribution (par exemple la médiane) sont déterminés comme la somme des écarts de l'élément considéré entre les différents contrefactuels.

Il existe en réalité 24 (4!) possibilités de décomposition : ici on a commencé par les facteurs 1, puis 2, puis 3, puis 4, mais on peut très bien commencer par 2, puis 1, puis 3 puis 4. Or le résultat peut dépendre de l'ordre retenu. Les calculs sont donc menés pour les 24 possibilités et les effets sont calculés comme la moyenne des 24 effets possibles.

Les écarts-types sont calculés par *bootstrap* sur l'ensemble de la procédure.

DÉCOMPOSITION DE LA RICHESSE DES HOMMES ET DES FEMMES EN 2004 ET 2010

Table A3.1
Décomposition de la richesse des hommes (2004)

(en euros courants)

	Mariés	Cohabitants	Divorcés*	Veufs*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	4 908	3 453	5 665	13 562	4 835	4 971
Épargne Logement	3 233	2 670	2 477	2 819	3 393	3 113
Épargne salariale	1 369	725	1 356	1 454	726	1 204
Valeurs mobilières	4 210	1 413	3 941	6 750	5 357	3 974
Assurance-vie	5 587	2 524	3 278	9 404	3 017	4 831
Épargne retraite	901	288	604	539	1 033	797
Autres produits	547	179	205	733	990	527
Richesse financière	20 754	11 251	17 526	35 262	19 352	19 417
Richesse totale	96 601	54 184	82 347	131 900	57 233	86 178
Nombre d'observations	4 847	960	358	195	716	7 076

Note : * vivant sans conjoint

Lecture : début 2004, la richesse financière des hommes mariés s'élève à 20 754 euros. Si on inclut en outre l'immobilier (résidence principale ou de rapport), leur richesse totale s'élève à 96 601 euros.
 Champ : personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.
 Source : enquête Patrimoine 2004.

Table A3.2
Décomposition de la richesse des femmes (2004)

(en euros courants)

	Mariées	Cohabitanes	Divorcées*	Veuves*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	4 362	3 002	4 166	7 117	4 230	4 507
Épargne Logement	2 488	2 218	2 676	2 321	3 082	2 503
Épargne salariale	527	381	635	30	443	445
Valeurs mobilières	1 975	1 270	1 794	4 160	2 837	2 231
Assurance-vie	3 396	1 224	3 680	6 262	3 501	3 509
Épargne retraite	633	299	739	1 330	339	658
Autres produits	206	117	680	137	242	225
Richesse financière	13 588	8 510	14 370	21 357	14 675	14 078
Richesse totale	84 758	40 747	71 589	85 588	53 551	75 111
Nombre d'observations	4 847	960	630	978	854	8 269

Lecture : début 2004, la richesse financière des femmes mariées s'élève à 13 588 euros. Si on inclut en outre l'immobilier (résidence principale ou de rapport), leur richesse totale s'élève à 84 758 euros.
 Champ : personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.
 Source : enquête Patrimoine 2004.

Table A3.3
Décomposition de la richesse des hommes (2010)

(en euros courants)

	Mariées	Cohabitants	Divorcés*	Veufs*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	7 491	4 506	8 128	18 789	7 853	7 393
Epargne Logement	2 826	2 189	2 461	3 860	2 687	2 694
Valeurs mobilières	6 863	3 341	6 621	14 124	4 284	6 066
Assurance-vie	9 914	3 500	9 320	28 313	10 312	9 311
Epargne retraite	1 128	575	531	1 165	864	944
Autres produits	1 702	933	2 734	3 240	488	1 513
Richesse financière	29 923	15 044	29 791	69 491	26 488	27 921
Richesse totale	149 397	92 149	154 831	214 346	84 924	132 199
Nombre d'observations	6 150	1 342	493	288	816	9 089
Note : * vivant sans conjoint						

Lecture : début 2010, la richesse financière des hommes mariés s'élève à 29 923 euros. Si on inclut en outre l'immobilier (résidence principale ou de rapport), leur richesse totale s'élève à 149 937 euros.

Champ : personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.

Source : enquête Patrimoine 2010.

Table A3.4
Décomposition de la richesse des femmes (2010)

(en euros courants)

	Mariées	Cohabitanes	Divorcées*	Veuves*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	6 591	4 398	6 651	11 477	7 591	6 997
Epargne Logement	2 282	2 100	1 981	2 109	3 349	2 319
Valeurs mobilières	3 081	1 811	2 754	4 329	3 292	3 027
Assurance-vie	6 379	2 596	5 806	13 847	7 203	6 785
Epargne retraite	824	412	615	852	414	691
Autres produits	567	171	420	612	748	512
Richesse financière	19 724	11 488	18 226	33 226	22 596	20 331
Richesse totale	135 156	82 439	110 046	136 483	85 515	118 394
Nombre d'observations	6 150	1 342	786	1 229	818	10 325

Lecture : début 2010, la richesse financière des femmes mariées s'élève à 19 724 euros. Si on inclut en outre l'immobilier (résidence principale ou de rapport), leur richesse totale s'élève à 135 156 euros.

Champ : personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.

Source : enquête Patrimoine 2010.

Les choix de portefeuille des épargnants sur le cycle boursier et le cycle de vie

Alexis Direr* et Eric Yayi**

Les épargnants détenant des titres financiers risqués ont-ils tendance à investir à contre-temps de la conjoncture boursière ? Réduisent-ils leur exposition au risque avec l'âge et à l'approche de la retraite ? Les données d'un grand assureur français répertoriant les souscriptions de contrats Madelin entre 2002 et 2009 permettent d'avancer quelques réponses. Les souscripteurs peuvent placer leur épargne dans deux types de support : des titres monétaires presque sans risque, et des fonds en unités de compte représentant des parts d'OPCVM investies en titres à risque.

La part du capital investie en unités de compte ne s'avère sensible à la conjoncture boursière qu'au moment de la souscription du contrat. Ensuite prévaut une forte inertie des choix de portefeuille, les épargnants ne modifiant que très rarement la part sélectionnée initialement. Une forte procyclicité des choix d'investissement semble s'expliquer par une extrapolation de la performance boursière récente. Ainsi les nouveaux souscripteurs détiennent-ils une part d'actifs risqués minimum en 2004, au début d'une phase de hausse de quatre ans, et maximum en 2008, au début de la chute boursière liée à la crise financière.

La part risquée décline régulièrement avec l'âge, une fois tenu compte des effets temps et sans contrôler les effets génération. Le profil par âge décline également dans la configuration inverse (avec effets génération et sans effets temps), mais la baisse est moins accentuée car elle résulte de deux mécanismes opposés : avec l'âge, le nombre d'épargnants investissant dans des actifs risqués tend à s'accroître alors que, conditionnellement à investir, la part risquée diminue. Ainsi, entre 40 et 60 ans, la probabilité de détention d'unités de compte augmente d'environ 12 points, alors que la part investie en unités de compte, conditionnellement à détenir une part positive, décroît avec l'âge d'environ 6 points, laissant subsister un risque financier à l'approche de la retraite.

Rappel :

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

* Univ. Orléans, CNRS, LEO, UMR 7322, F45067, Orléans et Paris School of Economics. Adresse : Rue de Blois - BP 6739, 45067 Orléans Cedex 2 France. Courriel : direr@ens.fr.

** Univ. Orléans, CNRS, LEO, UMR 7322, F45067, Orléans.

Les auteurs remercient la société d'assurance qui a aimablement mis à leur disposition les données de cette étude, ainsi que ses collaborateurs et collaboratrices qui leur ont apporté assistance et conseils pour la construction et l'exploitation de la base. Ils remercient également Christophe Boucher, Nicolas Debarsy, Christophe Hurlin et Hélène Raymond pour leurs conseils, ainsi que les participants aux conférences de l'INFER, du GdRE et au séminaire du LEO. Ils restent cependant seuls responsables des lacunes qui subsisteraient.

Peu d'études empiriques analysent les choix de placement financier des épargnants et leur évolution au cours du temps. L'accès aux marchés financiers s'est pourtant élargi depuis une vingtaine d'années et de nombreux épargnants gèrent aujourd'hui un portefeuille de titres ou détiennent des fonds de valeurs mobilières. En France, la détention d'actions et d'OPCVM¹ par les ménages se monte en 2011 à 900 milliards d'euros, soit 22,5 % du patrimoine financier (Banque de France). Environ 20 % de la population investit dans des valeurs mobilières (Insee, 2010) sous la forme de détentions d'actions cotées ou non cotées ou à travers la souscription de placements collectifs.

Les vingt dernières années ont aussi été le témoin d'un développement spectaculaire des contrats d'assurance vie (17 millions de détenteurs en 2010 pour un encours de 1 300 milliards d'euros) et dans une moindre mesure des contrats d'épargne retraite comme les contrats Madelin pour les professions indépendantes (1,1 millions d'adhérents en 2010) et des Plan d'Épargne Retraite Populaire (ou PERP) pour les salariés (2,1 millions d'adhérents en 2010). Dans un contexte de financement privé croissant de la retraite, les souscripteurs de contrats d'épargne souhaitant épargner à long terme sont orientés vers ces contrats combinant un fonds euros faiblement risqués et des unités de compte investis sur les marchés financiers (actions, obligations, titres monétaires, SCPI, etc.). Les contrats d'assurance vie sont ainsi investis pour 16,7 % en unités de compte en 2010, ce qui représente 220 milliards d'euros. Cette part était de 10 % pendant la première moitié des années 1990 (Cour des Comptes, 2012).

La gestion d'un portefeuille de titres nécessite des choix complexes aux conséquences potentiellement lourdes sur le rendement à long terme de l'épargne et sur le niveau de vie futur. Alors qu'une littérature en forte expansion souligne les défauts de rationalité des ménages en matière de choix financiers (par exemple Campbell (2006)) et que des enquêtes suggèrent qu'un nombre insuffisant d'entre eux sont capables de maîtriser les concepts financiers de base², il paraît important d'étudier comment ils gèrent en pratique leur épargne financière.

La présente étude poursuit un tel objectif en se concentrant sur deux dimensions importantes des choix de portefeuille : comment les épargnants modifient la part investie en actifs risqués en fonction du cycle boursier et au cours de leur cycle de vie. Nous étudierons en

particulier dans quelle mesure les investisseurs individuels adoptent une politique procyclique d'investissement en achetant en période haute du cycle et en vendant en période basse. La notion même de hauts et de bas boursiers n'a cependant de sens que si les rendements futurs peuvent être partiellement anticipés. Les études empiriques documentent l'absence de marche aléatoire à moyen terme et montrent que la prime de risque des actions suit une dynamique de retour vers la moyenne sur des horizons de 2 à 10 ans (Campbell et Shiller, 1988 ; Fama et French, 1988 ; Kojien et Van Nieuwerburgh, 2007). Campbell et Viceira (1999) démontrent qu'il est possible pour des investisseurs avertis au risque d'exploiter la prédictibilité des rendements boursiers en adoptant une politique contracyclique d'investissement. Cette politique augmente sensiblement le rendement de l'épargne. A contrario, une politique procyclique d'investissement réduirait significativement les rendements boursiers.

La seconde question que nous abordons est celle de l'évolution de la part risquée avec l'âge. Nous cherchons en particulier à savoir si les épargnants vendent leurs actifs risqués à l'approche de la retraite afin de protéger leur capital. La connaissance du profil d'investissement par âge a des conséquences pour les marchés financiers. Alors qu'un nombre croissant d'épargnants nés du *baby boom* prendront leur retraite dans les années à venir, il est important de mieux évaluer leur propension à vendre leurs actifs financiers à mesure qu'ils vieillissent.

Il existe en théorie et en pratique au moins deux raisons pour lesquelles les investisseurs devraient réduire la part de leur richesse investie dans des actifs risqués avec l'âge. Le premier argument est lié à la dynamique de retour vers la moyenne des rendements boursiers trouvée empiriquement et précédemment évoquée. Merton (1969) et Samuelson (1969) montrent qu'en présence de rendements financiers non corrélés dans le temps, un investisseur dont les préférences sont iso-élastiques choisit d'investir une part constante de sa richesse en actifs risqués quel que soit l'horizon de son placement. À la fois l'espérance et

1. Un organisme de placement collectif en valeurs mobilières (OPCVM) est un portefeuille dont les fonds investis sont placés en valeurs mobilières ou autres instruments financiers.

2. Selon une étude réalisée par le Crédoc pour l'Institut pour l'éducation financière du public (IEFP), en partenariat avec l'Autorité des marchés financiers, 80 % des personnes sondées (sur un échantillon de 1 502 personnes de plus de 18 ans) reconnaissent qu'ils se sentent un peu perdus en matière de placements financiers.

le risque du rendement final de l'épargne augmentent avec l'horizon³. Le poids relatif des deux considérations ne change pas quand l'horizon s'allonge d'où le résultat d'invariance de la part investie en actifs risqués. Si les rendements présentent une autocorrélation temporelle négative à moyen terme comme c'est le cas empiriquement, une durée plus longue de placement atténue le risque du rendement final en rendant plus probable la compensation des baisses et des hausses boursières. La part investie en actifs risqués augmente par conséquent avec l'horizon (Samuelson, 1991). Barberis (2000) montre qu'en tenant compte du risque d'estimation associé à la prédiction des rendements futurs, un investisseur rationnel devrait diminuer la part investie en actifs risqués à l'approche de la retraite.

Deuxièmement, dans la mesure où les revenus du travail sont peu ou non corrélés avec les revenus risqués des placements financiers, les premiers jouent un rôle tampon et protègent la consommation des aléas financiers en amortissant les pertes financières dans le temps. Ce mécanisme de lissage perd son efficacité quand l'horizon de l'investisseur diminue. La demande d'actifs risqués devrait par conséquent se réduire avec l'âge (Bodie *et al.*, 1992, Viceira, 2001).

La politique de réduction des risques financiers à l'approche de la retraite rejoint la recommandation des conseillers en patrimoine. Ces derniers tendent à conseiller l'acquisition d'actions dans un compte d'épargne dès lors que la durée de détention est suffisamment longue. Logiquement, le désinvestissement en actions à l'approche de la retraite est également communément recommandé. Ces deux principes de gestion de portefeuille se sont institutionnalisés depuis quelques années. D'une part les banques et compagnies d'assurance proposent dans les contrats d'épargne des conventions de gestion à horizon dans lesquelles la part risquée du capital diminue automatiquement avec la durée restante de détention. D'autre part, dans certains pays, des lois récentes visent à promouvoir ce type de gestion. C'est le cas des États-Unis où le *Pension Protection Act* voté en 2006 contraint les entreprises proposant des plans de retraite à leurs salariés à prévoir comme choix par défaut pour ces derniers un fonds dont la part risquée décroît avec le temps (*target date fund*). En France, le Plan d'Épargne Retraite Populaire (PERP) lancé en 2006 institue également comme choix par défaut l'adhésion du souscripteur à une règle de sécurisation progressive des droits à l'approche de la retraite.

Alors que plusieurs articles analysent la capacité des gérants de fonds à anticiper les mouvements boursiers (par exemple Jiang *et al.*, 2007), il existe peu d'études se penchant sur les investisseurs individuels. En France, des analyses sur données agrégées suggèrent que les épargnants investiraient en moyenne à contretemps, achetant aux sommets et vendant dans les creux (Pansard, 2005, Cour des Comptes, 2010). Certaines études récentes concluent que les investisseurs pondèrent excessivement l'expérience récente (Greenwood et Shleifer, 2013). Cela les conduit à former des anticipations extrapolatives comme dans le cas de la récente bulle immobilière aux États-Unis (Shiller et Thompson, 2012).

La question de la relation entre l'âge et la part de la richesse investie en actifs risqués a été l'objet de plusieurs études sur données américaines. Ameriks et Zeldes (2004) utilisent des données de panel d'un important fonds de pension américain et une série d'enquêtes en coupe sur le patrimoine des américains et montrent que les estimations des effets d'âge sont très sensibles au choix de retenir les effets temps ou les effets génération. Une difficulté rencontrée par les études empiriques provient en effet de l'impossibilité de démêler les effets de l'âge, du temps et de la génération en raison d'une relation linéaire entre les trois variables. Après une analyse approfondie des différentes hypothèses, les auteurs concluent à un effet décroissant de l'âge sur la part investie en actifs risqués. Agnew *et al.* (2003) utilisent un panel de quatre ans de détenteurs de plans d'épargne retraite et obtiennent un résultat similaire en se fondant sur la même hypothèse d'inclusion des effets temps et d'exclusion des effets génération. Poterba et Samwick (1997) font les hypothèses inverses (exclusion des effets temps et inclusion des effets génération) et trouvent un profil par âge croissant.

En France, les enquêtes *Patrimoine* conduites par l'Insee permettent d'estimer l'effet âge sur des données en coupe. Arrondel et Masson (2003) et Chaput *et al.* (2010) trouvent une relation en forme de cloche entre l'âge et la part risquée, à partir respectivement de l'enquête de 1998 et de celle de 2010. El Mekkaoui de Freitas *et al.* et Lavigne et Mahieu (2001) exploitent l'enquête *Patrimoine* 1998 et estiment un effet d'âge en contrôlant par un grand

3. La variable pertinente pour un investisseur souhaitant évaluer le risque d'une stratégie est le rendement final de sa richesse et non le rendement annualisé. Cette dernière mesure sous-estime dramatiquement le risque des actions (Samuelson, 1963).

nombre de variables sociodémographiques et économiques. Ils montrent que les individus les plus âgés sont plus fréquemment détenteurs d'actifs risqués, et que la part d'actifs risqués qu'ils détiennent est significativement plus importante que pour les autres classes d'âge.

Nos résultats apportent un éclairage complémentaire à ceux des enquêtes *Patrimoine*. Comparé à ces enquêtes, notre échantillon se limite aux professions indépendantes épargnant dans des contrats Madelin (cf. infra la description détaillée de cet échantillon). Cette catégorie est en moyenne plus riche que la population générale et dispose de revenus moins stables que ceux des salariés (Evain et Amar, 2006). Nous utilisons également le concept plus étroit de la part de la richesse investie en actifs risqués puisque nous ne disposons pas d'information sur la composition de la richesse détenue par le souscripteur en dehors de ce contrat d'épargne. En particulier, nous ne pouvons pas contrôler la demande d'épargne retraite par la richesse totale des individus. Enfin, notre étude se limite aux détenteurs d'épargne retraite pendant la phase d'accumulation, laquelle s'achève quand l'épargnant prend sa retraite et convertit son plan en rentes viagères⁴. Elle se limite également aux contrats Madelin destinés spécifiquement à la sous-population des travailleurs indépendants puisque ces contrats autorisent de déduire les versements du bénéfice imposable. Malgré ces limites, la source statistique utilisée a cependant plusieurs avantages. Elle fournit en effet des données de type administratif qui ne souffrent pas des biais des données déclaratives, non négligeables en matière d'informations sur le patrimoine. Elle permet de disposer également de données de panel, et donc de suivre les épargnants au cours du temps et ainsi de mieux identifier les effets d'âge. Enfin, elle couvre la période 2003-2010 pendant laquelle un cycle boursier complet s'est déroulé. Cela s'avère particulièrement utile pour distinguer les effets d'âge des effets temporels. Ainsi est-il possible d'étudier séparément les rapports entre l'évolution de la part investie en actifs risqués et le cycle boursier d'une part, et le cycle de vie d'autre part.

Une base de données permettant de bien distinguer les placements à risque

Cette étude s'appuie sur les données d'un grand assureur français répertoriant les souscriptions de contrats Madelin. Ces contrats d'épargne retraite, créés en 1994, sont destinés aux professions indépendantes non agricoles. Les versements sont déductibles du bénéfice imposable jusqu'à

une certaine limite et le capital est transformé en rentes viagères à la retraite. L'épargne retraite complémentaire est une composante importante du revenu à la retraite des indépendants en raison de la relative faiblesse de leur pension publique. Les versements dans les contrats Madelin ont ainsi totalisé deux milliards d'euros en 2009 pour 834 000 contrats en phase d'épargne (sources FFSA), soit un versement moyen par contrat de 2 400 euros. La proportion de souscripteurs au sein de la population éligible est de 57 % en 2009 (sources FFSA), ce qui est élevé au regard de la part de la population salariée en possession d'un plan d'épargne retraite (environ 8 %).

Nous disposons des informations concernant tous les épargnants ayant souscrit un contrat entre mars 2002 et avril 2009 et ne l'ayant pas encore liquidé en janvier 2010, soit environ 8 000 contrats. Nous disposons de renseignements sur les souscripteurs (sexe, année de naissance, département d'habitation, catégorie professionnelle et deux indicateurs de segmentation marketing liés au revenu et au patrimoine) et les contrats (canal de distribution du contrat, date d'ouverture et date des versements). Pour chaque contrat sont également observés les versements en fréquence mensuelle et la part de l'encours investie en unités de compte (UC) constatée chaque fin d'année civile entre 2002 et 2009, excepté pour l'année 2006 manquante dans la base. Les souscripteurs ont en effet la possibilité de placer leur épargne dans deux types de support : un fonds en euros composé essentiellement de titres monétaires peu risqués et dont le capital est garanti, et des fonds en unités de compte représentant des parts d'OPCVM investies en Bourse et dont le rendement est risqué. Le tableau ci-dessous indique les rendements annuels des supports proposés dans le cadre du contrat étudié. Nous voyons que le rendement du fonds euro fluctue très peu d'une année sur l'autre, contrairement aux rendements des fonds investis en UC, qualifiés d'actifs risqués dans la suite.

Dans cet article, l'analyse des choix de portefeuille des épargnants se concentre sur la répartition du capital entre le fonds euro du contrat et les supports en UC. La part moyenne investie dans les supports en UC dans les données est de 35 %. Le graphique I présente la distribution des parts d'UC.

Environ 84 % des épargnants investissent en UC, ce qui est élevé. À titre de comparaison, Direr et Visser (2013), à partir des données d'assurance

4. Voir Coile et Milligan (2009) pour l'étude de la désaccumulation d'actifs risqués aux âges élevés.

vie du même assureur en 2004 et 2005, ont montré que 42 % des épargnants investissent dans des UC, soit deux fois moins. La différence provient du fait que les professions indépendantes sont en moyenne plus aisées que les détenteurs d'assurance vie. D'autre part, les contrats Madelin ont un horizon de placement en moyenne plus long, ce qui favorise la détention d'actions. Au sein de ceux qui investissent, la part d'UC est distribuée de façon relativement homogène, avec toutefois quelques pics. Très

peu d'épargnants investissent plus des 2/3 de leur capital en UC.

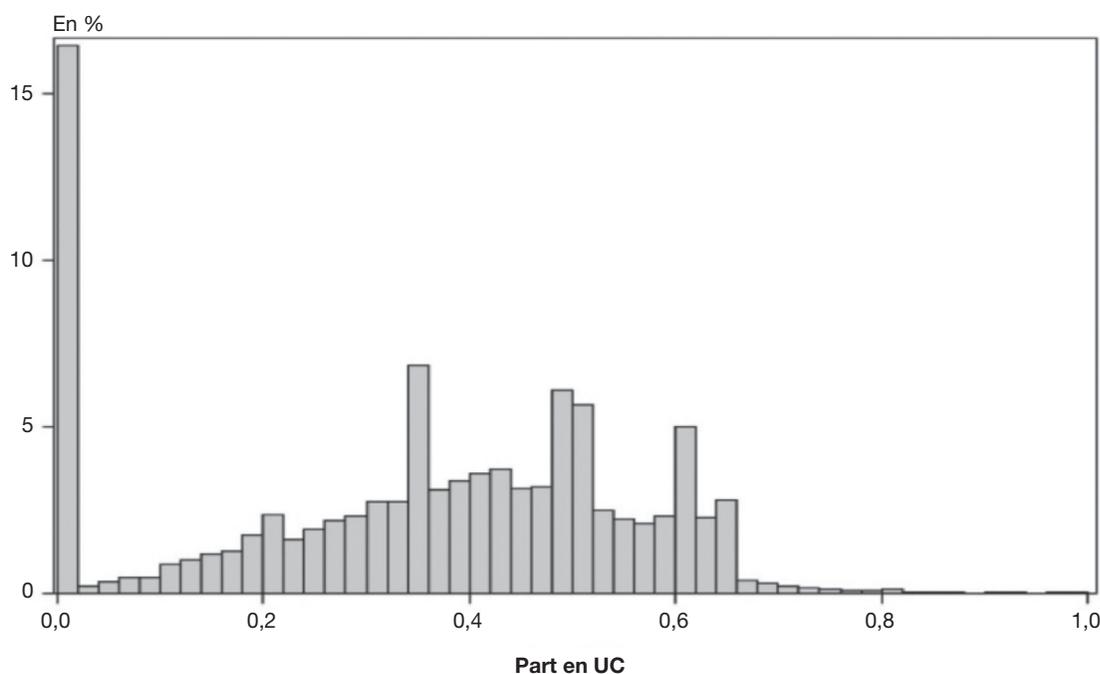
Les épargnants répertoriés dans cette base de données versent en moyenne 2 500 euros par an sur leur contrat, ce qui est très proche des 2 400 euros de versements moyens publiés par la FFSA pour l'année 2009. À titre de comparaison, les versements moyens sur les contrats d'épargne retraite en direction des salariés (PERP et assimilés) sont d'environ 1 700 euros (Carbonnier *et al.*, 2014).

Tableau
Rendements historiques des fonds proposés dans le contrat Madelin
En %

	2007	2008	2009	2010	2011	Rendement moyen	Écart-type	
Fonds euro	4,45	4,20	3,85	3,7	3,5	3,94	0,38	
Fonds en UC	Fonds actions	0,42	- 37,62	25,06	8,84	- 0,85	- 3,30	23,02
	Fonds diversifiés internationaux	- 0,20	- 22,91	16,50	8,36	- 3,88	- 1,37	14,84
	Fonds actions internationales	2,96	- 48,69	18,91	10,26	- 9,24	- 8,87	26,43
	Fonds actions Europe	6,33	- 45,09	26,81	2,49	- 15,99	- 8,61	27,04
	Fonds zone euro	9,52	- 17,71	- 19,27	12,27	2,29	- 3,53	14,98
	Fonds actions énergie	17,11	- 54,02	50,05	- 54,02	17,11	- 15,33	46,94
	Fonds d'obligations indexées sur l'inflation	3,46	4,09	6,96	1,01	0,92	3,26	2,50

Lecture : les moyennes indiquées sont géométriques. Les écarts-types sont calculés sur les rendements en pourcentage.
Champ : contrats Madelin proposés par l'assureur.
Source : diverses sources internet.

Graphique I
Distribution des parts investies en unités de compte.



Lecture : 16 % des détenteurs d'un contrat n'investissent pas en unités de compte. 2,5 % investissent 20 % de leur épargne en unités de compte.
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.
Source : données assureur.

En phase de hausse boursière, le nombre d'épargnants investissant dans des actifs risqués et les montants correspondants s'accroissent

Les décisions de placement financier des épargnants sont-elles influencées par les fluctuations passées des marchés financiers ? À partir des flux de fonds en UC détenus par les épargnants⁵, le graphique II superpose l'évolution moyenne de la part investie en UC entre 2003 et 2010 et l'évolution d'un indice boursier représentatif des évolutions des rendements des marchés d'actions.

Nous observons des mouvements amples de la part investie en UC (échelle de gauche) et une corrélation positive avec l'indice boursier de la zone Euro⁶ (échelle de droite). La part moyenne baisse de 31 % en 2003 à 27 % en 2004, puis remonte de concert avec la partie haussière du cycle à 38 % en 2008, pour ensuite diminuer à nouveau jusqu'à 35 %, toujours conjointement avec le retournement boursier. Les épargnants investissent sur

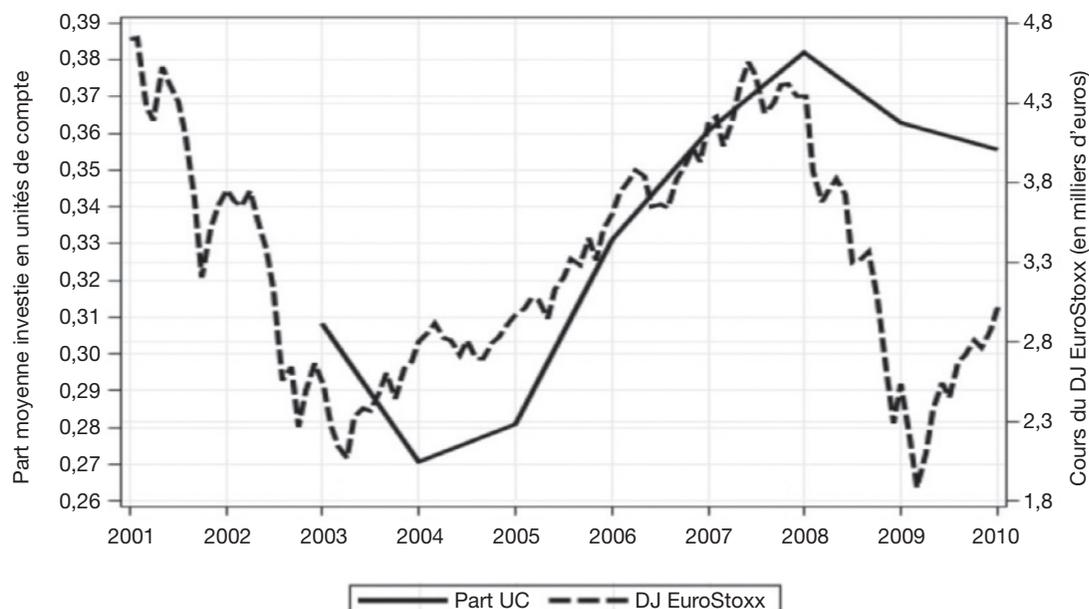
les marchés à contretemps : la part investie en actifs risqués est minimum en 2004 au moment où le marché boursier s'apprête à connaître quatre années de hausse ininterrompue. Elle est maximum en 2008, année où la Bourse s'engage dans une phase de baisse durable.

Cette évolution est en partie mécanique si les épargnants n'ajustent pas régulièrement leur portefeuille pour corriger les déformations spontanées provenant des plus ou moins-values apparaissant sur la partie en UC. Ameriks et Zeldes (2004) et Agnew *et al.* (2003) montrent, sur données américaines, que les épargnants ajustent rarement la composition de leur plan d'épargne, ce qui provoque une dérive de la part risquée en fonction des aléas boursiers. En l'absence de mesures correctrices, la part investie en actifs risqués tend à s'accroître en période de hausse boursière et à se réduire en phase de baisse (cf. graphique II).

Il est possible de décomposer l'évolution de la part d'UC en une marge extensive (la variation de la proportion d'épargnants investissant en UC) et une marge intensive (la variation de la part d'UC conditionnellement à investir en UC) (cf. graphiques III et IV).

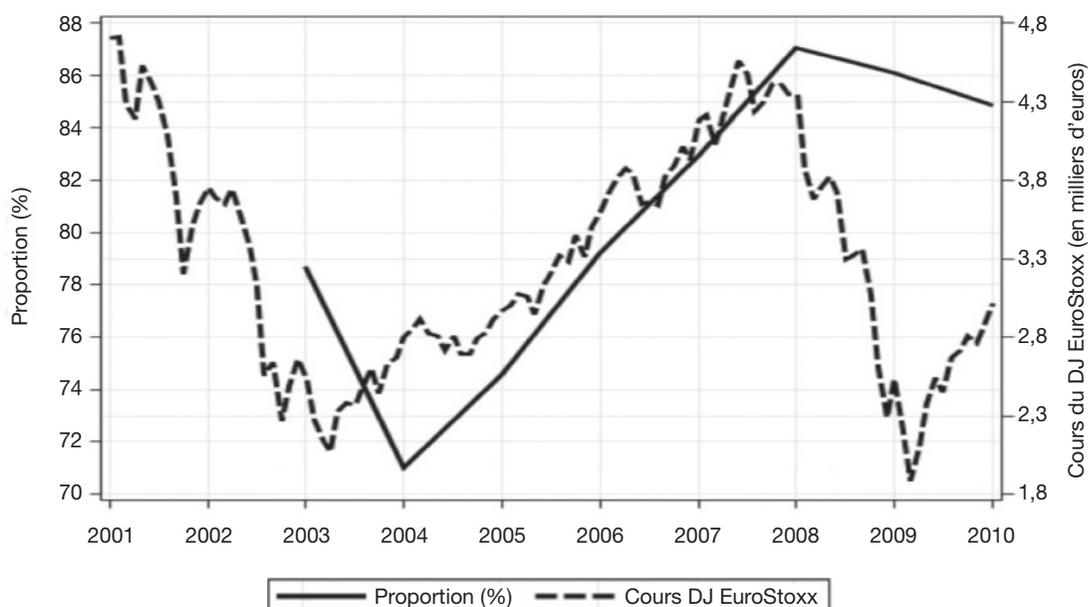
5. Ce flux équivaut au stock la première année de versement.
6. La comparaison avec d'autres indices boursiers que le DJ Eurostoxx 50, comme le CAC 40 ou le DJ Industrial Average ne modifierait pas le caractère procyclique de la part en UC étant donnée la forte corrélation des indices boursiers depuis les années 2000.

Graphique II
Évolution de la part investie en unités de compte (échelle de gauche) et indice boursier DJ Eurostoxx 50 (échelle de droite)



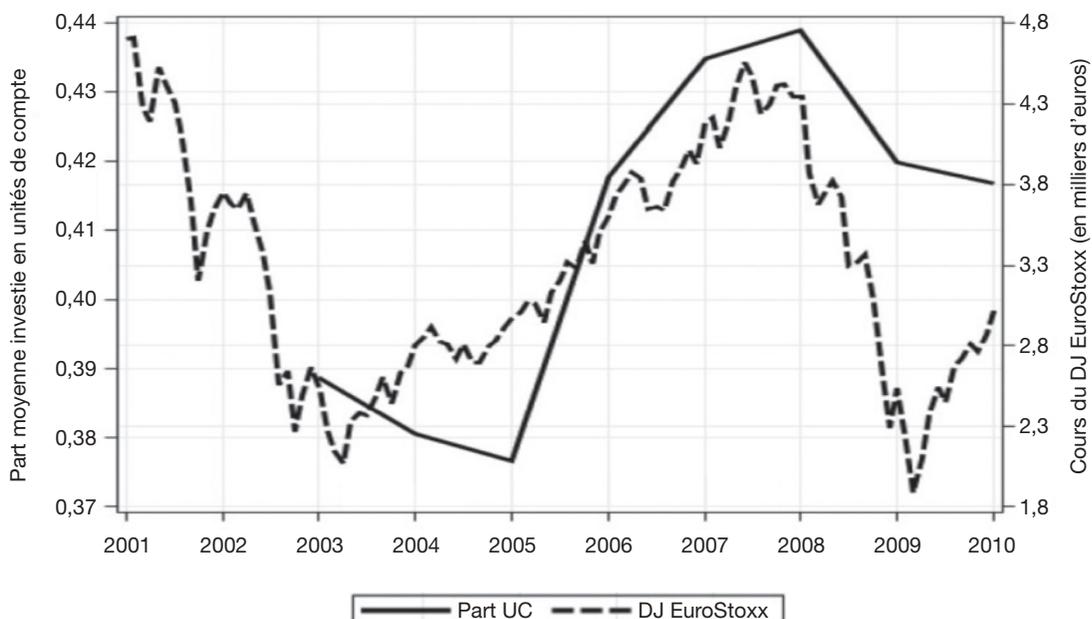
Lecture : les parts d'UC de l'année $n = 2002, \dots, 2009$ sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année $n+1$. La part moyenne investie en unités de compte était en 2006 de 33 %.
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, et données mensuelles du Dow Jones Eurostoxx 50 (regroupe 50 sociétés selon leur capitalisation boursière au sein de la zone Euro). Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.
Source : données assureur et Yahoo Finance.

Graphique III
Évolution de la proportion d'épargnants investissant en unités de compte (échelle de gauche) et indice boursier DJ EuroStoxx 50 (échelle de droite)



Lecture : Les parts d'UC de l'année $n = 2002, \dots, 2009$ sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année $n+1$. La proportion d'épargnants ayant investi un montant positif d'unités de compte était de 79 % en 2006.
 Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, et données mensuelles du Dow Jones EuroStoxx 50. Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.
 Source : données assureur et Yahoo Finance.

Graphique IV
Évolution de la part d'unités de compte conditionnellement à acheter des unités de compte (échelle de gauche) et indice boursier DJ EuroStoxx 50 (échelle de droite)



Lecture : les parts d'UC de l'année $n = 2002, \dots, 2009$ sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année $n+1$. La part moyenne investie en unités de compte par les épargnants investissant un montant positif était d'environ 43,5 % en 2007.
 Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, et données mensuelles du Dow Jones EuroStoxx 50. Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.
 Source : données assureur et Yahoo Finance.

Nous observons un profil similaire des deux marges d'ajustement et une évolution un peu plus ample de la marge extensive. La proportion de détenteurs d'UC passe ainsi de 71 % en 2003 à 87 % en 2007, soit un saut de 16 points de pourcentage en l'espace de quatre années. Dans le même temps la part d'UC conditionnellement à investir passe de moins de 38 % à près de 44 %. Comme pour la marge totale du graphique II, les deux marges covariant positivement avec l'indice boursier. Un nombre croissant d'épargnants investissent dans des actifs risqués en phase de hausse boursière et cela, pour des montants supérieurs. Le phénomène inverse se produit en phase de baisse.

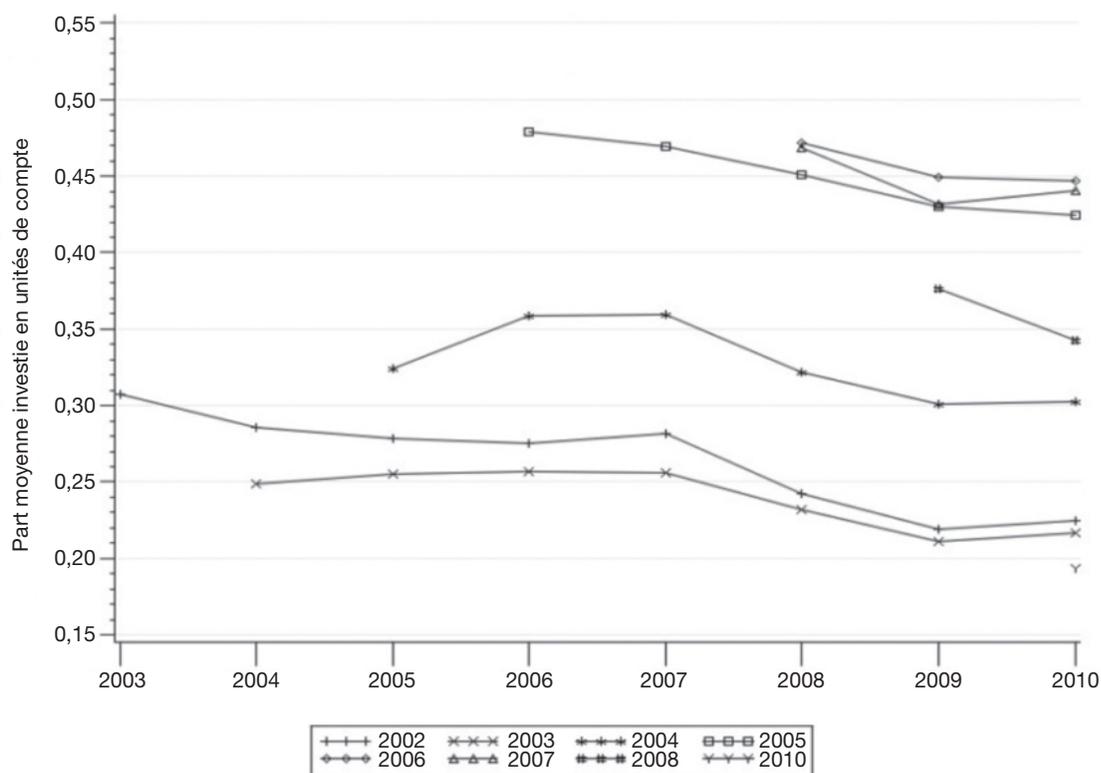
La conjoncture boursière récente détermine la décision des épargnants l'année de souscription mais n'intervient quasiment plus ensuite.

Il s'avère difficile de départager, dans l'évolution de la marge intensive, les effets des fluctuations boursières des ajustements explicites de

la part investie en UC. Cela ne s'applique pas à la marge extensive, laquelle ne dépend pas des rendements financiers et résulte d'un choix délibéré des épargnants. Les fluctuations prononcées des deux marges restent cependant compatibles avec une forme d'inertie des choix de portefeuille. Il se pourrait en effet que la proportion d'UC choisie par les épargnants à l'ouverture du contrat se prolonge au cours des années suivantes, faute d'ajustement. Pour tester cette éventualité, la part d'UC est décomposée en fonction de la date de souscription (cf. graphique V).

Si la date d'ouverture du contrat influençait peu le choix de la part d'UC sur la vie du contrat, les courbes seraient proches et chacune aurait un profil accentué ressemblant au profil moyen du graphique II. Contrairement à ce scénario, la translation verticale des courbes est importante. Le profil par année d'ouverture est ensuite relativement plat avec une légère tendance décroissante. Ces deux caractéristiques révèlent conjointement un effet substan-

Graphique V
Vue par années d'ouverture des parts investies en unités de compte en fonction du temps



Lecture : les épargnants ayant ouvert un contrat d'épargne en 2002 ont investi en 2003 un peu plus de 30 % de leur épargne en unités de compte. Les épargnants ayant ouvert un contrat d'épargne en 2004 ont investi en 2007 un peu plus de 35 % de leur épargne en unités de compte.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009. Les parts d'UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.

Source : données assureur.

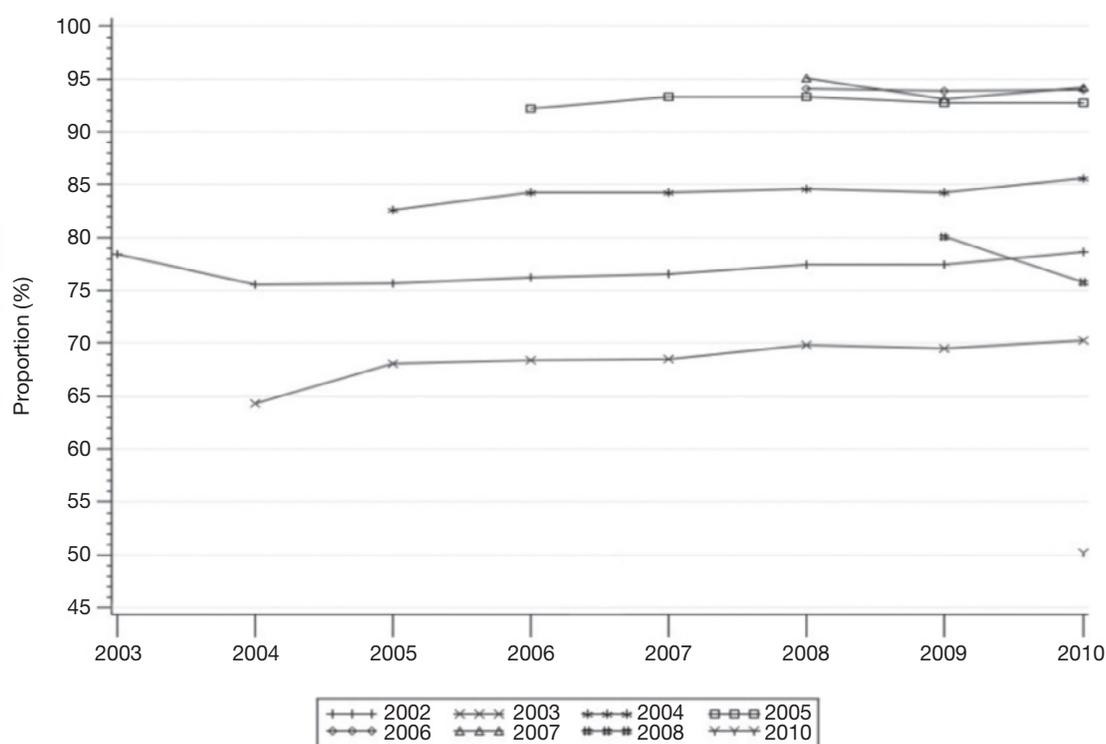
tiel de la date d'ouverture sur les choix de la part d'UC. Si nous nous attachons par exemple à la phase de hausse toutes années d'ouverture confondues qui s'étend de 2004 à 2008 (cf. graphique II), la part d'UC augmente de 27 à 38 %, soit de 11 points. Sur la même période l'évolution de la part d'UC pour les épargnants ayant souscrit en 2002 est négative avec une diminution d'environ 4 points. Elle diminue de près de 2 points pour les souscripteurs de 2003. L'intégralité de la hausse de la part d'UC visible sur le graphique II pendant la période de boom boursier est donc attribuable aux choix de part d'UC des nouveaux souscripteurs. Une fois cette part choisie, celle-ci tend ensuite plutôt à diminuer avec l'ancienneté du contrat. Ces conclusions sont confirmées par l'analyse des marges intensives et extensives également décomposées par année de souscription.

La décision d'investir une partie de son épargne dans des UC est extrêmement dépendante de la date d'ouverture mais une fois cette décision

prise, celle-ci n'est pas ou très peu remise en cause lors de la vie du contrat (cf. graphique VI). Cet effet reflète sans aucun doute l'influence des performances boursières passées. L'évolution de la fréquence entre les dates d'ouverture épouse en effet assez fidèlement le cycle boursier. Elle baisse en 2003 puis remonte d'environ 23 points de pourcentage pendant la phase de hausse boursière en 2004 et 2005, se stabilise en 2006 et 2007 pour chuter en 2008 et 2009 de près de 43 points (de 93 % à 50 %), deux années de mauvaise performance boursière. La translation des courbes par année d'ouverture explique entièrement le profil en cloche et l'amplitude du graphique III des fréquences de détention.

Là encore, le profil en forme de cloche du graphique IV s'explique entièrement par les variations des parts d'UC entre dates d'ouverture du contrat. La hausse de 6 points observée entre 2005 et 2008 sur ce graphique se transforme à date d'ouverture donnée en une baisse de 5 à 8 points selon la cohorte de contrats (cf. graphique VII).

Graphique VI
Évolution des proportions d'épargnants ayant investi en unités de compte, décomposée par années d'ouverture du contrat



Lecture : les parts d'UC sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année suivante. La proportion des épargnants ayant ouvert un plan en 2004 et investissant un montant positif d'unités de compte en 2008 était proche de 85 %.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009. Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.

Source : données assureur.

De même, la forte hétérogénéité des parts d'UC par cohorte d'ouverture observable à la dernière date, avec un écart maximum d'environ 24 points entre la cohorte 2006 et la cohorte 2002, s'explique pour l'essentiel par les variations de parts d'UC observées dès la date d'ouverture.

Ainsi, la performance boursière récente agit puissamment sur les décisions financières des épargnants l'année de souscription du contrat mais n'intervient quasiment plus ensuite. Ce résultat est en accord avec Nagel et Malmendier (2011) qui montrent que les anticipations de rendement financier des ménages et la décision d'investir en titres risqués sont très sensibles à la conjoncture boursière. Notre analyse indique qu'il suffit de quelques années de mauvais ou de bons résultats pour modifier radicalement la participation des nouveaux épargnants aux marchés financiers.⁷ Nous constatons également une forte inertie des choix financiers au cours de la vie du contrat. Ainsi, si les nouveaux

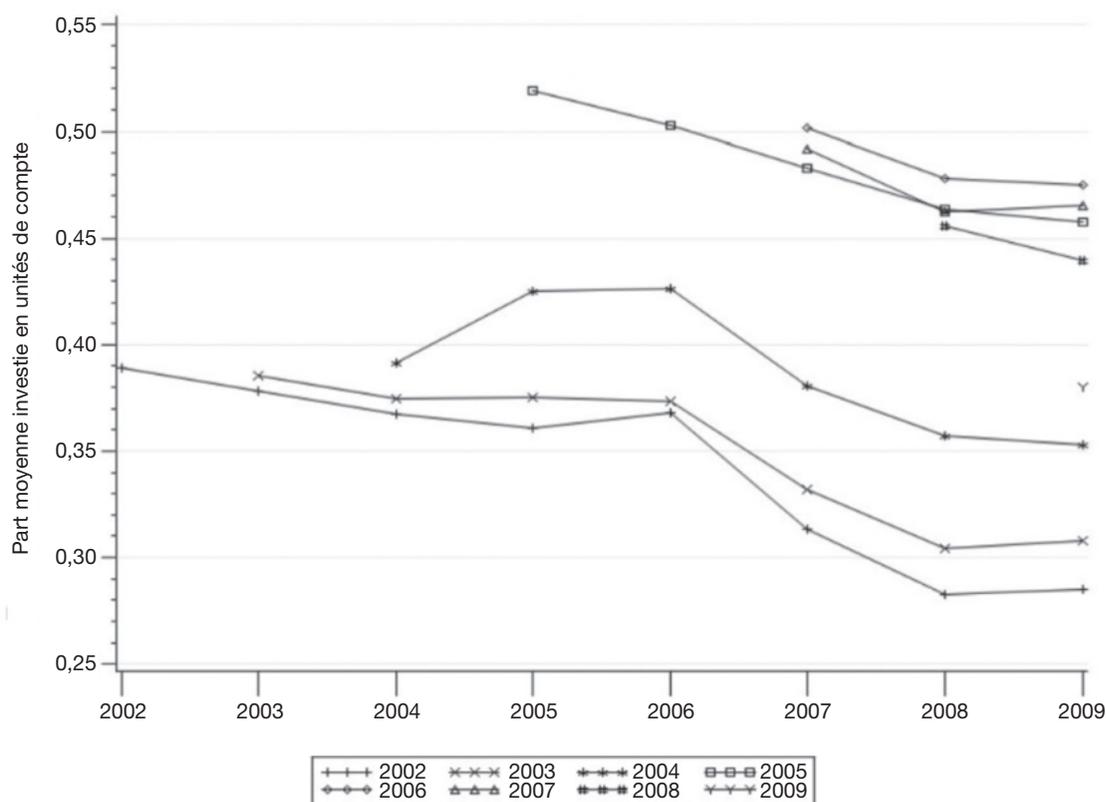
épargnants tendent à acheter des UC au mauvais moment du cycle boursier, ils adoptent ensuite une politique de *buy and hold* et ne vendent pas leurs UC même quand la Bourse baisse.

L'évolution de la part risquée en fonction de l'âge : une variable clef

Il est important de comprendre comment les épargnants gèrent leur exposition au risque financier en fonction de leur âge et en particulier à l'approche de la retraite. La vente d'un portefeuille boursier en période de creux boursier peut réduire sensiblement les revenus de

7. La Cour des Comptes (2012) rapporte un phénomène similaire dans les contrats d'assurance vie. Alors que les UC représentaient 10 % des provisions mathématiques pendant la première moitié des années 1990, cette part augmente à partir de 1998 et atteint 21,3 % en 2000 au sommet du pic boursier, avant de retomber à 16,9 % en 2002. La part des UC passe ensuite de 17,3 % en 2004, à 21,7 % en 2007 lors du second pic boursier, puis retombe à 16,2 % en 2008.

Graphique VII
Évolution des parts investies en unités de compte, conditionnellement à investir, décomposée par années d'ouverture du contrat



Lecture : les parts d'UC sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année suivante. La part moyenne investie en unités de compte par les épargnants ayant ouvert un contrat en 2004 et investissant un montant positif en unités de compte était d'environ 43 % en 2005 et 2006.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009. Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.

Source : données assureur.

l'épargne pendant la retraite. Notons qu'une sortie en rentes viagères comme c'est le cas dans les contrats Madelin accentue ce risque. Contrairement à un capital dont les retraits peuvent être lissés ou repoussés dans le temps, le niveau des rentes viagères se calcule sur le capital accumulé au moment de la liquidation du plan. La seule marge (coûteuse) à la disposition des travailleurs indépendants est de reculer la date de leur départ à la retraite. C'est pourquoi il est recommandé d'étaler le risque de pertes financières en vendant progressivement ses actifs risqués plusieurs années avant la retraite.

L'effet de l'âge sur la part investie en UC peut être évalué de deux manières. Il est en effet possible soit d'examiner la relation statistique entre les deux variables (la dérivée totale de la part d'UC par rapport à l'âge), soit d'estimer une relation en contrôlant par des variables sociodémographiques et économiques susceptibles d'influencer la part investie en UC à travers l'âge (la dérivée partielle). La deuxième méthode estime une relation toutes choses égales par ailleurs et nécessite une procédure économétrique. La première démarche est la plus adaptée à notre étude. Nous souhaitons en effet savoir si les épargnants réduisent leur exposition aux risques financiers avec l'âge indépendamment de la question des facteurs sous-jacents (comme la richesse ou la taille du ménage) qui expliquent cette évolution. C'est pourquoi nous commençons par présenter un certain nombre de propriétés graphiques décrivant la relation globale entre l'âge et la part investie en UC.

L'analyse graphique suggère un effet négatif de l'âge sur la détention...

Il existe potentiellement trois déterminants importants de la part de l'épargne investie en UC : l'âge, le temps et la génération. Le temps influence les décisions financières par le biais d'événements macro-financiers affectant tous les épargnants à une date donnée, comme une chute boursière. Les épargnants d'une même génération peuvent également subir des influences communes. Par exemple, le revenu permanent diffère d'une génération à l'autre ou encore ceux ayant débuté leur vie par une période de faibles rendements boursiers et d'inflation élevée comme dans les années 1970 peuvent s'éloigner durablement des marchés financiers (Nagel et Malmendier, 2011). Une difficulté statistique réside dans l'impossibilité de séparer simultanément ces trois effets. L'âge, la cohorte de naissance et le temps sont en effet indissolublement liés par l'identité : temps = date de naissance + âge. Des

hypothèses d'identification de l'effet de l'âge sont donc nécessaires et reviennent en pratique à ne pas contrôler dans l'analyse soit les effets temporels, soit les effets génération. L'utilisation de données de panel par rapport à des données en coupe permet d'estimer des effets temporels ou de séparer les effets de l'âge des effets génération. Mais dans tous les cas des conventions restent inévitables. Les choix d'identification des effets reposent *in fine* sur le jugement, l'analyse des différents effets et leur plausibilité.

Il existe deux approches pour estimer l'effet de l'âge : on peut en effet en contrôler soit par la cohorte de naissance, soit par l'année d'observation. Le graphique VIII présente l'influence de l'âge en coupe transversale. Cela revient à négliger les effets générations et à neutraliser les effets temps puisque ces derniers agissent seulement sur la translation des courbes.

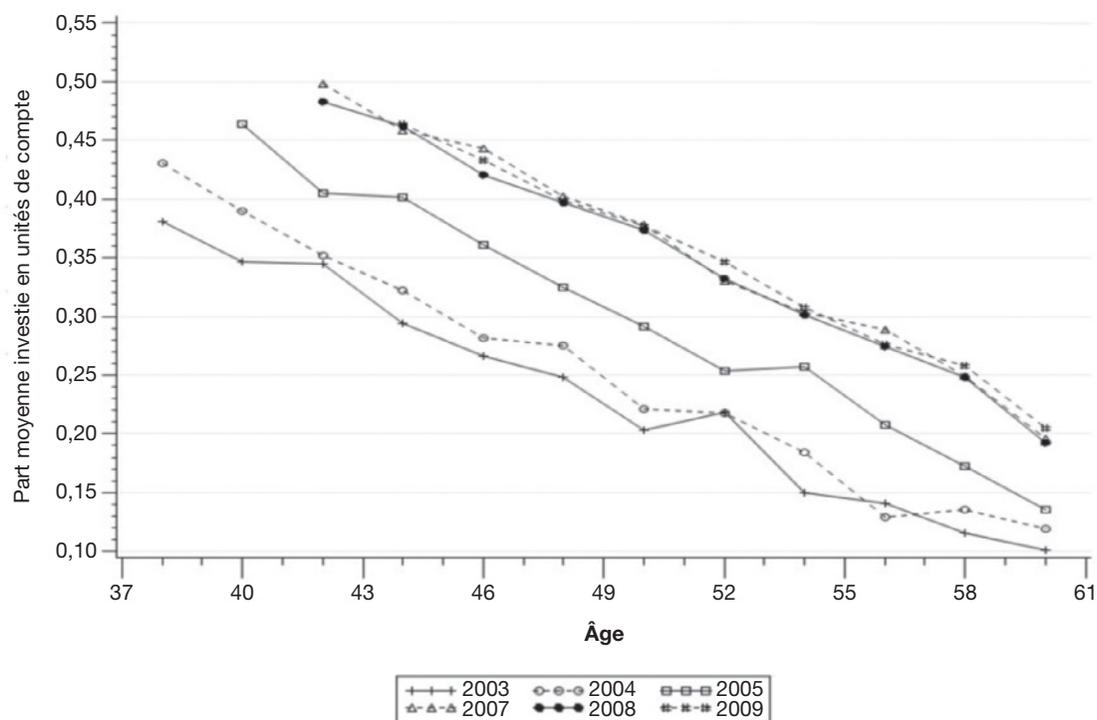
Les épargnants réduisent régulièrement la part investie en UC à mesure qu'ils vieillissent. Remarquons que chaque courbe relie les parts d'UC de générations différentes, ce qui est une présentation valide de l'information seulement en l'absence d'effets génération. Dans ce cas la part d'UC des générations plus âgées est une estimation correcte de ce que sera la part d'UC des générations plus jeunes dans les années futures. Si toutefois des effets génération existent, ces derniers sont mélangés avec les effets d'âge. Il est ainsi possible que l'effet négatif trouvé s'explique en réalité par le fait que les générations plus âgées investissent une part plus faible de leur épargne en actifs risqués. Nous pouvons alternativement contrôler les effets de génération en lieu et place des effets temps en observant l'évolution de la part risquée au sein de chaque cohorte de naissance (cf. graphique IX).

La translation des courbes vers le bas indique que les générations plus âgées investissent moins en actifs risqués que les plus jeunes. D'une part, il est possible que les générations plus âgées, en moyenne moins riches, investissent moins sur les marchés financiers. D'autre part, un moindre niveau d'éducation formelle pourrait être associé à un investissement moins fréquent ou plus limité⁸. La décomposition par dates de naissance a l'avantage de suivre une même génération au cours du temps. L'effet d'âge qui découle de cette

8. Guiso et al. (2003) montrent que le niveau d'éducation a un effet positif et significatif sur la détention d'actions dans un grand nombre de pays européens, même en contrôlant par l'âge, le revenu ou la richesse. Campbell (2006) trouve un résultat similaire pour les États-Unis. De même, le niveau d'alphabétisation financière est un prédicteur important de la participation aux marchés financiers (Maarten et al., 2011).

Graphique VIII

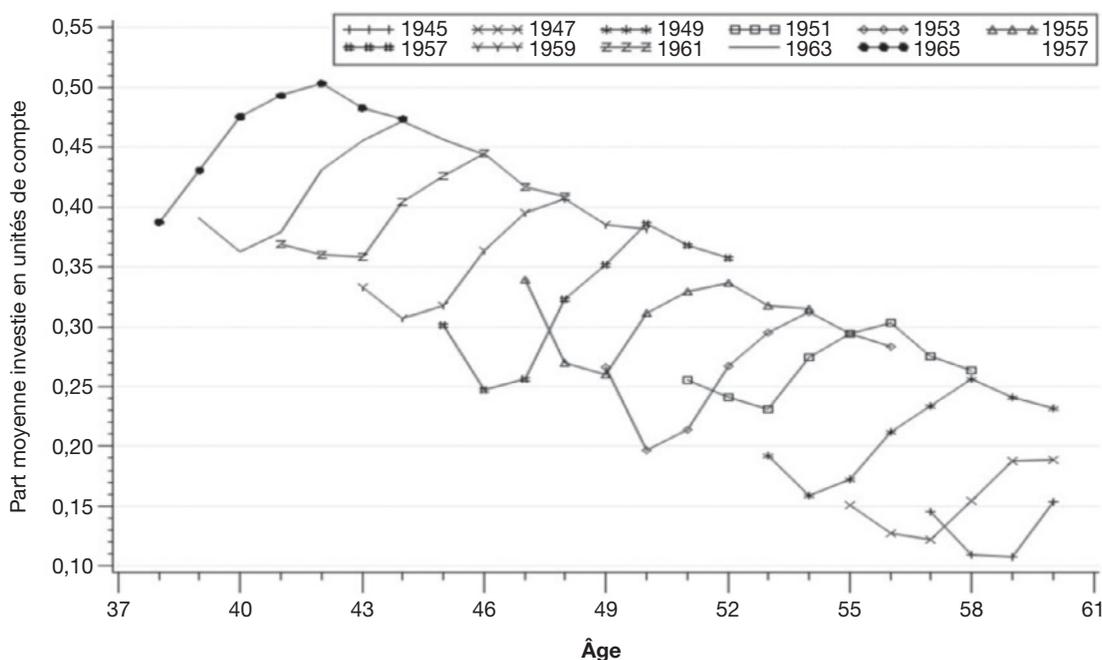
Vue en coupe transversale des parts investies en unités de compte selon l'âge.



Lecture : Les épargnants ayant souscrit un contrat en 2005 investissaient 40 % de leur épargne en unités de compte à l'âge de 42 ans.
 Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.
 Source : données assureur.

Graphique IX

Évolution des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge, par dates de naissance.



Lecture : La part investie en unités de compte des épargnants nés en 1957 était de 35 % à l'âge de 49 ans. Pour des raisons de clarté, seules les parts d'UC des épargnants nés une année impaire sont reproduites. Les parts d'UC des épargnants nés une année paire ont un profil similaire et s'intercalent entre les courbes des années impaires.
 Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009. Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007. Les épargnants nés avant 1945 sont regroupés avec ceux nés en 1945.
 Source : données assureur.

décomposition s'avère très différent de celui observé dans le graphique VIII dans lequel les effets temps étaient contrôlés. L'inconvénient de la représentation par cohorte est le pendant des défauts de la représentation par année d'observation du graphique précédent. Les effets temps, s'ils existent, sont indissociables des effets de l'âge. Or, des effets temporels sont visibles sur le graphique IX. Le profil en forme de S incliné de chaque génération est attribuable à l'effet du cycle boursier déjà commenté dans le graphique II⁹. La section précédente montre que cet effet s'explique par les variations de parts d'UC des nouveaux souscripteurs. Pour voir si un même phénomène se produit ici, nous décomposons le graphique IX par année d'ouverture des contrats (cf. graphique X). Les effets de l'âge sont maintenant en moyenne négatifs. La forme en S incliné est donc attribuable à la date de souscription. Une fois cet effet contrôlé, la part d'UC diminue régulièrement avec l'âge.

L'effet négatif de l'âge est obtenu en contrôlant par les effets génération et par ceux de la date d'ouverture des contrats. Ces derniers peuvent s'interpréter comme une forme persistante d'effet temporel. Nous ne pouvons *a priori* exclure un effet temporel résiduel qui conduirait les épargnants à réduire tendanciellement la part investie en actifs risqués comme dans le graphique X. En pratique, il paraît cependant difficile de fournir une interprétation convaincante d'un tel effet. D'une manière générale, on observe sur le moyen terme une réduction des coûts d'accès aux marchés financiers avec le développement des fonds indiciels¹⁰ et la gestion des comptes par internet (Bogan, 2008). Si un effet temporel existait, il serait favorable à la détention d'actifs financiers. La fiscalité des revenus et des plus-values des valeurs mobilières a certes été alourdie au cours des années 2000, mais cet alourdissement n'a pas affecté les contrats Madelin dont la sortie se fait sous forme de rentes viagères soumises à l'impôt sur le revenu. De plus, les conditions de déduction des versements du bénéfice imposable et la taxation des rentes perçues à la sortie du contrat sont identiques pour les parts d'UC et pour celles libellées en euros. Enfin, les épargnants considérés dans cette étude ont souscrit un contrat dont les conditions générales en termes de frais et de gestion de l'épargne sont restées fixes tout au long de la vie du contrat.

La discussion des différents effets peut être résumée ainsi. La prise en compte d'effets temps conduit à une relation négative entre l'âge et la part investie en UC mais cette relation peut être

confondue avec un effet génération dans lequel les générations les plus âgées détiennent moins d'actifs risqués. Si nous contrôlons par les effets liés à la génération et la date de souscription, la relation entre l'âge et la part d'UC est également décroissante, ce qui conforte le résultat d'un effet négatif de l'âge. Enfin, un effet temporel venant réduire la détention d'actifs risqués au cours du temps confondu avec l'effet d'âge est peu plausible. La section suivante confirme les interprétations graphiques à l'aide de modèles économétriques de détention.

... cet effet négatif est confirmé par l'analyse économétrique

Nous commençons par analyser la part investie en UC à l'aide d'un modèle Tobit. Le modèle Tobit est un modèle de régression censuré qui permet de tenir compte de la contrainte de positivité de la variable part d'UC. La méthodologie sous-jacente à ce type de modèle revient à supposer que les épargnants détenant un montant nul d'actifs risqués souhaiteraient en détenir une part négative, mais qu'ils en sont empêchés par la contrainte de positivité. Nous incluons dans les variables explicatives des indicatrices d'âge et différents ensembles de contrôles avec soit des effets cohorte, soit des effets temps :

(a) des indicatrices de cohorte (une par année de naissance de l'épargnant), d'année d'ouverture du contrat et d'ancienneté du contrat (nombre d'années écoulées entre l'année d'ouverture et celle du versement) ;

(b) les mêmes indicatrices plus des variables concernant les souscripteurs (sexe, situation familiale, nombre d'enfants, année de naissance, département d'habitation, catégorie professionnelle, indicateur de profil patrimonial et indicatrice de revenu) et les contrats (canal de distribution du contrat, versement annualisé, nombre annuel de versements et date d'ouverture). L'annexe 1 fournit une description détaillée de ces variables ;

(c) des indicatrices d'années d'observation et d'années d'ouverture ;

(d) les mêmes indicatrices qu'en (c) plus les variables décrites en (b) concernant les souscripteurs et les contrats.

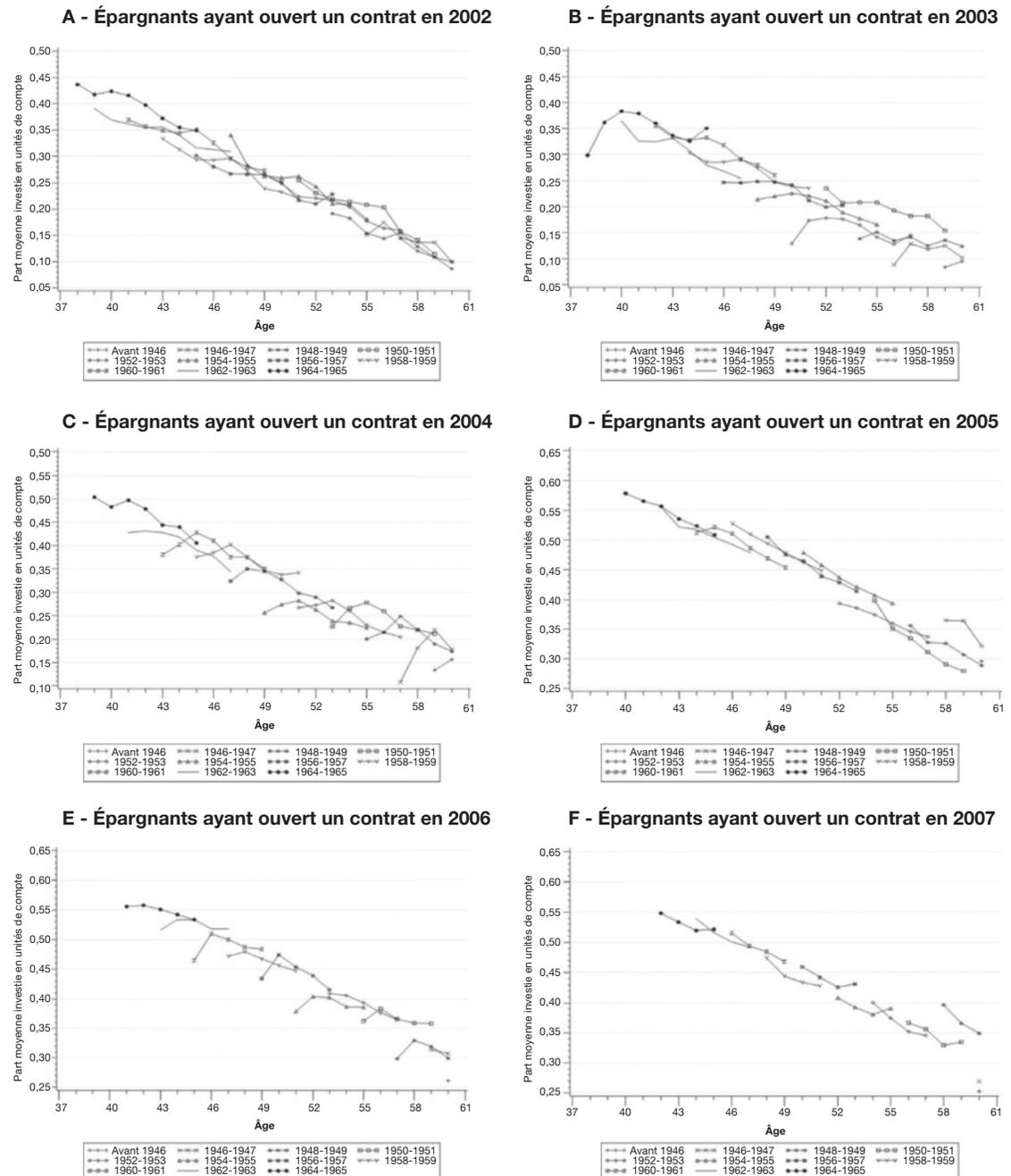
9. L'intérêt de disposer d'un cycle boursier complet apparaît. Si nous n'avions disposé que d'une phase haussière, comme par exemple entre 2002 et 2008, nous n'aurions pu trancher entre un effet temporel croissant et un effet âge également croissant. Ce problème d'identification se pose entre autres pour Ameriks et Zeldes (2004) et Agnew et al. (2003).

10. Ces fonds ont comme objectif de répliquer l'évolution d'un indice boursier, par exemple le CAC 40. La simplicité de leur gestion leur permet de proposer aux investisseurs des frais réduits par rapport aux fonds à gestion active.

Les analyses précédentes ayant montré l'importance de tenir compte de l'année au cours de laquelle l'épargnant souscrit le contrat, les quatre ensembles de variables contiennent des indicatrices de date de souscription. Les ensembles (a) et (b) ne contrôlent pas les effets temps dans l'analyse et estiment les effets de l'âge en contrôlant

par les effets génération sans autres variables de contrôle (ensemble (a)), ou avec des contrôles additionnels (ensemble (b)). Les ensembles (c) et (d) adoptent les hypothèses inverses : les effets génération sont exclus et les effets d'âge sont estimés en contrôlant par les effets temps avec ou sans variables explicatives additionnelles. On

Graphique X
Évolution des parts d'unités de compte selon l'âge par cohortes de naissance et par dates de souscription



Lecture : La part moyenne investie en unités de compte des épargnants nés en 1962-3 ayant ouvert un plan en 2006 était de 30 % à l'âge de 57 ans. Les graphiques des nouveaux souscripteurs de 2008 et 2009 sont omis, faute d'années suffisantes pour évaluer l'évolution de la part d'UC. Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009. Les parts d'UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007. Source : données assureur.

utilise un modèle Tobit : L'annexe 2 détaille le calcul des effets marginaux de variables discrètes pour ce type de modèle. Les résultats détaillés des régressions (b) et (d) sont donnés dans le tableau A de l'annexe 3. Le graphique XI présente les effets marginaux de l'âge dans un modèle Tobit estimé avec les ensembles de variables explicatives (a) à (d). Le profil par âge est décroissant dans les quatre ensembles de contrôles, mais est plus accentué quand les effets temps sont pris en compte et les effets génération exclus que dans la configuration inverse. La baisse est d'environ 7 points de pourcentage tous les 10 ans dans le premier cas et seulement de 1,5 point dans le second cas. L'effet de l'âge (avec pour référence les épargnants âgés de 38 ans) n'est pas statistiquement significatif à tous les âges dans la configuration où les effets génération sont contrôlés alors qu'il l'est dans la configuration inverse (à l'exception des épargnants âgés de 39 ou 40 ans) (cf. annexe 3, tableau A). Conformément à l'analyse du graphique X, la prise en compte des dates d'ouverture aboutit à un profil décroissant

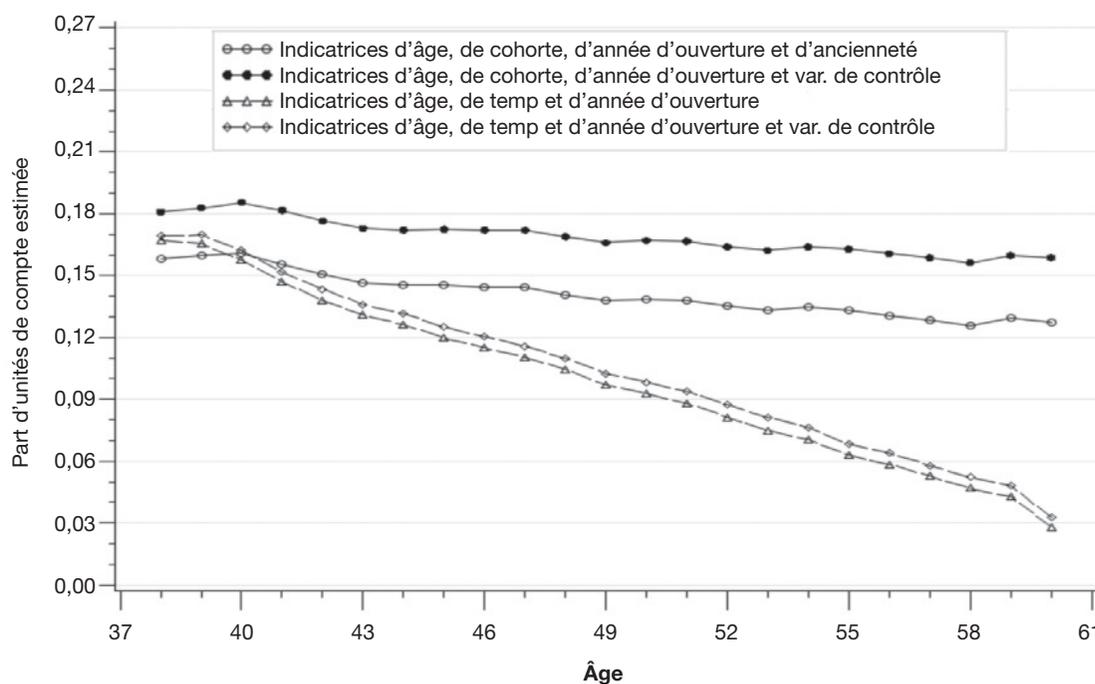
quand les effets générations sont pris en comptes. L'inclusion de contrôles additionnels ne modifie pas la pente mais seulement le niveau.

L'effet de l'âge sur la probabilité de détention n'est pas le même selon que l'on contrôle le temps ou la génération

Il est possible de décomposer la marge totale de variation entre une marge extensive (la probabilité de détention d'UC) et une marge intensive (la part détenue conditionnellement à investir). Nous analysons la marge extensive en régressant l'indicatrice de détention sur les quatre ensembles de contrôles précédemment définis à l'aide d'un modèle Probit. Le graphique XII indique les effets marginaux de l'âge sur la probabilité de détenir des unités de compte. L'annexe 2 présente le calcul des effets marginaux.

L'estimation des effets de l'âge est maintenant très différente selon que les effets temps ou

Graphique XI
Estimation par régression Tobit des effets marginaux de l'âge sur la part d'unités de compte pour différents contrôles

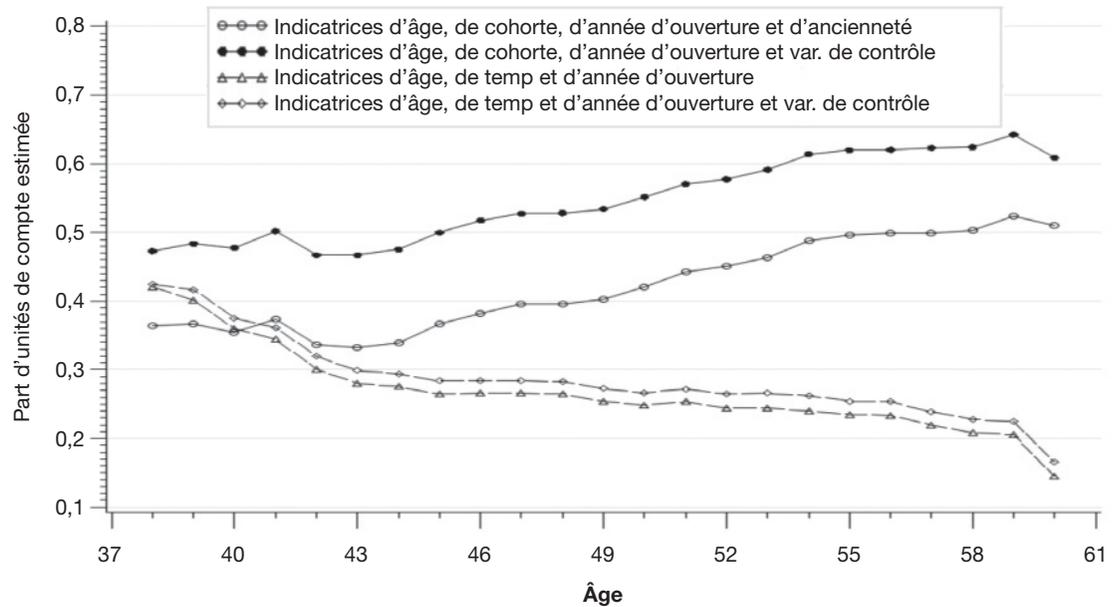


Lecture : ce graphique présente les effets marginaux associés aux indicatrices d'âges dans un modèle où toutes les indicatrices d'âge sont incluses et la constante supprimée. Le graphique indique de combien varie la part moyenne d'unités de compte quand l'âge augmente. Les effets marginaux sont estimés à l'aide d'un modèle de maximum de vraisemblance. Les épargnants âgés de plus de 60 ans sont regroupés avec les 60 ans. L'ancienneté est le nombre d'années écoulées entre l'année d'ouverture du contrat et celle du versement. Par variables de contrôles nous entendons le sexe du souscripteur, sa situation familiale, le nombre d'enfants, son département d'habitation, sa catégorie professionnelle, un indicateur de profil patrimonial et de revenu, le canal de distribution du contrat, le versement annualisé et le nombre annuel de versements.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.
Source : données assureur.

Graphique XII

Estimation des effets marginaux de l'âge sur la probabilité d'investir en unités de compte par régression d'un Probit pour différents contrôles



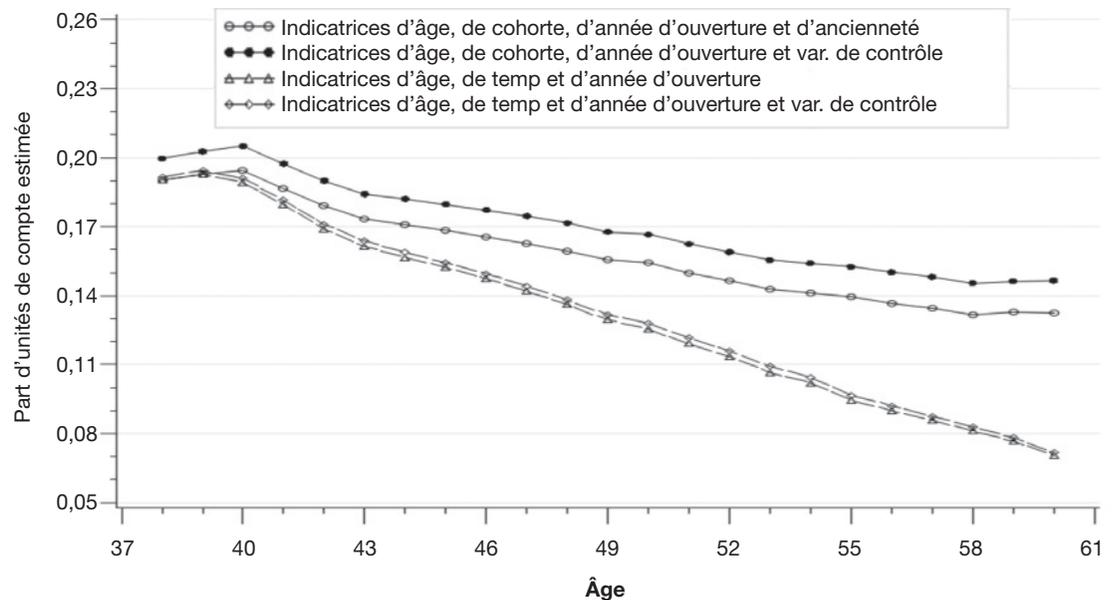
Lecture : ce graphique présente les effets marginaux associés aux indicatrices d'âges dans un modèle où toutes les indicatrices d'âge sont incluses et la constante supprimée. Il indique l'évolution de la probabilité de détenir des unités de compte quand l'âge augmente. Les épargnants âgés de plus de 60 ans sont regroupés avec les 60 ans. L'ancienneté est le nombre d'années écoulées entre l'année d'ouverture du contrat et celle du versement. Les variables de contrôles regroupent le sexe du souscripteur, sa situation familiale, le nombre d'enfants, son département d'habitation, sa catégorie professionnelle, un indicateur de profil patrimonial et de revenu, le canal de distribution du contrat, le versement annualisé et le nombre annuel de versements.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.

Source : données assureur.

Graphique XIII

Estimation par régression Tobit des effets marginaux de l'âge sur la part d'unités de compte, conditionnellement à investir, pour différents contrôles



Lecture : ce graphique présente les effets marginaux associés aux indicatrices d'âges dans un modèle de maximum de vraisemblance où toutes les indicatrices d'âge sont incluses et la constante supprimée. Il indique de combien s'accroît la part d'unités de compte conditionnellement à investir quand l'âge augmente. Les épargnants âgés de 60 ans et plus sont regroupés avec les 60 ans. L'ancienneté est le nombre d'années écoulées entre l'année d'ouverture du contrat et celle du versement. Les variables de contrôles regroupent le sexe du souscripteur, sa situation familiale, le nombre d'enfants, son département d'habitation, sa catégorie professionnelle, un indicateur de profil patrimonial et de revenu, le canal de distribution du contrat, le versement annualisé et le nombre annuel de versements.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.

Source : données assureur.

génération sont contrôlés. Si nous excluons les effets temporels et tenons compte des effets de cohorte, d'année d'ouverture et d'ancienneté, nous observons d'abord une probabilité de détention stable autour de 34 %, puis une progression jusqu'à l'âge de 59 ans avec une probabilité de détention d'environ 52 %, soit un gain de 18 points de pourcentage. L'inclusion de contrôles additionnels ne modifie pas la pente mais seulement le niveau du profil. En revanche, si nous excluons les effets génération, le profil par âge est maintenant décroissant. La probabilité de détention entre 38 et 60 ans passe d'un peu plus de 40 % à 15 %. Aussi l'effet de l'âge (avec pour référence les épargnants âgés de 38 ans), n'est pas statistiquement significatif dans la configuration où les effets génération sont contrôlés, mais l'est en revanche pour les épargnants âgés de 45 ans et plus dans la configuration inverse (cf. annexe 3, tableau B).

Chez les détenteurs d'unités de compte, l'âge a un effet négatif sur la part risquée

Le graphique XIII présente les effets marginaux de l'âge sur la part d'UC conditionnellement à investir en UC à l'aide d'un modèle Tobit (voir comme précédemment l'annexe 2 pour le mode de calcul des effets marginaux).

Nous obtenons un profil similaire à celui de la marge totale du graphique XI. Le profil par âge est décroissant à partir de 40 ans pour tous les ensembles de contrôles. La part investie en UC baisse d'environ 3 points de pourcentage tous les 10 ans quand les effets temporels ne sont pas contrôlés et 6 points quand les effets génération ne le sont pas. Comparativement aux épargnants âgés de 38 ans, l'effet de l'âge n'est statistiquement significatif que pour les épargnants âgés de 41 ans et plus dans la configuration où les effets de temps sont contrôlés, et de 43 ans et plus dans la configuration inverse (cf. annexe 3, tableau C).

En conclusion, les graphiques XI à XIII font ressortir certaines différences selon que les effets génération ou temporels sont contrôlés. L'effet de l'âge sur la part investie en UC, inconditionnelle dans le graphique XI ou conditionnelle dans le graphique XIII, est négatif quelle que soit la configuration retenue mais la pente est plus forte quand les effets génération ne sont pas contrôlés. La probabilité de détenir

des actifs risqués diminue également avec l'âge quand les effets génération ne sont pas contrôlés mais augmente cette fois quand ils sont pris en compte (cf. graphique XII). Il est difficile de départager ces deux représentations des effets d'âge *prima facie*. Les générations plus âgées sont moins fréquemment détentrices d'actifs risqués, ce qui peut représenter un effet génération authentique qu'il convient de contrôler (l'effet de l'âge s'affaiblit dans ce cas, et devient même positif dans le Probit), mais ce qui peut aussi révéler un effet de l'âge décroissant. Nous pouvons pousser un peu plus loin l'investigation en nous penchant sur les profils de la part d'UC expliqués par les effets génération, année d'observation et année de souscription.

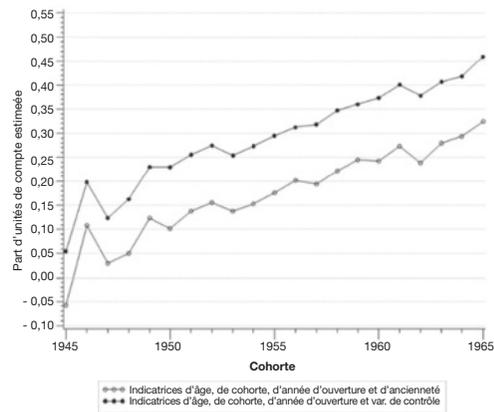
Le graphique XIV présente les effets marginaux sur la part investie en UC des indicatrices de cohorte, d'année d'ouverture, et d'année d'observation dans les régressions Probit estimant la probabilité d'investir en UC et dans les régressions Tobit de la part d'UC conditionnellement à investir en UC. Les effets génération et année de souscription sont susceptibles de l'interprétation suivante. Les premiers indiquent un plus grand investissement des générations jeunes que des générations plus âgées pour des raisons vraisemblablement liées à des différences de niveau d'éducation ou de richesse évoquées précédemment. La probabilité de détenir des UC gagne environ 15 points de pourcentage entre des générations séparées de 10 ans. Conditionnellement à acheter des UC, la part d'UC est ensuite peu différente d'une génération à l'autre, avec un écart d'environ 2 points de pourcentage entre des générations séparées de 10 ans. Les effets de l'année de souscription reproduisent fidèlement le cycle boursier et reflètent l'impact de la performance boursière récente sur les choix d'investissement à l'ouverture du contrat.

Les effets temporels sont en revanche bien plus difficiles à interpréter. Ils ne sont pas reliés au cycle boursier une fois tenu compte des effets de la date d'ouverture et ont un profil qui semble aléatoire. Au-delà des fluctuations de court-terme, la probabilité de détention présente une légère tendance à la baisse entre 2002 et 2009. Cette tendance est difficilement rationalisable comme on l'a vu précédemment. Enfin, la variabilité de la part investie en UC conditionnelle est faible, avec une magnitude maximale d'un point de pourcentage sur l'ensemble de la période. Il semble par conséquent que nous perdions peu de pouvoir explicatif en ignorant les effets temporels purs (une fois pris en compte les effets de l'année d'ouverture).

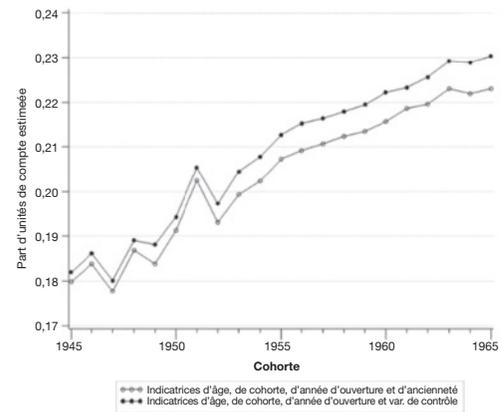
Graphique XIV

Représentation graphique des effets marginaux de la date de naissance, de l'année de souscription et de l'année d'observation sur la probabilité de détenir des parts d'UC et sur la part investie en UC conditionnellement à investir

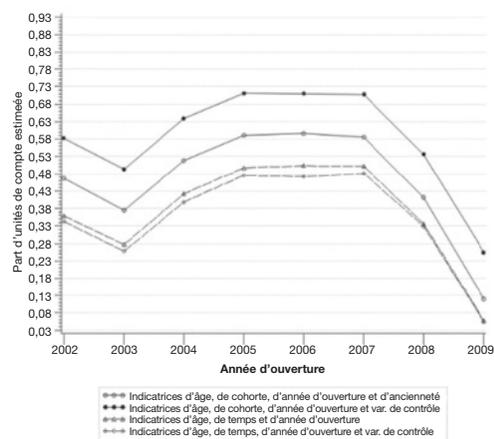
A - Estimation par régression d'un Probit des effets marginaux de l'année de naissance sur la probabilité d'investir en UC



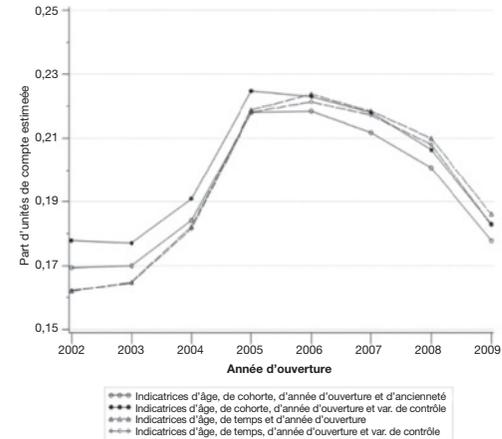
B - Estimation par régression d'un Tobit des effets marginaux de l'année de naissance sur la part d'UC, conditionnellement à investir en UC



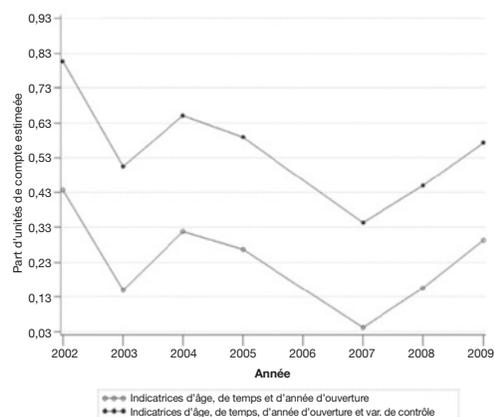
C - Estimation par régression d'un Probit des effets marginaux de l'année de souscription sur la probabilité d'investir en UC



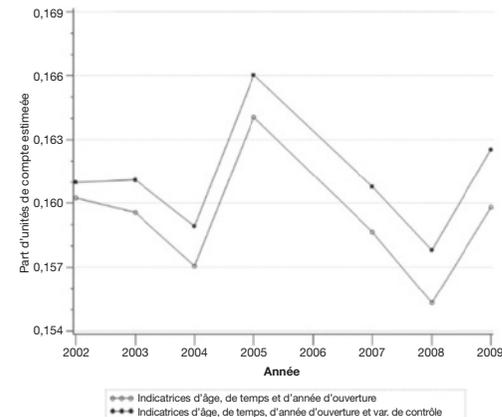
D - Estimation par régression d'un Tobit des effets marginaux de l'année de souscription sur la part d'UC, conditionnellement à investir en UC



E - Estimation par régression d'un Probit des effets marginaux de l'année d'observation sur la probabilité d'investir en UC



F - Estimation par régression d'un Tobit des effets marginaux de l'année d'observation sur la part d'UC, conditionnellement à investir en UC



Lecture : on a représenté les effets marginaux sur la part investie en UC des indicatrices de cohorte (1^{ère} ligne), d'année d'ouverture (2^e ligne) et d'année d'observation (3^e ligne) dans les régressions Probit estimant la probabilité d'investir en UC (1^{ère} colonne) et dans les régressions Tobit de la part d'UC conditionnellement à acheter des UC (2^e colonne). Les parts d'UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Si nous retenons cette dernière configuration, nous pouvons en conclure que la probabilité de détention d'UC croît avec l'âge d'environ 12 points de pourcentage entre 40 et 60 ans (cf. graphique XII), et que la part investie en UC conditionnellement à investir décroît avec l'âge d'environ 6 points de pourcentage entre 40 et 60 ans (cf. graphique XIII).

*
* *

L'analyse d'un panel d'épargnants d'un assureur français montre une forte sensibilité des choix d'investissement à la conjoncture financière l'année d'ouverture du plan suivie par une inertie marquée des choix ultérieurs. Nous contrôlons cet effet dans l'analyse de l'impact

de l'âge sur la part risquée en incluant dans les contrôles des indicatrices d'année d'ouverture de contrat. L'analyse des effets marginaux nous conduit ensuite à retenir une configuration dans laquelle les effets temporels purs sont exclus et les effets génération et âge sont inclus. Nous trouvons alors que la probabilité de détenir des titres risqués s'accroît avec l'âge mais que la part risquée des investisseurs détenant une part positive décroît avec cette même caractéristique. La détention moyenne par âge, conjuguée des deux précédents effets, présente un profil faiblement décroissant. Au total, les épargnants détenant des actifs risqués les vendent graduellement à l'approche de la retraite. L'amplitude de la baisse est cependant insuffisante pour amener la part investie de la sorte à zéro à l'approche de la retraite. □

BIBLIOGRAPHIE

Agnew J., Balduzzi P. et A. Sunden (2003), « Portfolio choice and trading in a large 401(k) plan », *American Economic Review*, vol. 93, n° 1, pp. 193-215.

Ameriks J. et Zeldes S. (2004), « How Do Household Portfolio Shares Vary with Age ? », document de travail de l'Université de Columbia.

Arrondel L. et A. Masson (2003), « Stockholding in France » in *Stockholding in Europe*, éd. par Guiso L., Haliassos M. et Jappelli T., Hampshire, Palgrave Macmillan Publishers, pp. 75-109.

Barberis N. (2000), « Investing for the Long-Run when Returns are Predictable », *Journal of Finance*, vol. 55, n° 1, pp. 225-64.

Bodie Z., Merton R. C. et Samuelson W. F. (1992), « Labor supply flexibility and portfolio choice in a life cycle model », *Journal of Economic Dynamics and Control*, n° 16, pp. 427-449.

Bogan V. (2008), « Stock Market Participation and the Internet », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 43, n° 1, pp. 191-211.

Campbell J. (2006), « Household Finance » *Journal of Finance* 61, pp. 1553-1604.

Campbell J. et R. Shiller (1988), « Stock prices, earnings, and expected dividends », *Journal of Finance*, n° 43, pp. 661-676.

Campbell J. et L. Viceira (1999), « Consumption and Portfolio Decisions When Expected Returns Are Time Varying », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n° 2, pp. 433-95.

Carbonnier C., Direr A. et Slimani-Houti I. (2014), « Do Savers Respond to Tax Incentives? The Case of Retirement Savings », *Annals of Economics and statistics*, à venir.

Case K., Shiller R. et Thompson A. (2012), « What Have They Been Thinking? Home Buyer Behavior in Hot and Cold Markets », *document de travail NBER*, n° 18400.

Chaput H., Luu Kim K.-H., Salembier L. et Solard J. (2010), « Patrimoine des ménages début 2010 : une recomposition au détriment de l'épargne-logement », *Insee Première*, n° 1325.

Coile C. et Milligan K. (2009), « How household portfolios evolve after retirement: the effect of ageing and health shocks », *Review of Income and Wealth*, vol. 55 n° 2, pp. 226-248.

Cour des Comptes (2012), « La politique en faveur de l'assurance vie », Rapport public thématique.

Direr A. et Visser M. (2013), « Portfolio Choice and Financial Advice », *Finance* n° 34, pp. 35-64.

Evain F. et Amar M. (2006), « Les indépendants », *Insee Première*, n° 1084.

- Fama E. et French K. (1988)**, « Dividend yields and expected stock returns », *Journal of Financial Economics*, n° 22, pp. 3-27.
- Guiso L., Haliassos M., et Jappelli T. (2003)**, « Stockholding in Europe: Where Do We Stand and Where Do We Go? », *Economic Policy*, n° 18, pp. 123-170.
- Jiang G., Yao T. et T. Yu (2007)**, « Do mutual funds time the market? Evidence from portfolio holdings », *Journal of Financial Economics* n° 86, pp. 724-758.
- Koijen R. et Van Nieuwerburgh S. (2007)**, « Market Efficiency and Return Predictability » document de travail, Université de Tilburg.
- El Mekkaoui-De Freitas N., Lavigne A. et Mahieu R. (2001)**, « La détention d'actifs risqués selon l'âge : une étude économétrique », *Revue d'Économie Politique*, n° 111, pp. 59-78.
- Greenwood R. et Shleifer A. (2013)**, « Expectation of Returns and Expected Returns », *document de travail NBER*, n° 18686.
- Maarten V. R., Lusardi A., et Alessie R. (2011)**, « Financial Literacy and Stock Market Participation », *Journal of Financial Economics*, vol. 101(2), pp. 449-472.
- Merton R. (1969)**, « Lifetime portfolio selection under uncertainty: The continuous time case », *Review of Economics and Statistics* vol. 51, n° 3, pp. 247-257.
- Nagel S. et Malmendier U. (2011)**, « Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking », *Quarterly Journal of economics*, vol. 126, n° 1, pp. 373-416.
- Pansard F. (2005)**, « Les tendances du patrimoine financier des ménages français » *Revue mensuelle de l'Autorité des Marchés Financiers*, n° 13.
- Poterba J. et Samwick A. (1997)**, « Household Portfolio Allocation over the Life Cycle », *document de travail NBER*, n° 6185.
- Samuelson P. (1963)**, « Risk and Uncertainty: A Fallacy of Large Numbers », *Scientia*, n° 98, pp. 108-113.
- Samuelson P. (1969)**, « Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming », *Review of Economic and Statistics*, n° 51, pp. 239-246.
- Samuelson P. (1991)**, « Long-run risk tolerance when equity returns are mean regressing: pseudo paradoxes and vindication of businessman's risk », dans *Money, macro economics and economic policy: essays in honour of James Tobin*, éd. par Brainard W.C, Dorhaus W.D. et Watts H.W, pp. 181-200, Cambridge (Massachusetts), Londres (Royaume-Uni), The MIT Press.
- Viceira L. (2001)**, « Optimal portfolio choice for long-horizon investors with nontradable labour income », *Journal of Finance*, vol. 56, n° 2, pp. 433-470.

LES VARIABLES EXPLICATIVES DE LA BASE

Les variables de contrôles utilisées dans les régressions économétriques et nécessitant une définition sont les suivantes :

- Segmentation marketing : classification des épargnants sur la base de critère géo-socio-professionnels.
- Revenu : nous disposons pour chaque client d'un indice de revenu produit par le service marketing. Plus l'indice est élevé et plus le revenu estimé du client l'est également. Cet indice permet de construire la variable indicatrice revenu supérieur qui prend la valeur 1 si l'indice est supérieur au 9^e décile.
- Profil patrimonial : les clients sont segmentés en différentes catégories patrimoniales selon l'importance du patrimoine investi chez l'assureur et le type de gestion choisi.
- Versement annualisé : versements totaux sur l'année civile.
- Nombre de versements : nombre de versements par an. Compris entre 1 et 12.

- Canal de distribution : les contrats d'épargne sont souscrits à travers deux canaux de distribution, les agents généraux et les agents spécialisés en assurance des personnes (ASAP). Les deux réseaux sont composés d'entrepreneurs indépendants bénéficiant d'un mandat exclusif avec l'assureur. Les premiers gèrent une agence et vendent l'ensemble des produits d'assurance et d'épargne de l'assureur. La plupart d'entre eux font cependant la majeure partie de leur chiffre d'affaires en assurance des biens et des personnes plutôt que sur le segment de l'épargne. Les seconds sont spécialisés dans les domaines de la retraite, de l'épargne et des placements financiers. Leurs clients sont des professions libérales, chefs d'entreprises ou cadres supérieurs et détiennent un patrimoine relativement important.
 - L'ancienneté du contrat : désigne le nombre d'années écoulées entre l'année d'ouverture du contrat et l'année d'observation.
-

**CALCUL DES EFFETS MARGINAUX D'UNE VARIABLE DISCRÈTE
DANS LE CAS D'UN TOBIT ET D'UN PROBIT**

Les graphiques XI à XIII présentent les effets marginaux sur la part investie en UC des indicatrices d'âge. Les formules habituelles des effets marginaux s'appliquent aux variables continues et non aux variables discrètes. Dans le cas d'un Tobit, l'effet marginal (em) associé à la variable indicatrice X^k pour la part en UC de l'observation i (un individu j pour une année observée t) est obtenu en mesurant l'impact de la variation totale de X^k sur la prédiction de Y_i :

$$em_i(X^k) = E(Y_i|X_i^k=1) - E(Y_i|X_i^k=0)$$

Nous pouvons alors déduire l'effet marginal moyen de l'échantillon en prenant la moyenne des effets marginaux individuels :

$$em(X^k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N em_i(X^k)$$

Les effets marginaux ainsi calculés sont reportés dans le graphique XI. Nous adoptons la même démarche pour le calcul des effets marginaux conditionnellement à acheter des UC. L'effet marginal individuel emc s'écrit :

$$emc_i(X^k) = E(Y_i|Y_i>0, X_i^k=1) - E(Y_i|Y_i>0, X_i^k=0)$$

Les effets marginaux reportés dans le graphique XIII sont les moyennes arithmétiques des effets marginaux individuels. De façon similaire, les effets marginaux individuels dans le Probit s'écrivent :

$$emt_i(X^k) = \text{Prob}(Z_i=1|X_i^k=1) - \text{Prob}(Z_i=1|X_i^k=0),$$

avec $Z_i=1$ si la part en UC associée à l'observation i est strictement positive et $Z_i=0$ sinon. Les effets marginaux présentés dans le graphique XII sont les moyennes des effets individuels calculés sur toutes les observations.

**RÉGRESSIONS SUR LES PARTS INVESTIES EN UNITÉS DE COMPTE ET SUR LA PROBABILITÉ
D'INVESTIR EN UNITÉS DE COMPTE**

Tableau A
Régression Tobit sur les parts investies en unités de compte

Variables	Effets cohortes exclus	Effets temps exclus
Constante	0,466*** (0,0196)	0,4563*** (0,0197)
Âge (référence : 38 ans)		
39 ans	0,002 (0,0198)	0,0053 (0,0203)
40 ans	- 0,0106 (0,0184)	0,014 (0,0203)
41 ans	- 0,0382** (0,0185)	0,0028 (0,0227)
42 ans	- 0,054*** (0,0174)	- 0,0052 (0,024)
43 ans	- 0,0728*** (0,0167)	- 0,0142 (0,2666)
44 ans	- 0,085*** (0,0167)	- 0,0168 (0,0298)
45 ans	- 0,1027*** (0,0167)	- 0,0177 (0,0333)
46 ans	- 0,1152*** (0,0167)	- 0,0198 (0,0369)
47 ans	- 0,1272*** (0,0167)	- 0,0209 (0,0404)
48 ans	- 0,1433*** (0,0167)	- 0,0295 (0,0441)
49 ans	- 0,1626*** (0,0167)	- 0,0379 (0,0478)
50 ans	- 0,1741*** (0,0167)	- 0,0358 (0,0515)
51 ans	- 0,1853*** (0,0168)	- 0,0373 (0,0553)
52 ans	- 0,2043*** (0,0168)	- 0,045 (0,059)
53 ans	- 0,2202*** (0,0169)	- 0,05 (0,0629)
54 ans	- 0,2319*** (0,017)	- 0,0462 (0,0668)
55 ans	- 0,2513*** (0,017)	- 0,0495 (0,0707)
56 ans	- 0,264*** (0,017)	- 0,553 (0,0745)
57 ans	- 0,2784*** (0,0172)	- 0,0606 (0,0782)
58 ans	- 0,2938*** (0,0175)	- 0,0668 (0,0822)
59 ans	- 0,3038*** (0,0178)	- 0,0579 (0,0861)
60 ans	- 0,3435*** (0,0169)	- 0,06 (0,0933)
Sexe (référence : homme)		
Femme	- 0,0174*** (0,0024)	- 0,0174*** (0,0024)
Situation familiale (référence : célibataire, divorcé ou veuf)		
Concubin ou marié	0,0041 (0,0027)	0,0038 (0,0026)
Autre	- 0,0385*** (0,0041)	- 0,0391*** (0,0041)
Enfant (référence : non)		
Oui	0,0043 (0,0026)	0,0043* (0,0026)
CSP (référence : artisans commerçants)		
Professions libérales	0,02133*** (0,0037)	- 0,007 (0,0094)
Chefs d'entreprise et cadres supérieurs	0,018*** (0,005)	0,0099* (0,0055)
Agriculteurs et autres	0,0123** (0,0053)	- 0,0028 (0,0038)
Segmentation marketing (référence : classe moyenne)		
Beaux quartiers	0,0111** (0,0047)	0,0115** (0,0047)
Classe moyenne aisée	- 0,0102** (0,0048)	- 0,0104** (0,0048)
Petits logements de ville	0,0055 (0,0046)	0,0054 (0,0046)
Ouvriers touchés par le chômage	- 0,0018 (0,0063)	- 0,0014 (0,0063)
Retraités	0,0017 (0,0074)	0,0011 (0,0074)
Camp, et zones agricoles	- 0,0047 (0,0044)	- 0,0046 (0,0043)
Autres	- 0,006 (0,0048)	- 0,0064 (0,0048) →

Tableau A (suite)

Variables	Effets cohortes exclus	Effets temps exclus
Constante	0,466*** (0,0196)	0,4563*** (0,0197)
Âge (référence : 38 ans)		
Revenu (référence : revenu inférieur)		
Revenu supérieur	0,0153*** (0,0047)	0,0151*** (0,0047)
Profil patrimonial (référence : mass market)		
Affluent sup	- 0,0058 (0,0095)	- 0,007 (0,0095)
Programme Exclusif	0,0107* (0,0055)	0,01* (0,0055)
Affluent	- 0,0015 (0,0038)	- 0,0028 (0,0038)
Versement annualisé	- 0,006*** (0,001)	- 0,0062*** (0,001)
Nombre de versements	0,0011*** (0,0004)	0,0009** (0,0004)
Canal de distribution (référence : agents généraux)		
Agents spécialisés en assurance des personnes	0,027*** (0,0029)	0,0269*** (0,003)
Année d'ouverture (référence : 2002)		
2003	- 0,0301*** (0,0037)	- 0,0396*** (0,0055)
2004	0,0737*** (0,004)	0,0574*** (0,0088)
2005	0,2041*** (0,0043)	0,1815*** (0,0125)
2006	0,2148*** (0,0039)	0,1807*** (0,0161)
2007	0,207*** (0,0044)	0,1662*** (0,02)
2008	0,0991*** (0,0054)	0,0498** (0,0241)
2009	- 0,0952*** (0,0136)	- 0,147*** (0,0306)
Indicatrices d'année d'observation	Oui	Non
Indicatrices de cohorte de naissance	Non	Oui
Indicatrices d'ancienneté du contrat	Non	Oui
Indicatrices de département	oui	Oui
Nombre d'observations (AIC)	34 188 (1 947)	34 188 (1 954)

Lecture : on a fait figurer dans ce tableau les résultats d'un modèle Tobit expliquant la part investie en unités de compte. Les variables explicatives sont décrites dans l'annexe 1. La première colonne (« Effets cohortes exclus ») inclut toutes les variables explicatives dont les indicatrices de temps, exceptées les indicatrices de cohorte de naissance et d'années d'ancienneté du contrat. La deuxième colonne (« Effets temps exclus ») inclut toutes les variables explicatives dont les indicatrices de cohorte, exceptées les indicatrices de temps. Les effets marginaux des indicatrices d'âge sont reportés sur le graphique XI.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %. Entre parenthèses : écart type. AIC : Critère d'information d'Akaike.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006, pour laquelle les parts d'UC sont manquantes.

Source : données assureur.

Tableau B
Régression Probit sur la probabilité d'investir en unités de compte

Variables	Effets cohortes exclus	Effets temps exclus
Constante	1,2132*** (0,1305)	1,1569*** (0,1302)
Âge (référence : 38 ans)		
39 ans	- 0,0405 (0,145)	0,0008 (0,1476)
40 ans	- 0,1273 (0,1355)	0,0005 (0,1464)
41 ans	- 0,1686 (0,1355)	0,0599 (0,1608)
42 ans	- 0,1538 (0,1296)	0,0988 (0,1679)
43 ans	- 0,1706 (0,1263)	0,1232 (0,1818)
44 ans	- 0,1768 (0,1243)	0,1466 (0,1996)
45 ans	0,238* (0,124)	0,1915 (0,2213)
46 ans	- 0,249** (0,1243)	0,2309 (0,2432)
47 ans	- 0,2396* (0,1243)	0,2843 (0,2651)
48 ans	- 0,249** (0,1242)	0,2887 (0,2875)
49 ans	- 0,2869** (0,1241)	0,2988 (0,3103)
50 ans	- 0,316*** (0,1241)	0,3425 (0,3335)
51 ans	- 0,2868** (0,1244)	0,4192 (0,3571)
52 ans	- 0,3267*** (0,1246)	0,4277 (0,3807)
53 ans	- 0,3299*** (0,1251)	0,4615 (0,4048)
54 ans	- 0,3469*** (0,1257)	0,5285 (0,4290)
55 ans	- 0,3791*** (0,126)	0,5477 (0,4535)
56 ans	- 0,3881*** (0,1268)	0,5638 (0,4779)
57 ans	- 0,4419*** (0,1215)	0,5615 (0,5009)
58 ans	- 0,4839*** (0,1291)	0,5644 (0,5252)
59 ans	- 0,4933*** (0,1313)	0,6316 (0,5502)
60 ans	- 0,7187*** (0,124)	0,6229 (0,5969)
Sexe (référence : homme)		
Femme	- 0,0845*** (0,0188)	- 0,083*** (0,0188)
Situation familiale (référence : célibataire, divorcé ou veuf)		
Concubin ou marié	- 0,0145 (0,021)	- 0,018 (0,0210)
Autre	- 0,1548*** (0,029)	- 0,165*** (0,0290)
Enfant (référence : non)		
Oui	0,0717*** (0,0203)	0,0702*** (0,0203)
CSP (référence : artisans commerçants)		
Professions libérales	0,1618*** (0,0272)	0,1647*** (0,0272)
Chefs d'entreprise et cadres supérieurs	0,1077*** (0,038)	0,103*** (0,0380)
Agriculteurs et autres	0,1685*** (0,0379)	0,1637*** (0,0379)
Segmentation marketing (référence : classe moyenne)		
Beaux quartiers	0,0957*** (0,0357)	0,1017*** (0,0358)
Classe moyenne aisée	- 0,0384 (0,0358)	- 0,036 (0,0358)
Petits logements de ville	0,0339 (0,0338)	- 0,0372 (0,0338)
Ouvriers touchés par le chômage	0,0719 (0,0479)	0,0796* (0,0480)
Retraités	0,0467 (0,0562)	0,0447 (0,0564)
Camp, et zones agricoles	0,0017 (0,0325)	0,0030 (0,0325)
Autres	- 0,0468 (0,0354)	- 0,047 (0,0354)
Revenu (référence : revenu inférieur)		
Revenu supérieur	- 0,0344 (0,0352)	- 0,036 (0,0353)
Profil patrimonial (référence : mass market)		
Affluent sup	- 0,1649** (0,0658)	- 0,168** (0,0662)
Programme Exclusif	0,209*** (0,045)	0,2010*** (0,0454)
Affluent	0,0424 (0,0282)	0,0263 (0,0287) →

Tableau B (suite)

Variables	Effets cohortes exclus	Effets temps exclus
Constante	1,2132*** (0,1305)	1,1569*** (0,1302)
Âge (référence : 38 ans)		
Versement annualisé	- 0,0513*** (0,0076)	- 0,051*** (0,0076)
Nombre de versements	0,0168*** (0,0029)	0,0164*** (0,0030)
Canal de distribution (référence : agents généraux)		
Agents spécialisés en assurance des personnes	0,0601*** (0,0205)	0,0594*** (0,0205)
Année d'ouverture (référence : 2002)		
2003	- 0,251*** (0,0243)	- 0,295*** (0,0359)
2004	0,2371*** (0,0285)	0,1811*** (0,0576)
2005	0,6782*** (0,0361)	0,6094*** (0,0831)
2006	0,7439*** (0,0319)	0,6624*** (0,1041)
2007	0,7634*** (0,0386)	0,6449*** (0,1300)
2008	- 0,013 (0,0377)	- 0,163 (0,1538)
2009	- 0,774*** (0,0819)	- 0,974*** (0,1923)
Indicatrices d'année d'observation	oui	non
Indicatrices de cohorte de naissance	non	oui
Indicatrices d'ancienneté du contrat	non	oui
Indicatrices de département	oui	oui
Nombre d'observations (AIC)	34 188 (27 792)	34 188 (27 803)

Lecture : on a fait figurer dans ce tableau les résultats d'un modèle Probit déterminant la probabilité d'investir en unités de compte. Les variables explicatives sont décrites dans l'annexe 1. La première colonne (« Effets cohortes exclus ») inclut toutes les variables explicatives dont les indicatrices de temps, exceptées les indicatrices de cohorte de naissance et d'années d'ancienneté du contrat. La deuxième colonne (« Effets temps exclus ») inclut toutes les variables explicatives dont les indicatrices de cohorte, exceptées les indicatrices de temps. Les effets marginaux des indicatrices d'âge sont reportés sur le graphique XII.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %. Entre parenthèses : écart type. AIC : Critère d'information d'Akaike.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006, pour laquelle les parts d'UC sont manquantes.

Source : données assureur.

Tableau C
Régression Tobit sur les parts investies en unités de compte, conditionnellement à investir

Variables	Effets cohortes exclus	Effets temps exclus
Constante	0,5002*** (0,0109)	0,5003*** (0,0110)
Âge (référence : 38 ans)		
39 ans	0,0081 (0,0124)	0,0079 (0,0127)
40 ans	0,0025 (0,0115)	0,0157 (0,0129)
41 ans	- 0,024** (0,0115)	- 0,0056 (0,0146)
42 ans	- 0,048*** (0,0108)	- 0,0224 (0,0156)
43 ans	- 0,067*** (0,0105)	- 0,0370** (0,0175)
44 ans	- 0,080*** (0,0104)	- 0,0435** (0,0197)
45 ans	- 0,093*** (0,0104)	- 0,0506** (0,0221)
46 ans	- 0,107*** (0,0104)	- 0,0590** (0,0246)
47 ans	- 0,122*** (0,0104)	- 0,0670** (0,0271)
48 ans	- 0,139*** (0,0104)	- 0,0764*** (0,0296)
49 ans	- 0,156*** (0,0104)	- 0,0871*** (0,0321)
50 ans	- 0,167*** (0,0104)	- 0,0910*** (0,0347)
51 ans	- 0,184*** (0,0104)	- 0,1026*** (0,0373)
52 ans	- 0,199*** (0,0105)	- 0,1118*** (0,0399)
53 ans	- 0,218*** (0,0105)	- 0,1220*** (0,0425)
54 ans	- 0,230*** (0,0105)	- 0,1264*** (0,0451)
55 ans	- 0,251*** (0,0106)	- 0,1316*** (0,0478)
56 ans	- 0,263*** (0,0107)	- 0,1390*** (0,0504)
57 ans	- 0,275*** (0,0107)	- 0,1445*** (0,0529)
58 ans	- 0,287*** (0,0109)	- 0,1510*** (0,0556)
59 ans	- 0,299*** (0,0111)	- 0,1490** (0,0583)
60 ans	- 0,317*** (0,0106)	- 0,1493** (0,0632)
Sexe (référence : homme)		
Femme	- 0,010*** (0,0014)	- 0,0109*** (0,0014)
Situation familiale (référence : célibataire, divorcé ou veuf)		
Concubin ou marié	0,0073 (0,0016)	0,0072*** (0,0016)
Autre	- 0,010*** (0,0024)	- 0,0109*** (0,0024)
Enfant (référence : non)		
Oui	- 0,002* (0,0015)	- 0,0028* (0,0015)
CSP (référence : artisans commerçants)		
Professions libérales	0,0054** (0,0022)	0,0054** (0,0022)
Chefs d'entreprise et cadres supérieurs	0,0050 (0,0030)	0,0046 (0,0030)
Agriculteurs et autres	- 0,0007 (0,0030)	- 0,0005 (0,0030)
Segmentation marketing (référence : classe moyenne)		
Beaux quartiers	0,0024 (0,0028)	0,0025 (0,0028)
Classe moyenne aisée	- 0,008*** (0,0029)	- 0,0083*** (0,0029)
Petits logements de ville	- 0,001 (0,0027)	- 0,0010 (0,0027)
Ouvriers touchés par le chômage	- 0,005 (0,0038)	- 0,0061 (0,0038)
Retraités	- 0,005 (0,0043)	- 0,0051 (0,0043)
Camp, et zones agricoles	- 0,005** (0,0026)	- 0,0053** (0,0026)
Autres	0,0004 (0,0028)	0,0003 (0,0028)
Revenu (référence : revenu inférieur)		
Revenu supérieur	0,0123*** (0,0026)	0,0125*** (0,0026)
Profil patrimonial (référence : mass market)		
Affluent sup	0,0075 (0,0060)	0,00706 (0,0060)
Programme Exclusif	0,0023 (0,0032)	0,0026 (0,0032)
Affluent	- 0,006*** (0,0023)	- 0,0068*** (0,0023) →

Tableau C (suite)

Variables	Effets cohortes exclus	Effets temps exclus
Constante	0,5002*** (0,0109)	0,5003*** (0,0110)
Âge (référence : 38 ans)		
Versement annualisé	- 0,0008 (0,0006)	- 0,0010* (0,0006)
Nombre de versements	- 0,0007*** (0,0002)	- 0,0010*** (0,0002)
Canal de distribution (référence : agents généraux)		
Agents spécialisés en assurance des personnes	0,0138*** (0,0016)	0,0137*** (0,0016)
Année d'ouverture (référence : 2002)		
2003	0,0067*** (0,0024)	0,00002 (0,0037)
2004	0,0520*** (0,0024)	0,0372*** (0,0059)
2005	0,1522*** (0,0027)	0,1301*** (0,0084)
2006	0,1610*** (0,0025)	0,1262*** (0,0109)
2007	0,1492*** (0,0028)	0,1121*** (0,0136)
2008	0,1233*** (0,0034)	0,0806*** (0,0163)
2009	0,0067*** (0,0024)	0,0155 (0,0212)
Indicatrices d'année d'observation	oui	non
Indicatrices de cohorte de naissance	non	oui
Indicatrices d'ancienneté du contrat	non	oui
Indicatrices de département	oui	oui
Nombre d'observations (AIC)	28 496 (- 15 364)	28 496 (- 15 401)

Lecture : on a fait figurer dans ce tableau les résultats d'un modèle Tobit expliquant la part investie en unités de compte, conditionnellement à investir. Les variables explicatives sont décrites dans l'annexe 1. La première colonne (« Effets cohortes exclus ») inclut toutes les variables explicatives dont les indicatrices de temps, exceptées les indicatrices de cohorte de naissance et d'années d'ancienneté du contrat. La deuxième colonne (« Effets temps exclus ») inclut toutes les variables explicatives dont les indicatrices de cohorte, exceptées les indicatrices de temps. Les effets marginaux des indicatrices d'âge sont reportés sur le graphique XIII.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %. Entre parenthèses : écart type. AIC : Critère d'information d'Akaike.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006, pour laquelle les parts d'UC sont manquantes.

Source : données assureur.

Constitution d'un revenu complémentaire de retraite: quels sont les facteurs déterminants?

Najat El Mekkaoui de Freitas* et Bérangère Legendre**

Quels sont les facteurs déterminants de la détention de produits d'épargne de long terme par les ménages dans une optique de financement complémentaire de la retraite ?

Une analyse économétrique des taux de détention des produits d'épargne retraite et d'assurance vie à partir des données de la dernière enquête *Patrimoine* donne quelques éléments de réponse. Cette enquête intègre en effet les nouveaux produits d'épargne spécifiquement dédiés au financement complémentaire de la retraite mis en place à la suite de la réforme du système de retraite de 2003.

Nous montrons à l'aide de modèles de décision (probits bivariés) que les détentions d'assurances vie et d'épargne retraite sont complémentaires et guidées par les mêmes facteurs. L'âge et la composition du ménage restent des déterminants primordiaux des comportements de détention : les plus jeunes contractent moins fréquemment ce type de produits, tandis que les couples ont un motif supplémentaire pour constituer une épargne à long terme : la protection du conjoint survivant. Les travailleurs indépendants, qu'ils soient encore en activité ou non, souscrivent également plus fréquemment que les salariés du secteur privé à des produits d'épargne mobilisables pour le financement de la retraite.

Par ailleurs, après contrôle du niveau de vie du ménage d'appartenance, ne pas être diplômé démontre un impact significatif et négatif relativement important sur la détention d'assurances vie et de contrats d'épargne retraite : cela accroît la probabilité de ne détenir aucun produit d'épargne mobilisable pour la retraite de près de 8 %. Dans ce contexte, le dispositif d'information retraite, en tant que complément à l'éducation économique et financière de base, pourrait s'avérer un outil efficace pour inciter à la détention d'assurance vie pour motif retraite et d'épargne retraite.

Rappel :

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

* PSL Université Paris-Dauphine, LEDa, F-75016 Paris, France ; IRD, UMR225-DIAL, F-75010, Paris, France ; Oxford University, Smith School of Enterprise and the Environment ; Netspar.
email: najat.el-mekkaoui@dauphine.fr

** IREGÉ, Université de Savoie, 4 chemin de Bellevue BP 80439, 74944 Annecy Le Vieux. email : berangere.legendre@univ-savoie.fr

Les auteurs remercient la chaire Dauphine-Ensaé-Groupama « Les particuliers face aux risques » pour son soutien financier.

La création de la Sécurité Sociale en 1945 et sa montée en charge ont permis d'améliorer considérablement les conditions de vie de la population. L'assurance vieillesse a permis en France un net recul de la précarité parmi les personnes les plus âgées : le taux de pauvreté des ménages retraités est passé de 28 % en 1970 à moins de 5 % dans les années 1990 (Hourriez *et al.*, 2001). Néanmoins, les chocs démographiques et économiques remettent en cause la structure même du système de retraite reposant sur la solidarité intergénérationnelle. La nécessité d'améliorer la soutenabilité du système par répartition justifie d'en accroître la contributivité, de réduire les taux de remplacement et de durcir les conditions d'accès à une retraite à taux plein. Par ailleurs, cet accès est de plus en plus contraint par la multiplication des aléas de carrières subis par les individus (El Mekkaoui De Freitas *et al.*, 2011). L'individualisation accrue du système de retraite et le report du risque sur les assurés accroît l'exposition des futurs retraités au risque de précarité. Dans ces conditions, l'accumulation de patrimoine durant la vie active pourrait pallier la baisse du niveau de vie qui survient potentiellement lors du passage à la retraite.

L'épargne de long terme des ménages est plus particulièrement composée d'assurances vie. Jusqu'à présent, ils contractaient moins fréquemment des produits spécifiques d'épargne retraite. En 2004, d'après l'Insee, ils étaient 43,7 % à détenir une épargne de long terme, qu'il s'agisse d'épargne retraite, d'un plan d'épargne populaire (PEP), ou d'assurance vie. En 2010, ils sont 48,3 %. Le premier motif de détention d'assurance vie est la préparation de la retraite (Darmon et Pagenelle, 2005) : 28 % des détenteurs déclarent détenir leur assurance vie pour la retraite. Les détenteurs de contrats d'épargne retraite spécifiques détiennent en moyenne 15 000 euros sur ces supports, tandis que les détenteurs d'assurance vie épargnent en moyenne 44 000 euros via ces contrats (Laborde, 2014).

En 1992, 12,3 % des ménages détenaient au moins un actif financier de long terme spécifiquement pour la retraite (Brun-Schammé et Duée, 2008). En 2004, ils étaient 15,1 %.

La réforme du système de retraite de 2003 a conduit à la mise en place de nouveaux produits spécifiquement dédiés au financement complémentaire de la retraite. Des dispositifs ont ainsi été développés à la fois sur le plan individuel et collectif. Le Plan d'épargne retraite populaire

(PERP), le Plan d'épargne retraite collectif (PERCO), le Plan d'épargne retraite en entreprise (PERE) sont à cotisations définies, bloqués jusqu'à la retraite et donnent lieu à des sorties en rente ou en capital. Le PERCO et le PERE sont ouverts à tous les salariés et le PERP à tous les actifs. Ces dispositifs offrent de nouvelles possibilités d'accumulation en vue de la retraite.

L'accumulation en vue de la retraite est fortement liée à l'âge et à la catégorie socio-professionnelle. En outre, la détention d'actifs financiers de long terme, tous motifs confondus, dépend fortement du niveau de revenu (Brun-Schammé et Duée, 2008). Certains ménages disposent d'un patrimoine important lorsqu'ils partent à la retraite. D'autres, au contraire, voient alors leur niveau de vie baisser du fait d'une faible accumulation durant la période d'activité. Parmi les individus âgés de 50 à 70 ans, de fortes inégalités sont ainsi observées en termes d'accumulation (Arrondel, Masson et Verger, 2008).

L'objectif de notre étude est de mettre en évidence les déterminants de la constitution du patrimoine en vue de la retraite au sein des ménages. La dernière enquête *Patrimoine* (2009-2010) incluant les données sur les PERE, PERCO et PERP, elle nous permet d'analyser des informations peu disponibles jusqu'alors. Nous ciblons plus particulièrement la détention d'épargne retraite, collective et individuelle¹, mais prenons également en considération d'autres types de supports d'épargne à long terme. L'analyse porte notamment sur la détention d'assurance vie en cas de vie qui peuvent être mobilisées pour financer la retraite. En effet, un contrat d'assurance-vie qui garantit le versement d'un capital ou d'une rente au bénéficiaire peut être mobilisé pour différents motifs : placement, éducation, fiscalité, financement complémentaire pour la retraite. Nous considérons dans notre analyse la détention de contrats d'assurance vie tous motifs confondus, d'une part, et la détention de contrats d'assurance mobilisés exclusivement pour le motif de retraite, d'autre part. Nous distinguons ainsi ceux qui ont répondu détenir des produits d'assurance vie pour ce motif des personnes ayant invoqué d'autres types de motifs.

De nombreuses contributions à la littérature (Beverly et Sherraden, 1999; Bernard *et al.*,

1. Les produits retraites complémentaires à destination des agents publics (contrats PREFON) et ceux concernant les travailleurs indépendants (contrats MADELIN) sont inclus dans l'épargne retraite considérée.

2002; Arrondel *et al.*, 2003; Hogarth *et al.*, 2006) montrent l'impact des caractéristiques démographiques, économiques et sociologiques sur la détention de différents produits d'épargne.

Outre les caractéristiques sociodémographiques et économiques influençant la détention de ces actifs, nous prenons en compte de nouveaux éléments peu développés jusqu'à présent. Selon la littérature, les dispositions psychologiques favorisant la planification permettent aux individus d'atteindre plus facilement des objectifs personnels (Ajzen, 1991 ; Gollwitzer, 1996 et 1999). Ameriks *et al.* (2003) montrent en quoi cela est susceptible d'influencer la réalisation d'objectifs de long terme, parmi lesquels la réalisation de placements financiers et non financiers en vue de la retraite. C'est pourquoi nous intégrons des variables susceptibles de représenter l'état d'esprit des individus et d'influencer leur propension à épargner en vue de la retraite. Nous qualifions ces variables de « psychologiques » dans la mesure où elles fournissent des renseignements subjectifs quant à l'état d'esprit des répondants à l'enquête *Patrimoine*.

Le cadre institutionnel constitue également un facteur à prendre en compte dans la mesure où il peut influencer les décisions d'épargne en vue de la retraite (Beverly et Sherraden, 1999). La disponibilité et la diffusion de l'information sur les retraites peuvent plus particulièrement inciter les individus à anticiper les risques de baisse de leur niveau de vie à la retraite (Boeri *et al.*, 2002 ; Boeri et Tabellini, 2005 ; El Mekkaoui *et al.*, 2010). Il s'agit ici de considérer le système d'information sur les droits à la retraite introduit en 2003 en France dans le cadre de la réforme du système de retraite. L'information retraite relève des principes de bonne gouvernance mis en avant par la Commission Européenne et l'OCDE, mais trouve également sa place au sein de la littérature sur l'éducation financière. Les travaux de Lusardiet et Mitchell (2005, 2007a, 2007b) montrent que les personnes sensibilisées aux phénomènes économiques et sociaux sont plus à même de bien préparer leur retraite, mais également de procéder à des placements de long terme efficaces (Ameriks *et al.*, 2003; Calvert *et al.*, 2005). Cette éducation financière relève en grande partie du niveau d'études atteint (Joo et Grable, 2000; Bernstein, 2002), mais pas seulement. L'existence d'un système d'information retraite efficace contribue à faire des individus des agents économiques éclairés (El Mekkaoui de Freitas *et al.*, 2010).

Assurance vie et épargne retraite sont les principaux produits d'épargne en vue de la retraite

Nous mobilisons pour ce travail les données de l'enquête *Patrimoine* 2009-2010, effectuée auprès de 35 729 individus et 15 006 ménages. Cette enquête a été réalisée par l'Insee sur l'ensemble du territoire métropolitain. Son objectif est d'évaluer la possession et la valeur des différents types d'actifs ou de passifs patrimoniaux et de retracer l'histoire patrimoniale, conjugale et professionnelle des ménages (héritage, cycle d'activité professionnelle).

C'est la dernière enquête disponible sur ce thème. Elle succède à l'enquête *Actifs financiers* 1992 et à l'enquête *Patrimoine* (1998 et 2003). Effectuée auprès d'individus âgés de 0 à 99 ans, elle comporte non seulement leurs caractéristiques sociodémographiques et économiques, mais aussi celles de leurs ménages d'appartenance.

L'enquête indique les produits d'épargne et financiers et le patrimoine détenus par les ménages, ainsi que les différentes transmissions de patrimoine entre ascendants et descendants.

Nous ciblons la détention de produits d'épargne de long terme mobilisables pour un financement complémentaire de la retraite. L'enquête de 2010 permet de traiter les nouveaux produits d'épargne retraite introduits en 2003, ce qui n'était pas le cas de la précédente. Néanmoins, certains produits d'épargne retraite supplémentaire étant récents, les taux de réponse aux questions concernant les montants détenus restent faible dans l'enquête. Nous optons donc pour une analyse des comportements de détention à partir des probabilités de détention. Cette méthodologie est similaire à celle de Laborde (2014).

Selon le rapport d'activité de l'association française de gestion financière (AFG)² au 31 décembre 2013, près de 177 000 entreprises avaient proposé un PERCO à leurs salariés (augmentation de 11 % par rapport à 2012). Près de 1 540 000 salariés bénéficiaires avaient effectué des versements, soit une progression de 30 % en un an. L'encours du PERCO s'élevait à 8,6 milliards d'euros, soit un encours moyen de 5 600 euros par bénéficiaire.

2. Rapport d'activité 2013-2014, AFG.

Fin 2013, 2,2 millions de PERP avaient été ouverts pour un montant de cotisations annuelles atteignant 1,5 milliards d'euros (2013) pour un encours de 10,4 milliards d'euros (2013). L'encours moyen détenu dans le cadre du PERP était de 4 600 euros³.

Les produits d'assurance vie en cas de vie sont détenus par 39 % des ménages (cf. tableau 1). Une observation transversale des données met en évidence une détention plus fréquente chez les plus âgés.

La détention est relativement faible chez les ménages aux niveaux de vie les moins élevés (cf. encadré 1 et tableau 2).

Les dispositifs d'épargne retraite demeurent peu attractifs en comparaison des produits d'assurance vie en cas de vie⁴. Le taux de détention atteint en effet en moyenne 19 %. Avant 30 ans, seulement 6 % de la population détient un contrat d'épargne retraite (cf. tableau 1). La possibilité de retrait du capital au terme du contrat d'assurance vie peut expliquer ce résultat. Dans

le cadre des produits d'épargne retraite, seuls des motifs exceptionnels (décès du conjoint, invalidité, fin des prestations chômage, achat de la résidence principale) permettent le retrait anticipé du capital.

Les rentes viagères issues des produits d'assurances vie et des PERCO, acquises à titre onéreux, bénéficient d'une fiscalité préférentielle lorsqu'elles sont détenues avant 50 ans. Au-delà de 70 ans, l'assiette de taxation est réduite à 30 % du montant de la rente. En revanche, les rentes issues des contrats à cotisations définies classiques, et des PERE, considérés comme acquis à titre gratuits, sont soumises normalement à l'impôt sur le revenu, après l'abattement de 10 % au titre des pensions.

3. Source : FFSA, *Plans d'épargne retraite populaire (PERP) en 2013*, Études et Statistiques ; 2013.

4. Direr et Roger (2011) montrent notamment à l'aide de projections que la souscription à des produits d'épargne complémentaires n'offre qu'un supplément de revenu marginal au regard des revenus d'activité passés et du revenu de retraite. À titre d'exemple, un tiers des ménages recevront à 60 ans un revenu complémentaire équivalant à moins de 0,5 % de leur dernier revenu d'activité.

Tableau 1
Taux de détention en fonction de l'âge

Âge	Assurance Vie		Épargne retraite
	Ensemble	Pour motif de retraite	
< 31	23	5	6
IC 95 %	18,45-27,23	2,71-7,31	3,67-8,72
31-45	35	9	18
IC 95 %	32,51-38,10	7,26-10,62	15,92-20,42
46-50	41	17	19
IC 95 %	36,91-44,6	13,72-19,6	15,67-21,78
51-55	42	17	19
IC 95 %	37,43-45,94	13,98-20,57	15,93-22,75
56-60	42	17	22
IC 95 %	37,62-45,91	14,09-20,51	18,43-25,39
61-65	46	11	23
IC 95 %	42,46-49,92	8,37-13,05	19,81-26,11
66-70	48	9	26
IC 95 %	44,31-52,75	6,20-11	22,36-29,77
> 70	41	6	20
IC 95 %	38,8-43,77	4,84-7,26	18-22,04
Moyenne	39	10	19
IC 95 %	37,45-39,39	9,34-10,89	17,67-19,66
N	5 821		

Lecture : les statistiques ne concernent que les chefs de famille. IC 95 % : intervalle de confiance à 95 %.

Champ : individus de 17 ans et plus.

Source : enquête Patrimoine, 2009-2010.

Encadré 1

LE CALCUL DU NIVEAU DE VIE

Nous calculons le niveau de vie à partir des données de revenus d'activité et de remplacement perçus par les ménages durant les 12 mois précédant l'enquête. Un revenu individuel par unité de consommation est assigné à chaque membre du ménage pour contrôler les effets d'échelle dans la consommation de biens et services. Nous utilisons l'échelle d'équivalence de l'OCDE. Le premier individu du ménage est pondéré par un facteur unitaire, tandis que les adultes suivants de plus 14 ans se voient attribuer une pondération de 0,5, et les enfants de moins de 14 ans, de 0,3.

Le choix de procéder à une analyse en unités de consommation nous a semblé adapté au fonctionnement de la majorité des ménages. Il existe néanmoins dans la littérature une argumentation qui montre les limites de cette approche en mettant en avant la potentielle asymétrie entre les membres d'un même ménage dans la gestion et l'accès aux ressources (Browning *et al.*, 1994 ; Roy, 2005 ; Belleau et Proulx, 2010 et 2011).

Par ailleurs, les études précédentes sur les comportements de détention patrimoniale s'accordent à dire que les facteurs familiaux influencent significativement la décision d'épargner. Scholz et Seshadri (2007) montrent que les enfants expliquent la faible accumulation de richesses des ménages au revenu de cycle de vie relativement bas. El Mekkaoui, Lavigne et Mahieu (2001) arrivent à la conclusion que les couples ayant 3 enfants ou plus ont une demande moindre de valeurs mobilières.

Plus spécifiquement, d'après les résultats de Brun Schammé et Duée (2008), si, parmi les détenteurs d'épargne de long terme, le nombre d'enfants ne paraît pas être un facteur déterminant, le fait d'avoir vécu en couple semble avoir diminué la propension à épargner spécifiquement en vue de la retraite.

Ces différents résultats justifient de recourir à une approche collective lorsqu'on se focalise sur les décisions d'épargner à long terme.

Tableau 2
Taux de détention en fonction du niveau de vie

En %

Quintiles	Assurance vie en cas de vie	Assurance vie en cas de vie pour motif de retraite	Épargne retraite
1	26	4	11
IC 95 %	23,3-28,3	3,2-5,6	9,112,6
2	32	8	14
IC 95 %	29,6-34,9	6,6-9,7	11,6-15,5
3	40	11	18
IC 95 %	36,9-42,5	9,2-12,8	16,0-20,3
4	46	13	24
IC 95 %	43,4-49	10,6-14,4	21,3-26,2
5	58	18	33
IC 95 %	54,8-60,4	15,6-20,0	30,5-35,9
Moyenne	39	10	19
IC 95 %	37,4-39,9	9,3-10,9	17,7-19,7
N	5 821		

Lecture : les statistiques ne concernent que les chefs de famille. IC 95 % : intervalle de confiance à 95 %.

Champ : individus de 17 ans et plus.

Source : enquête Patrimoine, 2009-2010.

Recenser les variables susceptibles d'influer sur la décision d'épargne en vue de la retraite

Nous mobilisons les variables socio-économiques fréquemment retenues pour analyser les déterminants des comportements d'épargne (âge, composition du ménage, statut d'occupation

du logement). Seuls les individus de plus de 17 ans sont conservés pour l'analyse. L'âge moyen de notre échantillon est de 53 ans. De nouveaux types de variables non exploitées jusqu'à présent dans la littérature mais susceptibles d'influencer les comportements de détention en vue de la retraite sont également intégrées : des variables que nous appellerons

« psychologiques », ou encore des variables représentant le système d'information retraite.

Des variables de revenu sont retenues pour contrôler l'impact du niveau de vie. Ainsi utilise-t-on plusieurs tranches, allant d'un revenu mensuel par unité de consommation (UC) de moins de 500 euros, à un revenu mensuel par unité de consommation supérieur à 6 000 euros (cf. tableau 3). La catégorie de revenu mensuel par UC de 1 001 à 1 500 euros est choisie comme catégorie de référence. Le revenu moyen par UC s'élève dans notre échantillon à 1 903 euros mensuels.

Le statut d'emploi (salarié du secteur public, salarié du secteur privé et indépendant) permet de contrôler l'effet d'une moindre couverture des travailleurs indépendants sur les comportements d'accumulation de long terme. En effet, la littérature montre l'importance du patrimoine pour les travailleurs indépendants, en premier lieu le patrimoine professionnel, mais également l'épargne de précaution, pour compenser les fluctuations de revenu d'activité et pour préparer la retraite (Chaput *et al.*, 2011). Notre échantillon comprend 22,15 % de salariés ou d'anciens salariés du secteur public et 10,68 % d'indépendants ou d'anciens indépendants partis à la retraite. La catégorie des salariés ou anciens salariés du secteur privé est considérée comme catégorie de référence.

Les variables qualifiées de psychologiques font état de la satisfaction professionnelle des individus et de leur situation financière durant l'enfance. Il est notamment demandé à l'individu si, durant son enfance, sa famille rencontrait de sérieux problèmes d'argent. Les résultats auxquels conduisent ces variables subjectives et faisant appel à la mémoire sont à considérer avec précaution. 31,55 % des individus de notre échantillon ont connu de sérieux problèmes d'argent au sein de leur famille pendant leur enfance. Ils sont 11,20 % à estimer leur carrière décevante.

Nous introduisons également des variables binaires sur l'information retraite nous permettant

d'évaluer l'impact du relevé de carrière et de l'estimation du montant de pension sur les décisions de contracter des produits d'épargne retraite.

Le droit à l'information retraite, institué par l'article 10 de la loi du 21 août 2003 et étendu par l'article 6 de la loi du 9 novembre 2010, permet à chaque assuré de recevoir au début de sa vie professionnelle un document d'information générale sur sa retraite. Ainsi tous les 5 ans à partir de ses 35 ans, l'individu reçoit un courrier commun de ses organismes de retraite obligatoire, récapitulant l'ensemble de ses droits. À partir de ses 55 ans, il reçoit une estimation du montant de sa future retraite. Ce courrier, reçu tous les 5 ans, permet ainsi de retracer l'ensemble de la carrière, dans un document commun à l'ensemble des régimes de retraite, de vérifier les informations concernant l'individu et de connaître le montant approximatif de la future pension selon l'âge auquel l'individu partira à la retraite. Compte tenu de la mise en place progressive du système et de la périodicité des envois, en 2009, seules les cohortes nées en 1957, 1958, 1959, 1963, 1964 et 1969 avaient déjà reçu leur relevé de carrière. Les personnes nées entre 1949 et 1953 avaient quant à elles reçu une estimation de leur montant de pension. 10,49 % des individus de notre échantillon ont reçu leur relevé de carrière, et 8,74 % leur estimation indicative globale.

La mise en place d'un tel système est à même d'influencer les décisions d'épargner en vue de la retraite. Bien informés, les individus sont, en théorie, en mesure de prendre des décisions rationnelles. Les agents capables d'anticiper la survenue de risques liés au vieillissement, qui les concernent directement (dépendance, longévité) ou qui menacent le système de retraite, sont capables d'optimiser leurs décisions d'allocation sur le cycle de vie. Néanmoins, un tel comportement n'est pas toujours observé, et notamment du fait de l'information imparfaite dont disposent les ménages.

D'un point de vue microéconomique, le système d'information retraite permet aux individus

Tableau 3
Revenus mensuels par unité de consommation des individus de l'échantillon

Catégories de revenu mensuel par UC, avant redistribution (en euros)	< 500	501 à 1 000	1 001 à 1 500	1 501 à 2 000	2 001 à 2 500	2 501 à 4 000	4 001 à 6 000	> 6 000	Total (N = 5 927)
Proportion de l'échantillon (en %)	12,45	11,07	19,47	18,22	14	18,27	4,66	1,86	100

Champ : individus de 17 ans et plus.
Source : enquête Patrimoine, 2009-2010.

d'anticiper le montant futur de leur pension de retraite, et d'optimiser en conséquence leurs décisions de consommation et d'épargne sur leur cycle de vie. En informant les assurés, les décideurs politiques encouragent les citoyens à mieux anticiper le financement de leur retraite. Le système d'information sur les pensions informe également sur les contraintes démographiques et financières pesant sur le système par répartition. Il contribue donc à améliorer l'éducation financière (El Mekkaoui *et al.*, 2010). Lusardi et Mitchell (2005, 2007b) expliquent le défaut de planification de la retraite aux États Unis par le manque d'éducation financière. Il existe donc ici une complémentarité entre les

variables d'éducation, représentant en partie la sensibilisation aux phénomènes économiques et financiers, et les variables signalant la réception par l'individu d'un relevé de carrière ou d'une estimation de pension.

Dans la mesure où les décisions d'épargner sous forme d'assurance vie ou d'épargne retraite s'avèrent corrélées, on a préféré estimer un modèle probit bivarié plutôt que deux modèles probit indépendants pour mettre en évidence les caractéristiques influençant la détention de ces deux types d'épargne. On se reportera à l'encadré 2 pour une présentation détaillée de ce modèle.

Encadré 2

LE MODÈLE PROBIT BIVARIÉ

Un modèle probit bivarié est estimé pour mettre en évidence les caractéristiques influençant la détention d'assurance vie en cas de vie et la détention d'épargne-retraite. Nous faisons ici l'hypothèse que les décisions d'épargner via de l'assurance vie ou de l'épargne retraite sont corrélées. Un test de vraisemblance confirmant la validité de cette hypothèse, nous préférons ici un modèle probit bivarié à l'estimation de deux modèles probit indépendants.

Soient y_1^* et y_2^* , deux variables latentes, représentant respectivement la détention d'assurance vie et la détention d'épargne retraite, et pour lesquelles on observe :

$$y_1 = 1 \text{ si } y_1^* > 0$$

$$y_2 = 1 \text{ si } y_2^* > 0$$

Nous considérons le modèle probit bivarié suivant :

$$y_1^* = x_1\beta_1 + \varepsilon_1$$

$$y_2^* = x_2\beta_2 + \varepsilon_2$$

Avec :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \rightarrow N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, V \right)$$

$$V = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

où ε_j sont les termes d'erreurs, et ρ le coefficient de corrélation.

Les fonctions de densité jointe et de densité jointe cumulée s'expriment de la manière suivante :

$$\phi_2(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \rho) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \begin{pmatrix} \varepsilon_1^2 + \varepsilon_2^2 - 2\rho\varepsilon_1\varepsilon_2 \\ 1-\rho^2 \end{pmatrix} \right]$$

$$\Phi_2(\bar{\varepsilon}_1, \bar{\varepsilon}_2, \rho) = \int_{-\infty}^{\bar{\varepsilon}_1} \int_{-\infty}^{\bar{\varepsilon}_2} \phi(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \rho) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2$$

et on notera $\Phi(\bar{\varepsilon})$ la fonction de distribution cumulée univariée commune aux deux résidus normés ε_1 et ε_2 .

La log-vraisemblance du probit bivarié est alors la somme des quatre combinaisons possibles de y_1 et y_2 , multipliée par les probabilités associées :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left\{ y_{i1}y_{i2} \ln \Phi_2(x_{i1}\beta_1, x_{i2}\beta_2, \rho) + y_{i1}(1-y_{i2}) \ln \left[\frac{\Phi(x_{i1}\beta_1)}{-\Phi_2(x_{i1}\beta_1, x_{i2}\beta_2, \rho)} \right] + y_{i2}(1-y_{i1}) \ln \left[\frac{\Phi(x_{i2}\beta_2)}{-\Phi_2(x_{i1}\beta_1, x_{i2}\beta_2, \rho)} \right] + (1-y_{i1})(1-y_{i2}) \ln \left[\frac{1-\Phi_2(x_{i1}\beta_1, x_{i2}\beta_2, \rho)}{-\Phi(x_{i1}\beta_1) - \Phi(x_{i2}\beta_2)} \right] \right\}$$

Nous estimons quatre modèles probits bivariés (modèles 1.1, 1.2, 2.1, et 2.2). Dans les deux premiers (1.1 et 1.2), les variables dépendantes sont la probabilité de détenir une assurance vie en cas de vie et la probabilité de détenir de l'épargne retraite. La façon d'intégrer l'âge différencie ces deux modèles : l'âge répertorié en tranches au moment de l'enquête est utilisé comme variable explicative dans le premier, tandis que l'âge en continu et l'âge au carré remplacent les tranches d'âge dans le second.

Nous remplaçons ensuite dans la première équation des modèles probits bivariés 2.1 et 2.2 la probabilité de détenir une assurance vie par la probabilité de détenir une assurance vie pour motif retraite exclusivement. Là encore, ces deux modèles se différencient par la variable d'âge sous forme de tranches, ou d'âge en continu.

Les jeunes, les personnes seules et les familles nombreuses ont moins tendance à constituer une épargne de retraite

L'estimation des modèles probits bivariés montre que la détention d'épargne retraite et d'assurances vie en cas de vie semblent largement complémentaires. Les coefficients de corrélation des estimations sont en effet significatifs et positifs, et les décisions de contracter de

l'assurance vie et de l'épargne retraite semblent guidées par un certain nombre de déterminants communs. Les résultats des estimations sont reportés dans le tableau 4 tandis que le tableau 5 fournit les effets marginaux et probabilités jointes consécutives au modèle 1.1⁵.

5. Les résultats des 4 modèles présentés étant relativement proches et dans un souci de lisibilité, seuls les effets marginaux et probabilités jointes du modèle 1.1 sont reproduits ici.

Tableau 4
Résultats des modèle probit bivariés

	Modèle 1.1		Modèle 1.2		Modèle 2.1		Modèle 2.2	
	Éq. 1 : Assurance vie	Éq. 2 : Contrat d'épargne retraite	Éq. 1 : Assurance vie	Éq. 2 : Contrat d'épargne retraite	Éq. 1 : Assurance vie pour motif retraite	Éq. 2 : Contrat d'épargne retraite	Éq. 1 : Assurance vie pour motif retraite	Éq. 2 : Contrat d'épargne retraite
Âge	-	-	0,01*	0,05***	-	-	0,06***	0,05***
	-	-	(0,01)	(0,01)	-	-	(0,01)	(0,01)
(Âge)^2	-	-	- 0,00	- 0,00***			- 0,00***	- 0,00***
	-	-	(0,00)	(0,00)			(0,00)	(0,00)
Âge < 31	- 0,34***	- 0,41***	-	-	- 0,31**	- 0,41***	-	-
	(0,09)	(0,11)	-	-	(0,13)	(0,12)	-	-
Âge : 46-50	0,06	0,12	-	-	0,26***	0,10	-	-
	(0,07)	(0,08)	-	-	(0,09)	(0,08)	-	-
Âge : 51-55	- 0,13*	0,07	-	-	0,09	0,06	-	-
	(0,08)	(0,09)	-	-	(0,09)	(0,09)	-	-
Âge : 56-60	0,19	0,30	-	-	0,53	0,28	-	-
	(0,36)	(0,36)	-	-	(0,41)	(0,36)	-	-
Âge : 61-65	0,11	0,24***	-	-	- 0,15	0,23***	-	-
	(0,08)	(0,08)	-	-	(0,10)	(0,08)	-	-
Âge : 66-71	0,18**	0,29***	-	-	- 0,26**	0,28***	-	-
	(0,08)	(0,09)	-	-	(0,11)	(0,09)	-	-
Âge : >70	0,14**	0,22***	-	-	- 0,42***	0,21**	-	-
	(0,07)	(0,08)	-	-	(0,10)	(0,08)	-	-
Femme seule	- 0,02	- 0,19***	- 0,03	- 0,18***	0,01	- 0,20***	0,03	- 0,19***
	(0,04)	(0,05)	(0,04)	(0,05)	(0,06)	(0,05)	(0,06)	(0,05)
Homme seul	- 0,07	- 0,05	- 0,06	- 0,03	- 0,23***	- 0,05	- 0,20***	- 0,04
	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,07)	(0,05)	(0,07)	(0,05)
Sans enfant	- 0,10	- 0,19***	- 0,16***	- 0,20***	- 0,01	- 0,18***	- 0,09	- 0,19***
	(0,07)	(0,07)	(0,06)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
1 enfant	- 0,06	- 0,09	- 0,09	- 0,11	- 0,02	- 0,09	- 0,04	- 0,11
	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)
3 enfants	0,09	- 0,03	0,08	- 0,04	- 0,02	- 0,05	- 0,02	- 0,06
	(0,09)	(0,10)	(0,09)	(0,10)	(0,11)	(0,10)	(0,11)	(0,10)
4 enfants et +	0,08	- 0,67***	0,08	- 0,68***	0,11	- 0,68***	0,12	- 0,69***
	(0,15)	(0,21)	(0,15)	(0,21)	(0,18)	(0,21)	(0,17)	(0,21)
Propriétaire non accédant	0,34***	0,10**	0,33***	0,08*	0,25***	0,10**	0,23***	0,08*
	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,04)
Revenu mensuel par UC < 500	- 0,12*	0,01	- 0,13*	- 0,00	- 0,18*	0,04	- 0,20**	0,03
	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,10)	(0,08)	(0,10)	(0,08) →

Tableau 4 (suite)

	Modèle 1.1		Modèle 1.2		Modèle 2.1		Modèle 2.2	
	Éq. 1 : Assurance vie	Éq. 2 : Contrat d'épargne retraite	Éq. 1 : Assurance vie	Éq. 2 : Contrat d'épargne retraite	Éq. 1 : Assurance vie pour motif retraite	Éq. 2 : Contrat d'épargne retraite	Éq. 1 : Assurance vie pour motif retraite	Éq. 2 : Contrat d'épargne retraite
Revenu mensuel par UC (500 - 1 000)	- 0,17** (0,07)	- 0,01 (0,08)	- 0,16** (0,07)	- 0,01 (0,08)	- 0,26** (0,10)	- 0,00 (0,08)	- 0,26*** (0,10)	0,00 (0,08)
Revenu mensuel par UC (1 500 - 2 000)	0,17*** (0,06)	0,22*** (0,07)	0,17*** (0,06)	0,21*** (0,07)	0,15** (0,08)	0,24*** (0,07)	0,14* (0,08)	0,23*** (0,07)
Revenu mensuel par UC (2 000 - 2 500)	0,34*** (0,06)	0,30*** (0,07)	0,34*** (0,06)	0,29*** (0,07)	0,13 (0,08)	0,31*** (0,07)	0,11 (0,08)	0,30*** (0,07)
Revenu mensuel par UC (2 500 - 4 000)	0,43*** (0,06)	0,40*** (0,07)	0,41*** (0,06)	0,38*** (0,07)	0,22*** (0,08)	0,41*** (0,07)	0,21*** (0,08)	0,39*** (0,07)
Revenu mensuel par UC (4 000 - 6 000)	0,81*** (0,08)	0,61*** (0,09)	0,79*** (0,08)	0,58*** (0,09)	0,33*** (0,10)	0,61*** (0,09)	0,31*** (0,10)	0,58*** (0,09)
Revenu mensuel par UC > 6 000	0,87*** (0,11)	0,67*** (0,10)	0,86*** (0,11)	0,64*** (0,10)	0,36*** (0,12)	0,69*** (0,10)	0,37*** (0,12)	0,66*** (0,10)
1/4 du capital constitué venant d'un héritage	0,29*** (0,05)	0,02 (0,05)	0,28*** (0,05)	0,02 (0,05)	0,06 (0,06)	0,02 (0,05)	0,07 (0,06)	0,02 (0,05)
Endettement (immobilier, crédit à la consommation)	- 0,08** (0,04)	0,08* (0,04)	- 0,07 (0,04)	0,07 (0,04)	- 0,02 (0,05)	0,09* (0,05)	- 0,03 (0,05)	0,08* (0,04)
Diplôme équivalent au mas- ter 2	0,13* (0,07)	0,08 (0,07)	0,13* (0,07)	0,08 (0,07)	0,04 (0,08)	0,08 (0,07)	0,02 (0,08)	0,08 (0,07)
Niveau secondaire	- 0,02 (0,07)	- 0,12* (0,07)	- 0,03 (0,07)	- 0,12* (0,07)	- 0,02 (0,08)	- 0,13* (0,07)	- 0,02 (0,08)	- 0,13* (0,07)
Sans diplôme	- 0,20*** (0,05)	- 0,11* (0,06)	- 0,23*** (0,05)	- 0,14** (0,06)	- 0,04 (0,07)	- 0,11* (0,06)	- 0,05 (0,07)	- 0,13** (0,06)
Salarié du secteur public	- 0,09** (0,04)	0,04 (0,05)	- 0,09** (0,04)	0,04 (0,05)	- 0,14** (0,06)	0,05 (0,05)	- 0,13** (0,06)	0,04 (0,05)
Indépendant	0,27*** (0,05)	0,39*** (0,05)	0,26*** (0,05)	0,39*** (0,05)	0,26*** (0,06)	0,39*** (0,05)	0,27*** (0,06)	0,39*** (0,05)
Carrière jugée décevante	- 0,12** (0,06)	- 0,23*** (0,07)	- 0,12** (0,06)	- 0,24*** (0,07)	- 0,10 (0,08)	- 0,23*** (0,07)	- 0,10 (0,08)	- 0,24*** (0,07)
Problèmes d'argent pendant l'enfance	- 0,11*** (0,04)	- 0,09** (0,04)	- 0,11*** (0,04)	- 0,10** (0,04)	- 0,13*** (0,05)	- 0,10** (0,04)	- 0,14*** (0,05)	- 0,10** (0,04)
Estimation de la pension reçue	- 0,19 (0,35)	- 0,14 (0,36)	- 0,06 (0,06)	- 0,07 (0,07)	- 0,31 (0,40)	- 0,15 (0,36)	0,21*** (0,07)	- 0,09 (0,07)
Relevé de carrière reçu	0,06 (0,07)	- 0,03 (0,07)	0,04 (0,06)	- 0,06 (0,07)	0,05 (0,08)	- 0,02 (0,08)	0,15** (0,07)	- 0,06 (0,07)
Invalidité	- 0,29* (0,17)	0,08 (0,19)	- 0,34* (0,17)	0,13 (0,19)	- 5,16 (4152,57)	0,01 (0,20)	- 5,19 (4926,25)	0,06 (0,20)
Constante	- 0,32*** (0,09)	- 0,98*** (0,10)	- 0,81*** (0,21)	- 2,41*** (0,26)	- 1,20*** (0,11)	- 0,99*** (0,10)	- 2,55*** (0,31)	- 2,41*** (0,26)
Coefficient de corrélation	0,13*** (0,02)		0,13*** (0,02)		0,08*** (0,03)		0,08*** (0,03)	
N	5 927		5 927		5 820		5 820	
LL	- 6 605,89		- 6 609,92		- 4 979,13		- 4 978,70	
Chi2	1 178,99***		1 172,83***		716,08***		710,82***	

Lecture : les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01. Le nombre figurant sous chaque coefficient et entre parenthèses est l'écart-type estimé de ce coefficient. Lorsqu'une variable a plusieurs occurrences, celle qui a été retenue comme référence ne figure pas (exemple : classe d'âge 31 à 45 ans pour la variable classe d'âge).

Champ : individus de 17 ans et plus.

Source : enquête Patrimoine, 2009-2010.

Tableau 5
Effets marginaux et probabilités jointes du modèle 1.1

Probabilité de détenirde l'assurance vie seulement	...de l'épargne retraite seulement	...de l'assurance vie et de l'épargne retraite	...ni assurance vie, ni épargne retraite
	=0,3521987	=0,09871695	=0,11440713	=0,43467722
Âge < 31	- 0,0610966**	- 0,0326513**	- 0,0695487***	0,1632966***
Âge: 46-50	- 0,0003721	0,012294	0,0242435	- 0,0361654
Âge: 51-55	- 0,0502532**	0,0223825	- 0,001637	0,0295077
Âge: 56-60	0,0063098	0,0257828	0,0710344	- 0,103127
Âge: 61-65	- 0,0052748	0,0249719*	0,0490553***	- 0,0687524**
Âge: 66-71	0,004321	0,0255505	0,0666306***	- 0,0965021***
Âge: >70	0,0101303	0,0183638	0,0472143***	- 0,0757085***
Femme seule	0,0191979	- 0,0238278**	- 0,0283003***	0,0329301**
Homme seul	- 0,0136305	- 0,001334	- 0,0122499	0,0272144
Sans enfant	- 0,0031393	- 0,018164	- 0,0379352***	0,0592384**
1 enfant	- 0,004618	- 0,0082553	- 0,0173715	0,0302448
3 enfants	0,0311911	- 0,0110225	0,0028289	- 0,0229975
4 enfants et plus	0,1038188*	- 0,0710881***	- 0,0729606***	0,0402298
Propriétaire non accédant	0,0929104***	- 0,0156039**	0,043394***	- 0,1207005***
Revenu mensuel par UC <500	- 0,0387058*	0,0117447	- 0,0090716	0,0360326
Revenu mensuel par UC (500 ; 1 000)	- 0,0506505**	0,0122604	- 0,0164666	0,0548568**
Revenu mensuel par UC (1 500 ; 2 000)	0,0153095	0,0164083	0,051585***	- 0,0833029***
Revenu mensuel par UC (2 000 ; 2 500)	0,0476776**	0,0101641	0,0858196***	- 0,1436613***
Revenu mensuel par UC (2 500 ; 4 000)	0,0563476***	0,0146579	0,1122712***	- 0,1832767***
Revenu mensuel par UC (4 000 ; 6 000)	0,0871816***	- 0,0095795	0,2165322***	- 0,2941343***
Revenu mensuel par UC >6 000	0,0759937**	- 0,0137816	0,2464331***	- 0,3086452***
1/4 du capital constitué venant d'un héritage	0,0868771***	- 0,0219576***	0,0267221***	- 0,0916416***
Endettement (immobilier, crédit à la consommation)	- 0,037325***	0,0186777***	0,0050947	0,0135527
Diplôme équivalent au master 2	0,0291578	- 0,0005578	0,0244669*	- 0,053067**
Niveau secondaire	0,011552	- 0,015563	- 0,0190872*	0,0230982
Sans diplôme	- 0,0458325**	0,0012697	- 0,0347132***	0,079276***
Salarié du secteur public	- 0,0334675**	0,0139761*	- 0,0013233	0,0208146
Indépendant	0,0135064	0,0306193***	0,0932323***	- 0,137358***
Carrière jugée décevante	- 0,0074869	- 0,0221569**	- 0,0391367***	0,0687805***
Problèmes d'argent pendant l'enfance	- 0,020264	- 0,0045492	- 0,0225548***	0,047368***
Estimation de la pension reçue	- 0,0421411	- 0,0051831	- 0,0342259	0,0815501
Relevé de carrière reçu	0,0236885	- 0,008988	0,0012019	- 0,0159023
Invalidité	- 0,0978309*	0,0390159	- 0,0160351	0,0748502

Lecture : les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01. Lorsqu'une variable a plusieurs occurrences, celle qui a été retenue comme référence ne figure pas (exemple : classe d'âge 31 à 45 ans pour la variable classe d'âge). La détention d'assurance vie est entendue tous motifs confondus.

La probabilité moyenne pour les individus de notre échantillon de détenir uniquement de l'assurance vie est de 35,2 %, tandis qu'être âgé de moins de 31 ans fait diminuer la probabilité de détenir simultanément de l'assurance vie et de l'épargne retraite de 6,5 % par rapport aux individus âgés de 31 à 45 ans.

Champ : individus de 17 ans et plus.

Source : enquête Patrimoine, 2009-2010.

Nombre de facteurs socio-économiques et démographiques influencent les comportements de détention en vue de la retraite. Les comportements d'allocation intertemporelle sont notamment influencés par les caractéristiques démographiques, mais aussi par des facteurs liés au marché du travail (Blundell *et al.*, 1994). Dumann (2008) confirme ces résultats en montrant l'impact de telles variables sur la participation à des plans d'épargne retraite en Allemagne.

Les ménages les plus jeunes détiennent moins fréquemment que leurs aînés des assurances vie, qu'il s'agisse de préparer la retraite ou non, et des contrats d'épargne retraite. Ce résultat est confirmé dans nos deux types d'estimations : que l'assurance vie soit détenue en vue de la retraite ou non, être jeune a un impact négatif sur la détention de tels produits d'épargne (cf. tableau 4).

Au-delà de 60 ans, l'âge a un impact statistiquement significatif et positif sur la détention d'assurance vie et de produits d'épargne retraite. Autrement dit, nous n'observons pas le comportement de cycle de vie traditionnel avec liquidation du patrimoine dans les âges avancés. En revanche, cet impact positif ne se confirme pas lorsque l'assurance vie est détenue pour préparer la retraite, ce qui confirme ainsi les résultats sur données de 2003-2004 de Brun-Schammé et Duée (2009). L'impact de l'âge s'avère même négatif au-delà de 70 ans. Ces résultats laissent supposer que les individus liquident leur assurance vie au moment de la retraite lorsqu'elle était détenue pour ce motif, ou que le motif de détention varie potentiellement au-delà d'un certain âge. L'influence positive de l'âge est confirmée lorsque la variable d'âge est introduite sous forme continue.

Vivre en couple accroît par ailleurs la probabilité de détenir de l'épargne retraite, tandis que les hommes et les femmes vivant seules détiennent moins fréquemment d'assurances vie et de contrats spécifiquement dédiés à la retraite. Le cas des familles monoparentales est à souligner. La probabilité de détenir simultanément un produit d'épargne retraite et une assurance vie est de 2,8 % plus faible pour les femmes vivant seules (célibataires, divorcées, veuves), relativement aux autres types de ménages avec plusieurs membres.

Veil (2007) montre que depuis la réforme du système de retraite en Allemagne en 2001, le niveau de vie des retraités dépend beaucoup plus de l'articulation entre la retraite versée par le système par répartition et les retraites privées. Or il

souligne qu'une telle évolution revient à privatiser une partie de la protection vieillesse et a des effets particulièrement pénalisants pour les femmes, dont le niveau de pension est en moyenne beaucoup plus dépendant du système de retraite par répartition. En France, Bac et Albert (2012) montrent que la pension de base des femmes⁶ est inférieure de 33 % à celle des hommes en 2009. Ils estiment que cet écart devrait encore s'élever à 24 % en 2029, ce qui reflète principalement les conséquences des inégalités salariales durant la vie active entre hommes et femmes. Si les produits d'épargne retraite devenaient indispensables au maintien du niveau de vie à la retraite, les femmes seraient les plus désavantagées. Ce risque est d'autant plus fort que l'augmentation de la contributivité du système de retraite en France semble pénaliser plus particulièrement les femmes (Bridenne et Couhin, 2012). Et, dans ce cas de forte obligation d'épargner pour la retraite, seul le maintien des avantages non contributifs permet d'aider les plus démunis.

Nos résultats montrent que les hommes vivant seuls sont également moins enclins à détenir simultanément une assurance vie, exclusivement pour la retraite, et un contrat d'épargne retraite. Plus que le genre, la composition du ménage semble ici jouer un rôle prépondérant. Être un homme et vivre seul a un impact négatif et significatif sur la détention d'assurances vie mais non sur celle d'épargne retraite.

Le fait de vivre en couple introduit également sans doute un motif supplémentaire pour constituer une épargne à long terme : la volonté de protéger son conjoint et ses enfants en cas d'accident. En effet, les assurances vie, mais également les clauses de réversion des produits d'épargne retraite permettent de verser des revenus ou un capital aux survivants. Ainsi, les détenteurs de PERP et de PERCO peuvent ajouter une clause de garantie complémentaire lorsqu'ils souscrivent l'un ou l'autre des contrats. Dans le cas des rentes viagères réversibles, les souscripteurs peuvent également, à titre d'exemple, opter pour la mise en place d'une rente d'éducation destinée aux enfants mineurs en cas de décès. Le PERCO peut également être débloqué de manière anticipée en cas de décès.

Il existe néanmoins une taille de famille à partir de laquelle les possibilités de protection offertes ne contrebalancent pas la tendance à moins épargner via des produits d'épargne retraite. En effet,

6. Chez les retraités du régime général qui ont été salariés du secteur privé durant toute leur carrière.

les familles avec quatre enfants ou plus détiennent moins fréquemment d'épargne retraite que les ménages ayant deux enfants à charge⁷. Par rapport aux familles avec deux enfants, leur probabilité de détenir une assurance vie et un produit d'épargne retraite est plus faible de 7,29 %.

Les ménages sans enfant détiennent également moins fréquemment ce type de produit simultanément : cela confirme probablement le caractère partiellement protecteur de la détention d'épargne à long terme. Les familles nombreuses avec une contrainte budgétaire forte sont moins à même d'épargner, que ce soit pour leur retraite ou pour assurer un revenu ou un capital aux survivants en cas de décès.

Le niveau de revenu influe sur la détention d'assurance vie associée ou non à l'épargne retraite

L'impact du revenu s'avère particulièrement important dans la détermination de contracter une assurance vie, complétée ou non de produits d'épargne retraite. Ainsi, l'effet marginal des tranches de revenus supérieures sur la probabilité de détenir une assurance vie uniquement est statistiquement significatif et positif. Il s'élève, à titre d'exemple, à 5,63 % pour les ménages au revenu par UC compris entre 2 501 et 4 000 euros. De même l'appartenance à cette même catégorie de revenu accroît de 11,22 % la probabilité de détenir simultanément une assurance vie et un produit d'épargne retraite. En revanche avoir un revenu par UC compris entre 2 501 et 4 000 euros mensuels a un impact marginal négatif de 18,33 % sur la probabilité de ne détenir aucun des deux types de produits d'épargne à long terme (assurance vie et épargne retraite).

En revanche, la détention d'épargne retraite seule n'est pas influencée par le revenu : les effets marginaux ne sont pas significatifs dans la détermination de cette probabilité jointe.

Lorsque le revenu mensuel par UC du ménage est inférieur à 1 000 euros, la détention de produits d'épargne à long terme est nettement moins fréquente. Ainsi, avoir un revenu mensuel par UC compris entre 500 et 1 000 euros accroît de 5,49 % la probabilité de ne détenir aucun de ces produits.

L'impact du statut en emploi mis en évidence par la littérature existante (Chaput *et al.*, 2011) est confirmé par nos résultats. Par exemple, être ou avoir été un travailleur indépendant accroît

significativement de 9,32 % la probabilité de détenir simultanément des produits d'assurance vie et d'épargne retraite.

Une carrière jugée négative et des difficultés matérielles au cours de l'enfance ont un impact négatif sur la constitution d'une épargne de retraite

L'état d'esprit, la satisfaction professionnelle ainsi que la préférence pour le présent peuvent, d'une part, influencer la décision d'épargner à long terme, et d'autre part, influencer la manière d'appréhender la planification de la retraite. Les jeunes générations font notamment davantage face à la flexibilité de l'emploi que leurs aînés. En France, le taux de chômage des jeunes atteint 24 % en 2010. Lorsqu'ils sont en emploi, leur salaire est faible. Leur priorité n'est probablement pas de préparer leur retraite, mais davantage de subvenir à leurs besoins immédiats.

L'enquête renseigne sur le sentiment qu'ont les individus par rapport à leur carrière. Juger sa carrière plutôt décevante est toutefois purement subjectif. Ce jugement négatif ne signifie pas que les individus craignent de perdre leur emploi. Les individus ayant des tâches répétitives, percevant de faibles salaires, et n'ayant pas de perspectives d'évolution estiment leur trajectoire professionnelle décevante. Davantage préoccupés par la situation présente que future, ils ne contractent ni produits d'assurance, ni produit d'épargne retraite. Juger sa carrière décevante a ainsi un impact négatif et significatif sur la détention de tels actifs. La probabilité de ne détenir aucun de ces produits s'accroît de 6,88 % lorsque les individus déclarent juger leur carrière décevante, tandis que leur probabilité de les détenir simultanément diminue de 3,9 %.

La satisfaction des individus quant à leur niveau de vie constitue un des déterminants de l'épargne retraite (Dumann, 2008). Nos résultats indiquent que lorsque les individus ont connu des difficultés matérielles durant leur enfance, ils ne mobilisent pas d'actifs d'assurance et de retraite, préférant probablement, là aussi, la consommation présente. On aurait pu s'attendre à un tout autre résultat. En effet, les personnes ayant connu des périodes difficiles sur le plan financier durant

7. Les modèles de cycle de vie établissent largement ce phénomène : les enfants sont un déterminant significatif de l'accumulation de patrimoine par les ménages. Scholz et Sheshadri (2007) montrent que l'effet est particulièrement significatif pour les ménages ayant un faible revenu de cycle de vie : avoir des enfants explique leur faible accumulation sur le cycle de vie.

leur enfance, auraient pu avoir un comportement plus prévoyant que celles n'ayant pas fait l'expérience de telles difficultés. Tel n'est pas le cas : les situations de « frustration de consommation » durant l'enfance conduisent plutôt à avoir des préférences fortement biaisées en faveur du présent. Ces comportements, traités par Ameriks *et al.* (2003), relèvent de la littérature portant sur la psychologie. Les auteurs soulignent que lorsque les individus ont une préférence marquée pour le présent, un conflit survient entre, d'une part, la consommation courante et, d'autre part, la réalisation d'un objectif de long terme comme l'accumulation d'une épargne de long terme. Nous montrons que lorsque l'individu a connu des problèmes financiers durant son enfance, cela a un impact négatif de 2,26 % sur la probabilité de détenir simultanément des actifs d'assurance et de retraite.

Un niveau de formation élevé va de pair avec la détention d'une épargne destinée à la retraite

Les variables d'éducation sont des proxys de la qualité des emplois, mais aussi de la sensibilisation aux phénomènes économiques et sociaux (Ameriks *et al.*, 2003; Lusardiet Mitchell, 2004, 2007a, 2007b). Les personnes aux niveaux de formation les plus élevés sont aussi fréquemment les mieux informées sur l'épargne retraite, sur les avantages fiscaux que certains actifs financiers offrent, et sont plus à même de déterminer des produits d'épargne retraite adaptés au maintien de leur niveau de vie aux âges élevés (Bernstein, 2002).

Les détenteurs d'un diplôme équivalent au Master 2 (Baccalauréat + 5 années d'étude) contractent plus fréquemment des contrats d'assurance vie et d'épargne retraite. L'effet marginal d'un tel diplôme sur la détention simultanée d'assurance vie et d'épargne retraite atteint 2,45 %. De même lorsque les individus détiennent ce type de diplôme cela diminue la probabilité de ne détenir aucun produit d'épargne de long terme de 5,31 %. À l'inverse, ne pas détenir de diplôme induit un impact négatif et significatif sur la probabilité de détenir les deux types de contrats (assurance vie et épargne retraite). L'effet marginal négatif est, cette fois, de 3,47 %. Ne pas avoir de diplôme accroît significativement de près de 8 % la probabilité de ne détenir aucun de ces produits. Les personnes les moins bien informées des risques pesant sur le système de retraite, mais aussi les moins informées de l'impact des récentes réformes

sur le montant des futures pensions planifient beaucoup moins leur retraite. Moins sensibilisés aux mécanismes financiers et économiques de base, ils le sont aussi beaucoup moins aux risques inhérents au vieillissement de la population. C'est pourquoi le dispositif d'information retraite peut être vu comme un complément à l'éducation économique et financière de base qu'acquiert les individus en formation initiale ou continue. Si l'on admet qu'un individu non diplômé n'atteint pas un niveau suffisant de sensibilisation économique et financière, alors le système d'information sur les retraites peut en partie pallier les effets d'un bas niveau d'étude.

La mise en place de systèmes d'information retraite en Europe est relativement récente. Les analyses portant sur ces systèmes sont très peu développées. Les variables d'information retraite sont significatives dans le modèle 2.2, estimant simultanément la détention d'assurance vie pour motif retraite et la détention d'épargne retraite. L'estimation des droits à la retraite et le relevé de carrière ont un impact positif et significatif sur la détention de produits d'assurance vie spécifiquement pour motif retraite.

La connaissance et la compréhension des droits futurs permettent aux individus de mieux organiser leur retraite. Une information imparfaite peut engendrer des difficultés à traduire l'information en action, notamment en termes de planification de la retraite. Or de telles difficultés sont souvent associées à un faible niveau de qualification et de salaire (Gustman et Steinmeier, 2001).

Dans plusieurs pays européens, et dans un souci de meilleure compréhension par les futurs retraités, l'organisation du système d'information retraite a récemment évolué vers plus de simplicité (El Mekkaoui *et al.*, 2010). Les ménages européens déclarent effectivement être satisfaits d'une information simplifiée sur leurs droits à la retraite. La dernière réforme portant sur les retraites (2010) prévoit l'amélioration du système d'information retraite, ce qui pourrait inciter les ménages les moins prévoyants à accroître leur détention d'actifs à long terme en vue de mieux préparer leur période de retraite. Néanmoins, il convient de rester prudent sur l'interprétation de ces premiers résultats économétriques sur l'impact de l'information retraite dans la mesure où ils n'apparaissent significatifs que dans une des quatre régressions menées. Par ailleurs, bien qu'ayant contrôlé l'effet cycle de vie dans cette régression, on ne peut exclure qu'une hétérogénéité inobservée liée à l'âge ou l'expérience transparaisse au travers de ces variables. □

BIBLIOGRAPHIE

- Ajzen I. (1991)**, « The Theory of Planned Behavior », *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, vol. 50, n°2 pp. 179-211.
- Ameriks J., Caplin A. et Leahy J. (2003)**, « Wealth accumulation and the propensity to plan », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, n°3, pp. 1007-1048.
- Arrondel L., Masson A. et Pestieau P. (2003)**, *Épargne, Assurance Vie et Retraite*, Assurance, audit, actuariat edn.
- Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2008)**, « Le patrimoine en France : état des lieux, historique et Perspectives », *Économie et Statistique*, n° 417-418, pp. 3-25.
- Bac C. et Albert C. (2012)**, « Inégalités de pension entre hommes et femmes : du constat de 2009 aux perspectives de 2029 », *Retraite et société*, n°63, pp. 19-49.
- Belleau H. et Proulx R. (2010)**, « Équilibre et déséquilibre des comptes amoureux contemporains. Le revenu familial remis en question », *Recherches familiales*, n° 7, pp. 85-101.
- Belleau H. et Proulx R. (2011)**, « Le revenu familial, un concept vague et insidieux : analyse critique et historique des relations économiques familiales », *Enfances, Familles, Générations*, n° 15, pp. 78-109.
- Bernard P., El Mekkaoui de Freitas N., Lavigne A. et Mahieu R. (2002)**, « Ageing and the demand for life insurance: An empirical investigation using French cross section data », *Documents de travail Eurisco*, Université Paris-Dauphine.
- Bernstein D. (2002)**, « Fringe benefits and small businesses: evidence from the federal reserve board small business survey », *Applied Economics*, n° 34, pp. 2063-2067.
- Beverly S.G. et Sherraden M. (1999)**, « Institutional determinants of savings: Implications for low income households and public policy », *Journal of Socio-Economics*, vol. 28, n° 4, pp 457-473.
- Bloom D.E, Canning D. et Graham B. (2003)**, « Longevity and life-cycle saving », *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 105, n°3, pp. 319-328.
- Blundell R., Browning M. et Meghir C. (1994)**, « Consumer demand and the life-cycle allocation of household expenditures », *Review of Economic Studies*, vol. 61, n° 1, pp. 57-80.
- Boeri T., Börsch-Supan A. et Tabellini G. (2002)**, « Pension Reforms and the Opinion of European Citizens », *American Economic Association Papers and Proceedings*, vol. 92, n° 2, pp. 396-401.
- Boeri T. et Tabellini G. (2005)**, « Does information increase political support for pension reform? », *CEPR Discussion Papers*, n° 5319.
- Bridenne I. et Couhin J. (2012)**, « La contributivité accrue de la pension de base : source d'inégalités entre genres ? », *Retraite et Société*, n° 63, pp. 190-203.
- Brun-Schammé A. et Duée M. (2008)**, « L'épargne financière en prévision de la retraite: comportements de détention et montants investis », *Économie et Statistique*, n° 417-418, pp. 93-118.
- Browning M., Bourguignon F., Chiappori P. A. et Lechêne V. (1994)**, « Income and outcomes: a structural model of intra household allocation », *Journal of Political Economy*, vol. 102, n° 6, pp. 1067-1096.
- Calvert L., Campbell J. et Sodini P. (2005)**, « Down or out: Assessing the welfare costs of household investment mistakes », *Working Paper*, Harvard University.
- Chaput H., Luu Kim K.H., Salembier L. et Solard J. (2011)**, « Les inégalités de patrimoine s'accroissent entre 2004 et 2010 », *Insee Première*, n°1380.
- Croguennec Y. (2009)**, « L' épargne retraite en 2007 », *Études et résultats*, Drees, n° 685.
- Darmon C. et Pagenelle H. (2005)**, « Patrimoine : quand les ménages prennent de l'assurance », *Insee Première*, n°1015.
- Direr A. et Roger M. (2011)**, « Les produits d'épargne retraite populaire (PERP) : caractéristiques des détenteurs et projection des niveaux de rentes », *Économie et Prévision*, vol. 194, n° 3, pp. 79-92.

- Dummann K. (2008)**, « What determines supply and demand for occupational pensions », *Journal of Pension Economics and Finance*, vol. 7, n° 2, pp. 131-156.
- El Mekkaoui De Freitas N., Duc C., Briard K., Mage S. et Legendre B. (2011)**, « Aléas de carrières des seniors et impact sur les retraites », *Économie et Statistique*, n° 441-442, pp. 145-158.
- El Mekkaoui De Freitas N., Kukla B. et Legendre B. (2010)**, « Les systèmes d'information sur les retraites en Europe et aux États-Unis », rapport de recherche n°59, Centre d'Études de l'Emploi, octobre.
- Essig L. (2005)**, « Precautionary saving and old-age provisions: Do subjective saving motive measures work? », *MEA discussion papers*, n° 84.
- Gollwitzer P. (1996)**, « The Volitional Benefits of Planning », chap. 13 dans *The Psychology of Action*, John Bargh et Peter Gollwitzer eds., Guilford, New York, pp. 287-312.
- Gustman A. et Steinmeier T. (2001)**, « Imperfect knowledge, retirement and saving », *NBER Working Paper*, n° 8406.
- Hogarth J.M., Hazembuller A. et Wilson M. (2006)**, « How much can the poor save? », dans les actes (*Paperpresentedat*) du colloque *Assets Learning* de 2006.
- Hourriez J.-M., Legendre N. et Le Verre R. (2001)**, « La pauvreté des ménages de 1970 à 1997 : plus de ménages pauvres parmi les salariés, moins chez les retraités », *Insee Première*, n° 761.
- Joo S. et Grable J. (2000)**, « A retirement investment and savings decision model : influencing factors and outcomes », dans le compte-rendu de la 46^e réunion de *The American Council on Consumer Interests*, pp. 43-48.
- Laborde C. (2014)**, « Prévoir sa retraite : une personne sur cinq épargne », *Études et Résultats*, Drees, n°880.
- Lusardi A. et Mitchell O.S. (2005)**, « Financial literacy and planning: Implications for retirement well-being », *DNB working paper*, n° 78.
- Lusardi A. et Mitchell O.S. (2007a)**, « Baby boomer retirement security: The roles of planning, financial literacy, and housing wealth », *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, n°1, pp. 205-224.
- Lusardi A. et Mitchell O.S. (2007b)**, « Financial literacy and retirement preparedness: evidence and implications for financial education », *Business Economics*, vol. 42, n° 1, pp. 35-44.
- Roy R. (2005)**, « Tout ce qui est à moi est à toi ? », *Terrain*, n° 45, pp. 41-52.
- Scholz J.K. et Seshadri A. (2007)**, « Children and household wealth », *Working Papers wp* n° 158, Université du Michigan, Centre de recherche sur la retraite du Michigan.
- Veil M. (2011)**, « Articulation entre politique familiale et retraite : illustration avec l'Allemagne », *Retraite et Société*, n° 61, pp. 45-67.

Montant et composition du patrimoine des indépendants, avant et après le départ à la retraite

Jérôme Bourdieu *, Benoît Rapoport ** et Muriel Roger ***

Nous examinons, en nous appuyant sur l'enquête *Patrimoine* 2010 de l'Insee, la différence de composition du patrimoine entre les indépendants en activité et les retraités. L'objectif est de mieux comprendre les implications de la cessation d'activité sur la richesse de ces ménages dont le départ à la retraite s'accompagne généralement de la cession ou de la transmission d'un capital professionnel. La situation des salariés est utilisée à titre de comparaison.

Toutes choses égales par ailleurs, le patrimoine des ménages de jeunes retraités salariés est plus élevé que celui des ménages de salariés âgés, ce qui suggère que la désépargne nette n'a pas encore débuté chez les premiers. En revanche, pour les indépendants, le patrimoine des actifs ne diffère pas significativement de celui des retraités, sauf dans le cas des exploitants agricoles, pour lesquels on observe une forte baisse. Chez les artisans, commerçants et professions libérales, on observe que le patrimoine varie peu en niveau, seule sa composition change, le patrimoine professionnel étant transformé en patrimoine privé après sa vente. Cela correspond à un modèle dans lequel l'outil professionnel est vendu et non transmis. En comparaison avec les salariés, la moindre accumulation pourrait résulter de la nécessité de compenser une perte de revenus plus élevée lors du passage à la retraite.

Pour les exploitants agricoles, la forte baisse de la richesse totale résulte de la disparition du capital professionnel qui n'est pas compensée par l'augmentation des autres composantes. Ces résultats sont plus proches d'un modèle familial dans lequel l'outil de production est transmis (aux enfants) et ce d'autant plus que la forte baisse non compensée du capital professionnel pourrait s'expliquer par l'existence d'un dispositif très particulier, le salaire différé, créance détenue par les aides familiaux (les enfants) sur l'actif professionnel et pouvant être honorée, libre de droits, lors de la cessation d'activité.

Rappel :

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

* PSE (Inra) et EHESS.

** Université Paris 1 Panthéon Sorbonne et Ined. B. Rapoport a bénéficié du financement du laboratoire d'excellence IPOPS porté par le Pres heSam portant la référence ANR-10-LABX-0089.

*** Banque de France et PSE (Inra).

Les auteurs remercient les rapporteurs et l'éditeur pour leurs nombreuses suggestions ainsi que les membres du comité d'exploitation de l'enquête Patrimoine de l'Insee, en particulier Pierre Lamarche et Bertrand Garbinti, pour leurs commentaires.

La cessation d'activité en fin de vie professionnelle, le passage à la retraite, constituent à bien des égards une étape importante du cycle de vie. Si on l'observe sous l'angle patrimonial, ce changement implique un certain nombre de choix qui ne sont pas dénués de conséquences sur le volume et la composition du capital économique détenu par les ménages. Si elle concerne toute la population, cette étape se déroule différemment pour les salariés et les indépendants.

Pour les premiers, l'étape du passage à la retraite est adossée à des droits acquis au cours de la carrière salariale qui garantissent un revenu viager en général inférieur aux revenus salariaux antérieurs. À cela s'ajoute un changement de mode de vie qui peut conduire certains ménages à un changement de lieu de résidence. Enfin, l'âge de la retraite coïncide parfois avec l'âge d'installation des enfants qui fournit l'occasion de donations. Ensemble, ces éléments peuvent conduire à une modification du patrimoine des ménages, à la fois en volume et en composition.

Pour les seconds, la cessation d'activité est une décision et un processus économique plus complexe. Aux choix précédents s'ajoute le fait que l'exercice d'une activité indépendante s'accompagne le plus souvent de la détention d'un capital professionnel qui est exploité par l'individu actif et qui, au moment de la cessation d'activité, doit être cédé, transmis ou loué à celui qui poursuit l'activité, à moins que la cessation d'activité professionnelle de l'indépendant ne conduise à la disparition de son entreprise et à la vente des éléments du capital qui la composent. La cessation d'activité se traduit ainsi par la conversion du capital professionnel en d'autres formes de détention de la richesse. Cette conversion implique différentes opérations. Le capital professionnel peut être grevé de dettes qu'il faut solder. Une bonne valorisation du capital professionnel peut dépendre du mode de continuation. Une manière de faire est de transmettre l'entreprise, le plus souvent dans un cadre familial, et sous une forme qui comprend une part de donation. Dans ce cas, le processus est complexe, puisqu'il s'agit de procéder à la transmission dans les meilleures conditions possibles, sur le plan humain, financier et fiscal, tout en veillant à ne pas léser les autres enfants. Il est aussi possible de céder l'entreprise à un repreneur et ce changement de propriétaire peut induire un changement de valeur de l'entreprise. Enfin, la dernière solution est de dissoudre l'activité et de vendre les actifs, ce qui peut se traduire par une perte de valeur.

Ainsi, tout en ayant en commun avec les salariés les éléments évoqués précédemment, un

indépendant est confronté à la conversion de son capital professionnel et à un ensemble de choix qui modifient nécessairement la composition de son patrimoine personnel et éventuellement son montant. Dans cet article nous voulons examiner la différence de composition des portefeuilles de patrimoine des indépendants selon qu'ils sont observés avant ou après leur retrait d'activité professionnelle. Les ménages de salariés seront conservés à titre de groupe de comparaison, puisque, comme on le verra, le volume et la composition de leur patrimoine diffèrent peu, en moyenne, entre salariés en fin de carrière et jeunes retraités.

Nous nous appuyons sur les données de l'enquête *Patrimoine* réalisée par l'Insee fin 2009 et début 2010 (dénommée enquête *Patrimoine 2010* dans la suite). Cette enquête fournit, en coupe, une description très précise des éléments qui composent le patrimoine des ménages et de leurs montants. Dans la mesure où il s'agit d'une coupe, il n'est pas possible de suivre un ménage individuel au cours de sa transition vers le retrait d'activité. Ce que nous proposons, c'est une comparaison de la situation instantanée de ménages que l'on caractérise selon deux dimensions : leur appartenance ou non au groupe des indépendants, et le cas échéant selon le type d'activité ; leur position dans le processus de retrait d'activité que nous construisons en trois modalités selon que les membres du ménage sont encore pleinement en activité, que coexistent dans le ménage des actifs et des retraités, ou que le ménage ne comporte plus que des individus ayant achevé leur vie professionnelle. Nous sélectionnons uniquement des ménages comportant au moins une personne âgée de 50 à 75 ans afin d'avoir une fenêtre d'âge relativement étroite avec des ménages comparables. Faut de données longitudinales, nous ne pouvons pas suivre l'évolution des ménages au moment du passage à la retraite. L'approche en coupe permet toutefois de fournir un tableau des différences de patrimoine entre les ménages à un moment donné, ce qui donne, en particulier, une cohérence à l'évaluation des montants des actifs. Enfin, l'analyse toutes choses égales par ailleurs, permet de tenir compte des différences de structure observables entre les différentes populations étudiées.

Notre article s'inscrit dans la continuité du travail descriptif effectué par Blanpain (2000) à partir de l'enquête patrimoine de 1998. Cette auteure montre que « *le patrimoine des indépendants diminue fortement lors du passage à la retraite* » et en attribue la cause au « *rôle singulier joué par le capital accumulé par les non-salariés comme source de revenus d'activité transmise à leur*

descendance et comme instrument de maintien de leur niveau de vie lors du passage à la retraite ». Nous complétons son analyse en considérant les différences de patrimoine au sein des catégories de non-salariés pour tenir compte des résultats de Bessière *et al.* (2012) qui montrent que le montant et la composition des patrimoines bruts varient fortement selon les types d'indépendants. Lorsque l'on désagrège la catégorie des non-salariés, il n'y a que pour les agriculteurs que l'on retrouve la baisse de montant mise en évidence par Blanpain (2000).

Le patrimoine et sa composition de part et d'autre du départ en retraite : une analyse descriptive

Les données sont issues de la vague 2010 de l'enquête *Patrimoine* de l'Insee. Cette enquête, menée sur une base régulière depuis 1986, fournit des informations détaillées sur la situation patrimoniale des ménages français. Elle contient en particulier un volet très complet décrivant la composition du patrimoine professionnel. L'échantillon sélectionné est un sous-échantillon de ménages vivant en France métropolitaine et dans lesquels on compte au moins une personne, active ou retraitée, âgée de 50 à 75 ans. Il est composé de 6 803 ménages, soit 14 585 individus.

Une ventilation des ménages selon la phase du cycle de vie et le secteur d'activité

Les ménages de cet échantillon sont d'abord répartis en trois catégories, selon le statut d'activité de leurs membres : ceux ne comprenant pas d'actifs, mais au moins un retraité (qualifiés de ménages de retraités), ceux ne comprenant pas de retraité mais comptant au moins un actif (qualifiés de ménages d'actifs) et ceux comprenant au moins un actif et au moins un retraité (qualifiés

de ménages en transition). Pour ces derniers, il s'agit autant de ménages regroupant plusieurs générations que de couples dont un membre est actif et l'autre retraité. Comme nous nous intéressons à la composition du patrimoine autour du passage à la retraite, nous avons écarté les ménages qui ne comportent ni retraités ni actifs.

Le deuxième axe de classement des ménages est la présence d'un indépendant ou d'un ancien indépendant dans le ménage. Ainsi les ménages d'indépendants sont ceux qui comptent un indépendant, un ancien indépendant ou une personne dont l'activité secondaire est une activité d'indépendant. Par ancien indépendant, on désigne un individu dont la situation professionnelle avant son retrait d'activité était celle d'un indépendant¹. Si les ménages d'indépendants peuvent inclure des salariés (ou d'anciens salariés), les ménages de salariés eux ne comprennent, par construction, aucun indépendant. L'angle que nous avons adopté privilégie en un sens les indépendants puisqu'il suffit que le ménage en comprenne un ou un ancien pour qu'il soit classé dans ce groupe.

Les trois catégories de ménages sont inégalement représentées dans la population des ménages comportant un membre âgé de 50 à 75 ans. Une petite moitié est entièrement composée d'individus en retraite (cf. tableau 1) et environ 35 % des ménages ne comportent que des actifs. Par ailleurs, les ménages indépendants représentent près de 20 % des ménages considérés. Leur part est plus faible parmi les ménages de retraités que parmi les ménages d'actifs, ce qui peut s'expliquer par un âge de départ en retraite plus tardif pour les indépendants, mais aussi par le développement de l'indépendance dans les services et dans les professions libérales, secteurs qui ont pris le relais des secteurs de l'artisanat ou des exploitants agricoles, en déclin (Estrade et Missègue, 2000).

1. Cela ne signifie pas toutefois que l'individu en question a été indépendant toute sa vie, de même que rien n'exclut qu'un salarié de plus de 50 ans ait pu être indépendant auparavant.

Tableau 1
Répartition des ménages selon le statut sur le marché du travail

	Ménages ne comportant aucun indépendant	Ménages comportant au moins un indépendant
Ménages d'actifs	27,3	8,4
Ménages en transition	11,5	3,0
Ménages de retraités	41,2	7,6

Lecture : 27,3 % des ménages retenus sont des ménages d'actifs ne comportant aucun indépendant.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée, âgée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Indépendance et profession du chef de ménage

Afin d'avoir une définition du chef de ménage cohérente avec notre objet d'étude, nous avons défini un certain nombre de règles concentrant l'attention sur l'indépendant au sein du ménage. Dans les ménages d'actifs, nous avons considéré l'indépendant, lorsqu'il y en a un, comme la personne de référence. Lorsqu'il y en a plusieurs, nous avons retenu celui dont l'activité correspond au niveau de capital professionnel le plus élevé. En l'absence d'indépendant, nous avons retenu la définition standard du chef de ménage au sens du recensement. Dans les ménages de retraités, la personne de référence est l'indépendant du ménage lorsqu'il n'y en a qu'un, l'indépendant le plus âgé lorsqu'il y en a plusieurs et la personne de référence au sens du recensement sinon. La règle retenue pour les ménages comportant des actifs et des retraités est analogue. Par la suite, lorsque nous classerons un ménage dans une catégorie, par exemple « *commerçant* », cela signifiera que la personne de référence a un statut de commerçant.

Dans un premier temps, nous avons considéré les salariés comme formant un groupe homogène, sans distinction de secteur ni de niveau social. Pour les indépendants, nous distinguons cinq groupes :

- les exploitants agricoles,
- les artisans,
- les commerçants,
- les professions libérales,
- les chefs d'entreprise.

Ces cinq groupes ne correspondent pas à une hiérarchie par montant du capital ou du capital

professionnel, mais à des formes de capital professionnel qui sont très différentes. Elles le sont dans deux dimensions : le poids du capital physique et l'importance du capital scolaire (souvent certifié par un diplôme) nécessaire pour l'exploiter (Estrade et Missègue, 2000).

La répartition des ménages selon la catégorie socioprofessionnelle (CS) du chef de ménage est donnée dans le tableau 2. Le nombre de ménages dont la personne de référence est chef ou ancien chef d'entreprise étant relativement faible dans notre échantillon (27 retraités en 2010), certains traitements par CS ne seront pas présentés ou commentés pour cette catégorie. Les résultats du tableau 2 montrent, sans surprise, que la situation de salarié reste largement majoritaire sur le marché du travail et cela même si, par construction, les ménages d'indépendants sont privilégiés puisqu'il suffit à un ménage de contenir un indépendant ou ancien indépendant pour être considéré comme tel.

La manière dont ont été construits les types de ménages en fonction de leur position dans le cycle de vie, d'une part, et de leur rapport à l'indépendance, d'autre part, permet une comparaison instantanée du patrimoine et de sa composition.

Des différences entre actifs et retraités qui dépendent fortement du secteur d'activité

Dans les ménages que nous avons définis comme des ménages de salariés, le niveau moyen de patrimoine diffère peu entre les ménages d'actifs et les ménages de retraités (cf. graphiques I et II). Ce n'est pas du tout le cas dans les ménages composés d'au moins un indépendant. Le graphique I montre une moindre importance du patrimoine de ces derniers lorsque l'un au moins de ses membres est à la retraite (ménage

Tableau 2
CS du chef de ménage selon le type de ménage

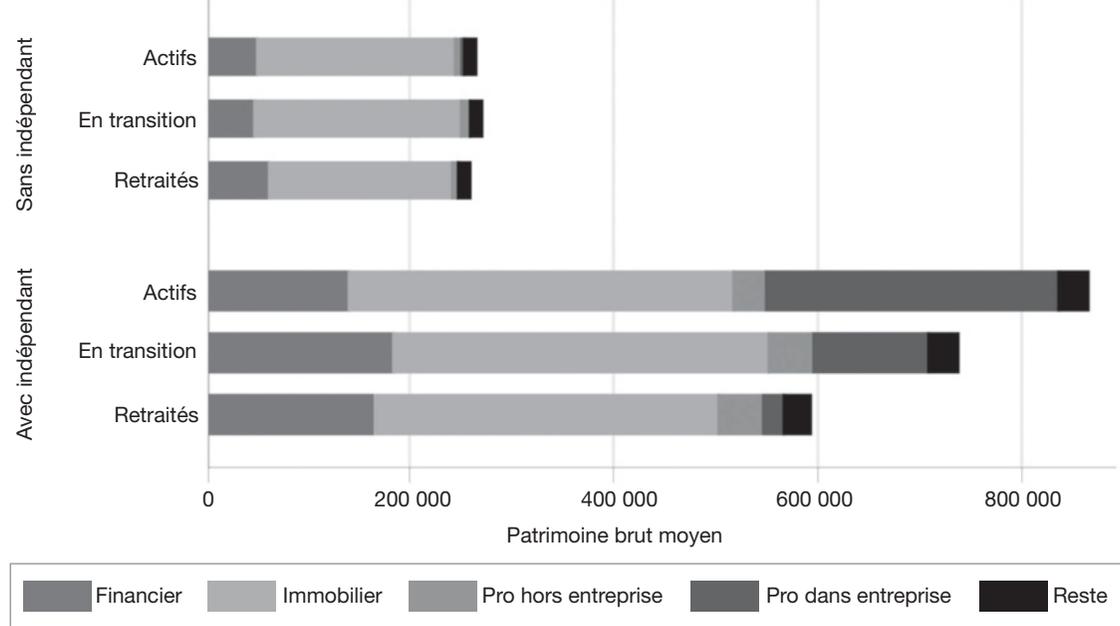
	Actifs	En transition	Retraités
Salariés	27,3	11,6	42,1
Agriculteurs	1,3	0,9	2,1
Artisans	2,2	0,5	2,1
Chefs d'entreprise	0,3	0,0	0,1
Commerçants	2,3	1,0	2,2
Professions libérales	2,3	0,6	1,1

Lecture : 11,6 % des ménages retenus ont une personne de référence qui est salariée et comptent au moins un actif et un retraité (ménage en transition).

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée, âgée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

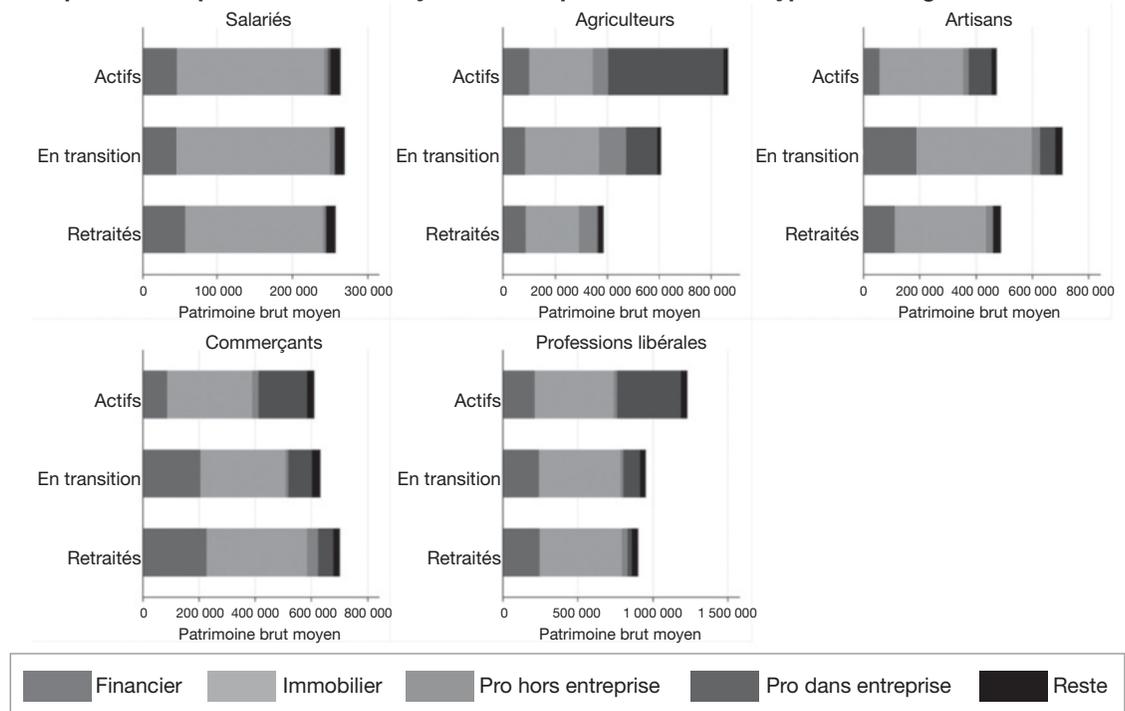
Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Graphique I
Composition du patrimoine brut au cours du cycle de vie selon la présence d'indépendants



Lecture : la longueur totale de chaque barre représente le montant du patrimoine brut total et la longueur de chaque segment grisé donne le montant de patrimoine détenu sous forme de l'actif correspondant. « Pro » est mis pour « Professionnel ».
Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée, âgée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).
Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Graphique II
Composition du patrimoine brut moyen des indépendants selon le type de ménage



Lecture : la longueur totale de chaque barre représente le montant du patrimoine brut total et la longueur de chaque segment grisé donne le montant de patrimoine détenu sous forme de l'actif correspondant. Pour faciliter la lecture, les échelles en abscisses sont différentes pour chaque type d'indépendant. « Pro » est mis pour « Professionnel ».
Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée, âgée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).
Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

en transition) puis un niveau moyen encore plus faible lorsque l'on ne considère que les ménages de retraités².

On considère 5 formes de capital : le capital financier – des liquidités monétaires aux actifs financiers (qui ne comprennent pas les parts de sociétés exploitées par le ménage) –, le capital immobilier (non compris l'immobilier professionnel), le capital professionnel qui est décliné en capital professionnel des entreprises du ménage et capital professionnel détenu en dehors des entreprises du ménage et le capital restant qui comprend les véhicules privés, les meubles, les bijoux etc.

La part de la richesse détenue en actifs professionnels est très importante, en moyenne, pour les ménages d'indépendants actifs. Elle est plus faible pour les ménages en transition et pratiquement absente de la richesse des ménages comprenant des retraités ayant eu une activité d'indépendant (elle atteint un niveau proche de celui des retraités salariés).

L'écart important de capital professionnel moyen entre actifs et retraités en faveur des premiers n'est pas compensé par un écart entre les patrimoines privés en faveur des seconds, ce qui suggère que le capital professionnel n'est pas entièrement converti en d'autres formes de capital, en capital immobilier et en capital financier notamment, destiné à fournir un revenu.

La désagrégation de la catégorie indépendant selon le secteur de l'activité principale (cf. graphique II) illustre les différences entre des différents sous-groupes professionnels qui ont des formes de capital très différentes. Ainsi, la part du patrimoine professionnel dans le patrimoine total des ménages dépend fortement de l'activité du ménage. La différence entre les montants des portefeuilles des actifs et des retraités est plus élevée dans les secteurs où le montant de patrimoine professionnel au cours de la période d'activité est élevé, c'est-à-dire les agriculteurs et, dans une moindre mesure, les professions libérales³. Ainsi les agriculteurs en fin de carrière possèdent un patrimoine professionnel exploité d'environ 441 000 euros contre 5 000 euros pour les ménages d'agriculteurs retraités. Pour les professions libérales, on passe de 424 000 euros à 29 000 euros. Pour les commerçants et les artisans dont le patrimoine professionnel exploité est moindre en fin d'activité (173 000 euros et 80 000 euros environ, respectivement) la différence avec les jeunes retraités est, elle aussi, moindre : les commer-

cants en possèdent encore 54 000 euros, en moyenne, lorsqu'ils sont retraités depuis peu.

Une explication par l'endettement ?

Pour tous les types d'indépendants, le capital restant dû (montant de l'endettement) est nettement plus faible dans le cas des ménages de retraités, essentiellement la partie qui porte sur l'endettement des entreprises, mais aussi sur l'endettement privé (cf. graphique III). Ceci suggère que la cessation d'activité de ces ménages s'est accompagnée d'un remboursement des emprunts du ménage, emprunts majoritairement liés au capital professionnel.

Pour les retraités, l'endettement professionnel est nul pour les agriculteurs et les artisans, et atteint moins de 1 000 euros pour les commerçants et les professions libérales, ce qui n'est pas le cas dans les ménages d'indépendants actifs. Les montants en jeu restent toutefois modestes pour les artisans, les commerçants et les professions libérales qui sont peu endettés professionnellement lorsqu'ils sont actifs et en fin de carrière⁴ (entre 15 et 22 000 euros en moyenne), en comparaison des agriculteurs (73 000 euros).

Concernant l'endettement privé, il est divisé par 5 lorsque l'on compare les ménages d'actifs et de retraités chez les agriculteurs (de 20 000 à 4 000), chez les artisans (de 34 000 à 6 000, soit un rapport de plus de 5) et les professions libérales (de 83 000 à 20 000) et par un peu moins de 2 pour les commerçants. Les ménages en transition constituent dans tous les cas une situation intermédiaire en termes d'endettement entre ménages d'actifs et ménages de retraités.

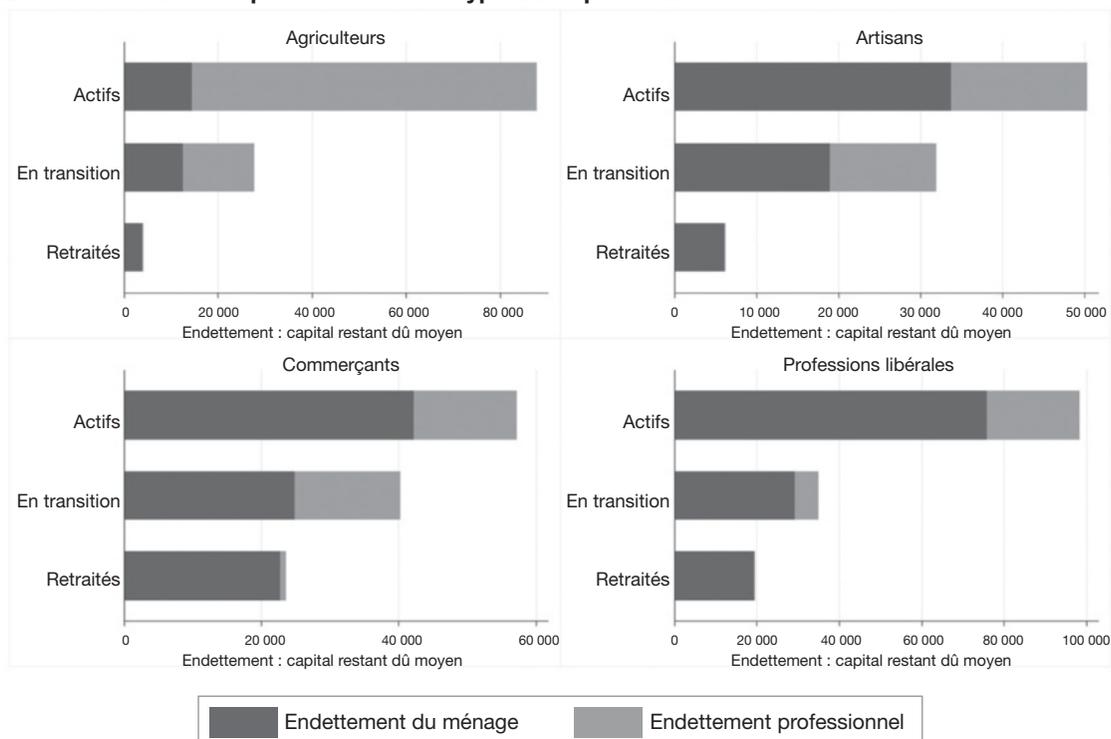
Le graphique IV montre toutefois clairement que, pour les ménages de notre échantillon, qui est, en moyenne, plus âgé que la population française, la différence entre le patrimoine net et le patrimoine brut est faible. De ce fait, la structure générale selon la catégorie professionnelle des écarts de patrimoine brut entre ménages

2. De manière générale, on gardera à l'esprit que l'absence de données de panel empêche d'observer les évolutions individuelles. On compare donc des retraités qui sont partis à la retraite au cours des 10 à 15 ans précédant l'enquête à des actifs âgés au moment de l'enquête. Il se peut ainsi que l'on capte des effets conjoncturels qui peuvent être importants. En particulier, les ménages qui ont réalisé leur retrait d'activité en 2008 ou 2009, l'ont fait à un moment défavorable pour les détenteurs d'actifs financiers du fait de la crise financière.

3. La différence importante de patrimoine professionnel entre les ménages d'actifs et de retraités agricoles est un phénomène qui se retrouve dans les données de l'enquête Patrimoine 2003-2004.

4. L'âge moyen des adultes des ménages sélectionnés est de 55 ans. Nous avons donc principalement des actifs en fin de carrière.

Graphique III
Endettement des indépendants selon le type d'indépendant

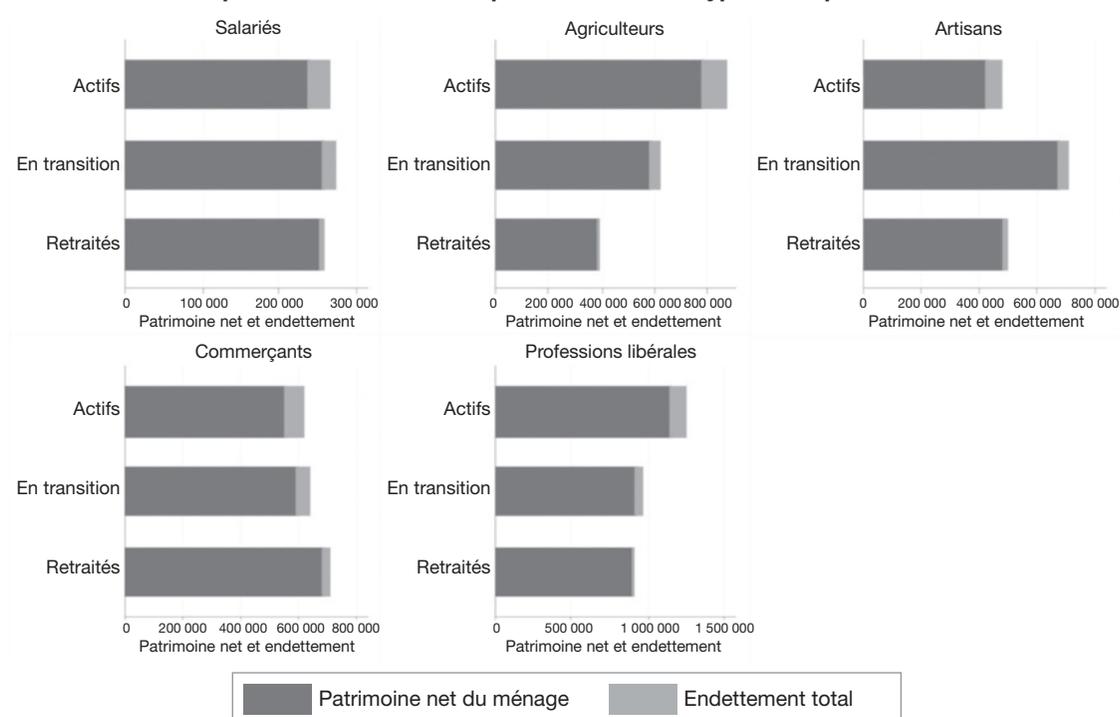


Lecture : la longueur totale de chaque barre représente l'endettement total du ménage (capital restant dû) et la longueur des segments grisés donne respectivement l'endettement privé et l'endettement professionnel. Pour faciliter la lecture, les échelles en abscisses sont différentes pour chaque type d'indépendant.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée, âgée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Graphique IV
Patrimoine brut et patrimoine net des indépendants selon le type d'indépendant



Lecture : le patrimoine brut étant la somme du patrimoine net et de l'endettement, la longueur totale de chaque barre représente le patrimoine brut. Pour faciliter la lecture, les échelles en abscisses sont différentes pour chaque type d'indépendant.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée, âgée de 50 à 75 ans (6803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

d'actifs et de retraités s'observe, bien qu'avec une ampleur légèrement moindre, sur les écarts de patrimoine net. Enfin, on constate ce phénomène aussi bien sur les patrimoines moyens qu'à d'autres points de la distribution, médiane et premier et troisième quartiles.⁵

Quid de la transmission?

Le moment du retrait de la vie professionnelle peut être l'occasion d'une transmission aux enfants pour les aider à démarrer dans la vie, par exemple, à acquérir leur logement, financer leurs études, voire à créer leur entreprise. Pour ce faire, les salariés, généralement dépourvus de capital professionnel, doivent compter surtout sur leur capital financier, du moins lorsque leur résidence principale constitue leur seul capital immobilier. Pour les indépendants la logique de transmission familiale est pour ainsi dire inscrite dans le choix de retrait de la vie professionnelle qui, de ce fait, dépend très fortement de la configuration familiale, principalement de la présence d'enfants en âge et en capacité de recevoir le capital professionnel. D'une certaine façon, les indépendants doivent faire une double transmission : ils doivent transmettre le capital lié à leur activité d'indépendant et ils doivent éventuellement transmettre leur statut d'indépendant. Les possibilités de transmission ne seront toutefois pas les mêmes suivant le type de capital professionnel et le type de compétence que son utilisation requiert (on ne transmet pas de la même manière une exploitation agricole, un petit commerce ou un cabinet médical) mais aussi selon un ensemble de

stratégies, souvent familiales, longues et coûteuses, visant à trouver un repreneur. Ainsi, le capital professionnel est une ressource ambivalente : d'un côté, il constitue un actif dont ne disposent pas les salariés et qui permet de réaliser une transmission précoce. De l'autre, il est difficile à valoriser sans l'existence d'un héritier.

Dans l'enquête *Patrimoine 2010*, il n'est pas possible de connaître la nature du patrimoine transmis par le ménage – seulement le montant et l'année de chaque transmission, et seules sont collectées les donations enregistrées aux impôts. Nous ne pouvons donc pas répondre de manière complète à la question soulevée dans le paragraphe précédent. Néanmoins, les données disponibles nous permettent de connaître les grandes lignes des comportements de transmission des ménages en fonction de leur position dans le cycle de vie et des professions exercées. Le tableau 3 détaille, selon le type d'indépendant et selon le type de ménage (actif, retraité, en transition), la valeur moyenne du patrimoine détenu par le ménage ainsi que la valeur en euros 2009 du patrimoine transmis⁶.

5. Graphique non présenté, disponible sur demande auprès des auteurs.

6. Afin d'avoir une idée de la valeur du patrimoine donné, on le recalcule en € 2009 pour les donations dont la valeur est évaluée en € d'époque, c'est-à-dire lorsque qu'il a été déclaré comme tel. Pour les donations postérieures à 2004, la question n'a pas été posée. On fait l'hypothèse que le montant déclaré est en € de l'époque (c'est-à-dire que les personnes n'ont pas recalculé la valeur de la transmission en € de 2009-2010). En l'absence de toute information sur la nature du patrimoine transmis, on applique le déflateur des prix à la consommation, même si, puisque l'on cherche à reconstituer la valeur actuelle du patrimoine transmis alors, on voudrait pouvoir appliquer un déflateur correspondant au type de patrimoine.

Tableau 3
Patrimoine courant et patrimoine déjà transmis par le ménage selon le type de ménage et la CS de la personne de référence

	Actifs	En transition	Retraités
Salariés	263 600	269 100	256 500
	2 900	5 500	16 300
Agriculteur	863 600	605 200	385 800
	6 200	16 700	47 100
Artisan	471 700	706 800	488 200
	2 900	76 300	18 900
Commerçant	609 100	632 500	701 700
	18 500	22 300	49 800
Profession libérale	1 226 600	951 200	901 600
	10 800	37 200	79 200

Lecture : première ligne : patrimoine moyen ; deuxième ligne, patrimoine déjà transmis, en euros. Les ménages de retraités agriculteurs possèdent un patrimoine de 385 800 euros en moyenne et avaient transmis 47 100 euros à la date de l'enquête.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée, âgée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

On constate que le patrimoine déjà transmis est faible chez les actifs, en montant et en part du patrimoine (il atteint 3 % pour les commerçants). Il augmente, comme on peut s'y attendre, pour les patrimoines des ménages en transition puis pour les retraités et atteint 12 % pour les agriculteurs retraités qui, il faut noter, sont un peu plus âgés. Les écarts de montants moyens transmis entre actifs et retraités, bien que non négligeables, ne suffisent pas à expliquer l'ensemble des variations de patrimoine, en particulier lorsque celles-ci sont de grande ampleur (agriculteurs), ce qui indique que les transmissions ne constituent pas le seul usage du patrimoine professionnel lors du passage à la retraite. Autrement dit, une partie au moins de la conversion du capital professionnel ne se fait pas par transmission, soit que le capital professionnel n'ait pas été entièrement donné aux héritiers, soit qu'il n'y ait pas d'héritier disponible pour le recevoir.

Un modèle unique de transformation du patrimoine professionnel ?

L'ensemble des résultats descriptifs ne semblent donc pas valider un modèle unique. Pour les artisans et les commerçants, on observe que le patrimoine varie peu en niveau, seule sa composition change, le patrimoine professionnel étant transformé en patrimoine privé après sa vente. Cela correspondrait à un modèle dans lequel l'outil professionnel est vendu et non transmis. Pour les professions libérales et les exploitants agricoles, les résultats des statistiques descriptives seraient plus proches d'un modèle davantage familial dans lequel l'outil de production est transmis (aux enfants). Toutefois, les montants transmis par les ménages sont trop faibles pour cela. En effet, transmissions et réduction de l'endettement compensent seulement, en moyenne, 59 % de la réduction de patrimoine pour les professions libérales et 36 % pour les agriculteurs.

Nous ne disposons pas de données de Panel. Les ménages que nous observons avant et après le départ à la retraite ne sont pas les mêmes. Les différences observées peuvent donc être uniquement des différences de cohortes dont les caractéristiques peuvent varier (composition des ménages, niveau de diplôme, etc.). Afin d'évaluer cette éventualité, nous adoptons une approche économétrique qui permet de comparer les détentions des différents types de patrimoine en contrôlant des effets de composition de notre échantillon.

Recomposition du patrimoine lors du passage à la retraite : une analyse économétrique

Nous nous concentrons sur deux questions. Dans un premier modèle, nous nous intéresserons aux montants des différents types d'actifs détenus par les ménages en contrôlant par leur position dans le cycle de vie. Observe-t-on que les indépendants sont plus riches que les salariés, toutes choses égales par ailleurs ? Cet écart est-il constant avant, pendant et après la cessation d'activité ? Comment varie-t-il en fonction du type d'indépendants ? Le changement de niveau de patrimoine et la disparition du patrimoine professionnel ont des effets à minima mécanique sur la composition des portefeuilles. Le second modèle explique les poids relatifs des différents types de capital au sein du patrimoine global, toujours en fonction du type de ménage et des caractéristiques individuelles, ce qui permet d'appréhender la reconstitution du patrimoine autour de l'âge de départ à la retraite. On se focalise dans ce cas sur les seuls indépendants qui doivent se défaire de leur capital professionnel et qui ont à ce titre un problème spécifique de reconstitution de leur patrimoine autour de l'âge de la retraite : quels types d'actifs sont acquis par les indépendants qui vendent leur patrimoine professionnel au moment du départ à la retraite ?

Même s'il n'est pas possible de pallier totalement l'absence de données de panel dans l'examen des variations de niveau de patrimoine et de la composition des portefeuilles lors du passage à la retraite, ce type d'analyses permet de prendre en compte les caractéristiques observables des ménages et donc de tenir compte des variations de la structure observable des sous-populations d'actifs proches de la retraite et de jeunes retraités.

Deux modélisations différenciées pour les montants et la structure du patrimoine

Dans le premier modèle nous étudions la valeur des montants de patrimoine du ménage pour les différents types d'actifs. Notre objectif est d'obtenir une estimation du patrimoine selon la période du cycle de vie et le métier. L'hypothèse théorique du cycle de vie fournit un cadre d'analyse souvent mobilisé pour comprendre les comportements d'accumulation des ménages. Arrondel et Masson (1989), par exemple, décrivent les facteurs explicatifs de l'accumulation des ménages découlant des modèles théoriques : l'âge, le revenu permanent

ou les transferts. Ils testent la nature et l'importance des différents déterminants individuels sur le montant global de patrimoine. Nous nous plaçons dans un cadre d'analyse analogue mais

nous spécifions une forme un peu différente, moins structurelle, de l'équation de patrimoine des ménages. Nous estimons des équations prenant la forme suivante (cf. encadré) :

Encadré

MODÉLISATION DU PORTEFEUILLE EN MONTANTS OU EN PARTS

Le **Modèle 1** (modèle en montants) est composé de 3 ensembles d'équations.

- une équation de sélection qui permet de modéliser la décision, pour la personne de référence, d'être dans le statut d'indépendant plutôt que celui de salarié

$$\begin{cases} I = 1 & \text{si } I^* > 0 \\ I = 0 & \text{si } I^* \leq 0 \end{cases}$$

avec

$$I^* = X_{indep} \beta_{indep} + \varepsilon_{indep}$$

- quatre équations modélisant, pour les indépendants, le montant de patrimoine (exprimé en log) pour chaque type de patrimoine, ainsi que le niveau d'endettement. Le patrimoine immobilier et l'endettement sont spécifiés comme des modèles de type tobit afin de tenir compte du fait que certains ménages n'ont pas d'endettement et/ou pas de patrimoine immobilier¹. On écrit donc :

$$\begin{cases} \ln W_k = X_{k,indep} \beta_{k,indep} + \varepsilon_{k,indep} \\ \ln W_{k'} = \text{Max}(X_{k',indep} \beta_{k',indep} + \varepsilon_{k',indep}, 0) \end{cases}$$

avec respectivement k le capital financier ou professionnel et k' l'immobilier ou l'endettement.

- trois équations modélisant, pour les salariés, le montant de patrimoine (exprimé en log) pour chaque type de patrimoine, ainsi que le niveau d'endettement. Comme pour les indépendants, le patrimoine immobilier et l'endettement sont spécifiés comme des modèles de type tobit. A la différence des indépendants, les salariés ne possèdent pas de patrimoine professionnel.

$$\begin{cases} \ln W_k = X_{k,sal} \beta_{k,sal} + \varepsilon_{k,sal} \\ \ln W_{k'} = \text{Max}(X_{k',sal} \beta_{k',sal} + \varepsilon_{k',sal}, 0) \end{cases}$$

avec la même définition de k' que pour les indépendants et k correspondant cette fois uniquement au capital financier

Les termes d'erreur sont supposés suivre une loi normale multivariée (à 8 dimensions). Le fait que l'on n'observe jamais de ménages simultanément dans les deux régimes (indépendants et salariés) entraîne que certaines corrélations entre les termes d'erreur ne sont pas identifiables, comme c'est le cas dans tous les modèles dits à régime (*switching regression models*).

Ce modèle, de même que le modèle 2, est estimé par maximum de vraisemblance simulée à l'aide de la commande `cmp` de Stata (Roodman, 2011).

Le **Modèle 2** (modèle en parts) est composé de 2 ensembles d'équations

- une équation de sélection (identique à celle du modèle 1) qui permet de modéliser la décision, pour la personne de référence, d'être dans le statut d'indépendant plutôt que celui de salarié

$$\begin{cases} I = 1 & \text{si } I^* > 0 \\ I = 0 & \text{si } I^* \leq 0 \end{cases}$$

avec

$$I = X_{indep} \beta_{indep} + \varepsilon_{indep}$$

- trois équations modélisant, pour les indépendants, les parts π_k dans le patrimoine brut des patrimoines immobilier, financier et du reste. La part de patrimoine professionnel est choisie comme référence. Comme précédemment l'équation relative au patrimoine immobilier est spécifiée comme un modèle de type tobit.

$$\begin{cases} \pi_k = Z_{k,indep} \gamma_{k,indep} + \eta_{k,indep} \\ \pi_{k'} = \text{Max}(Z_{k',indep} \gamma_{k',indep} + \eta_{k',indep}, 0) \end{cases}$$

avec k le capital financier ou professionnel et k' le capital immobilier.

- parmi les régresseurs figurent le patrimoine brut total (exprimé en log) ainsi que son carré. Dans la mesure où les parts sont construites à l'aide du patrimoine brut, l'existence d'erreurs de mesure sur cette variable entraîne son endogénéité potentielle, ainsi que celle de son carré (corrélations avec les termes d'erreurs). Le patrimoine brut total ainsi que son carré sont donc instrumentés ; nous utilisons en particulier comme instruments une fonction souple du revenu (spline calculée sur les déciles) : le modèle comporte donc deux équations supplémentaires.

$$\begin{cases} \ln W = Z_W \theta_1 + v_1 \\ \ln^2 W = Z_W \theta_2 + v_2 \end{cases}$$

Les termes d'erreur sont supposés suivre une loi normale multivariée (à 6 dimensions). On ne modélise pas ici la répartition en parts pour les salariés.

1. Le patrimoine immobilier aurait pu être modélisé à l'aide d'un tobit généralisé, ce qui aurait nécessité de spécifier en plus la décision d'achat immobilier. Nous avons plutôt retenu cette spécification plus simple, le choix d'un investissement immobilier n'étant pas le sujet de cette étude.

$$\ln W = f(\beta * sect, \gamma * typmen, \eta * sect * typmen, X) \quad (1)$$

où W est le patrimoine brut ou net du ménage, $sect$ le secteur d'activité du ménage en 6 postes distinguant salariés et les différents types d'indépendants, $typmen$ la phase du cycle de vie dans laquelle se trouve le ménage (actif, en transition, retraité) et X un ensemble de variables de contrôle.

Nous retenons trois catégories de patrimoine pour les indépendants : le patrimoine immobilier, le patrimoine financier, le patrimoine professionnel ; deux pour les salariés : le patrimoine immobilier et le patrimoine financier⁷. Seul un peu plus de la moitié des ménages sont propriétaires de leur logement, d'une résidence secondaire ou d'immobilier de rapport. Nous en tenons compte dans les estimations en spécifiant pour cette composante un modèle tobit. Nous avons complété le modèle par une équation d'endettement. Le choix de spécifications différentes pour les indépendants et pour les salariés découle de la présence du capital professionnel chez les uns et de son absence chez les autres.

L'effet d'une variable (l'âge par exemple), estimé d'un côté chez les indépendants, de l'autre chez les salariés, est potentiellement affecté par les facteurs qui ont conduit les uns à devenir indépendants, les autres salariés. Il dépend ainsi d'un effet de sélection que nous prenons en compte. Les équations de montant de patrimoine sont estimées conditionnellement au choix du statut professionnel. La variable d'identification retenue est la profession du père. Nous nous plaçons sous une hypothèse de transmission du statut d'indépendant (Laferrère, 1998). On constate, en effet, sur l'ensemble des personnes de référence (PR) pour lesquelles on connaît la profession du père (95,5 % des PR⁸) que 34,7 % d'entre elles ont un père indépendant. Cette proportion est de 30,2 % chez les PR salariées, 90,5 % chez les agriculteurs, 45,1 % chez les artisans, 53,1 % chez les chefs d'entreprise, 46,1 % chez les commerçants, et 37,7 % pour les professions libérales soit systématiquement plus que la moyenne pour les indépendants. De plus, Colombier et Masclat (2008a, b) montrent que les indépendants transmettent à leurs enfants des compétences spécifiques à leur profession, mais aussi des capacités plus générales (travail en autonomie, aptitudes managériales) et que les indépendants de première génération, qui reçoivent moins de capital humain informel de la part de leurs parents que les indépendants de deuxième génération (dont

les parents sont indépendants), compensent cette différence par plus d'éducation formelle.

Dans le modèle 2, plutôt que le montant du patrimoine, nous estimons les parts de chaque type de patrimoine dans la richesse totale. Ce modèle n'est estimé que pour les ménages d'indépendants qui font face au problème spécifique de recomposition de leur patrimoine autour de l'âge de la retraite. Il permet de compléter le premier en examinant, en particulier, pour un niveau de patrimoine donné, si l'allocation entre les différentes composantes diffère entre actifs et retraités et donc de dire si la conversion du capital professionnel en patrimoine privé lors du passage à la retraite s'opère principalement en faveur d'un type particulier de patrimoine. Les trois catégories retenues dans ce cas sont le patrimoine immobilier, le patrimoine financier et le patrimoine résiduel. La quatrième composante, le patrimoine professionnel, forme la catégorie de référence. Le choix de mettre le patrimoine professionnel en référence s'explique pour deux raisons. D'une part, comme nous l'avons mis en évidence précédemment, le niveau de patrimoine professionnel est plus faible pour les ménages de retraités, le résultat est donc connu. D'autre part, l'objectif est d'identifier en quel type de patrimoine les ménages transforment ce patrimoine professionnel au moment du passage à la retraite : immobilier, financier ou autre. La spécification choisie nous donne donc une lecture directe du résultat.

Les déterminants des parts de capital détenues par les ménages dépendent de leur richesse. La relation n'est toutefois pas linéaire et on s'attend, par exemple, à ce que la part de capital financier soit très élevée (sous forme de liquidités) pour les ménages du bas de la distribution de richesse (qui n'ont pas d'immobilier), à ce qu'elle diminue ensuite pour redevenir très élevée pour les gros patrimoines (sous forme d'actifs financiers). Pour cette raison, nous avons introduit la richesse dans nos régressions, directement et sous forme quadratique. Enfin, si l'on considère que les choix d'accumulation et d'affectation de l'épargne entre les différents

7. Le patrimoine résiduel étant une catégorie constituée du « reste », nous n'avons pas modélisé explicitement les déterminants du montant de ce patrimoine pour les ménages. L'interprétation des différents coefficients en aurait été difficile. De plus, cela aurait nécessité l'estimation de coefficients supplémentaires et aurait pu nuire à la précision des estimations, compte tenu de la taille de l'échantillon.

8. Cette information n'est connue que pour les personnes de référence au sens de l'enquête et leur conjoint, donc lorsque l'on a requalifié comme personne de référence un membre du ménage qui ne l'était pas initialement (ou qui n'était pas conjoint de la personne de référence), cette information n'est pas disponible.

produits sont simultanés pour les ménages, le niveau de richesse est une variable endogène dans les équations de parts⁹. Deux équations de richesse brute et de richesse brute au carré sont donc estimées simultanément au reste du modèle pour prendre en compte l'endogénéité en utilisant une fonction souple du revenu (cf. encadré).

En dehors des agriculteurs, les jeunes retraités ont un patrimoine global plus élevé ou du même ordre que les actifs âgés

Avant de commenter les résultats des deux modèles (montants et parts) introduits dans la section précédente, nous donnons ici quelques résultats relatifs à l'accumulation du patrimoine brut total¹⁰, dans la plupart des cas en concordance avec ce que la littérature a pu mettre en évidence (cf. tableau 4).

Les héritages ou donations sont des composantes importantes pour expliquer le montant de richesse des ménages, et même avoir reçu très peu a un effet significatif et positif sur le niveau de patrimoine des ménages. Ainsi, le fait d'avoir reçu un héritage ou une donation augmente le montant de la richesse de 35 à 90 %. Il est remarquable que même le fait d'avoir reçu un héritage ou une donation dont le montant ne représente « rien du tout » comparé au niveau de richesse actuelle du ménage contribue à faire une vraie différence avec ceux qui déclarent ne rien avoir reçu.

D'autres facteurs sont susceptibles d'influer sur la richesse. Le niveau des besoins et des ressources du ménage affecte sa capacité d'accumulation. En particulier, le niveau de patrimoine augmente avec la taille du ménage mais diminue avec le nombre d'enfants. Les deux variables de taille introduites dans la régression permettent de contrôler des effets taille sur le niveau de patrimoine tout en ne considérant pas les enfants comme des contributeurs actifs à l'accumulation. Cela permet ainsi, sous une hypothèse d'additivité des effets, de prendre en compte le fait que certains ménages sont composés d'un adulte, d'autres de deux ou plus, ce qui a un impact sur le niveau de richesse.

Enfin, sur cette équation globale, se dessinent, dans leurs grandes lignes, les différences selon la catégorie socio-professionnelle. Ces résultats seront affinés lors de l'estimation des deux modèles plus complets en montants et en parts.

Lorsque l'on fait les comparaisons au sein des groupes socio-professionnels, on observe,

toutes choses égales par ailleurs, que les salariés retraités ont un niveau de patrimoine plus élevé que celui des ménages d'actifs salariés et ce, quelle que soit leur catégorie socio-professionnelle, ce qui correspond à un processus classique d'accumulation au cours du cycle de vie avec peu de désépargne en début de période de retraite. En revanche, les actifs et les retraités des ménages d'indépendants ont des niveaux de patrimoine qui ne sont pas significativement différents, ainsi que l'indiquent les tests dont les résultats sont reportés dans le tableau 4, même si les coefficients ont le même signe que pour les salariés. Les exploitants agricoles sont la seule exception : le patrimoine des retraités est beaucoup plus faible que celui des actifs, l'effet correspondant à une division par deux du niveau de patrimoine. On notera que, comme le montrait déjà l'analyse descriptive, les conclusions sont les mêmes si l'on s'intéresse au patrimoine net (résultats non présentés), plutôt qu'au patrimoine brut, si ce n'est que les écarts sont d'ampleur légèrement plus importante, bien que toujours non significatifs, pour les indépendants. Si l'on considère que, pour les salariés, on observe un processus avec peu de désépargne en début de retraite (ce qui se traduit par une hausse du patrimoine), la stabilité observée pour la majorité des ménages d'indépendants tend à faire penser qu'ils ont, en comparaison, un comportement d'accumulation moindre visant à compenser une perte de revenus plus élevée au moment du passage à la retraite. En effet, le niveau des pensions ne permet généralement pas de conserver un niveau de revenu égal au salaire d'activité antérieur et il existe une très grande hétérogénéité dans les droits à pension acquis entre les salariés et les indépendants. Le taux de remplacement pour un salarié ayant eu une carrière complète est de l'ordre de 75 % de son dernier salaire (cf. Andrieux et Chantel (2012)). Les indépendants cotisent pour leur retraite à l'instar des salariés, mais ils le font sur des niveaux de cotisations moindres ; leur taux de remplacement est beaucoup plus faible, inférieur à 50 %, avec une forte hétérogénéité (COR, 2001 ; Andrieux et Chantel, 2012).

Au total, à l'exception des agriculteurs, toutes choses égales par ailleurs, le patrimoine est

9. Plus généralement, les parts étant construites en rapportant le patrimoine d'un type donné au patrimoine total, le terme d'erreur des différentes équations de part et la richesse sont mécaniquement corrélés dès lors que la richesse est mesurée avec erreur.

10. L'équation de richesse brute présentée dans le tableau 4 contient les mêmes variables que celles utilisées dans le modèle en parts pour contrôler de l'endogénéité de la richesse.

Tableau 4
Richesse brute

Variables	Coefficient	Écart-type
CS de la personne de référence et type de ménage		
Cadre		
Ménage d'actifs	- 0,08	(0,14)
Ménage en transition	- 0,04	(0,17)
Ménage de retraités	0,39***	(0,11)
Écart retraité/actif (p-value du test)	0,47***	(<0,001)
Profession intermédiaire		
Ménage d'actifs	- 0,29*	(0,16)
Ménage en transition	- 0,24	(0,16)
Ménage de retraités	0,23**	(0,11)
Écart retraité/actif (p-value du test)	0,52***	(<0,001)
Employé		
Ménage d'actifs	- 0,59***	(0,17)
Ménage en transition	- 0,23	(0,18)
<i>Ménage de retraités</i>	<i>Réf.</i>	
Écart retraité/actif (p-value du test)	0,59***	(<0,001)
Ouvrier		
Ménage d'actifs	- 0,73***	(0,16)
Ménage en transition	- 0,49***	(0,18)
Ménage de retraités	- 0,31**	(0,12)
Écart retraité/actif (p-value du test)	0,43***	(0,008)
Exploitant agricole		
Ménage d'actifs	1,36***	(0,18)
Ménage en transition	1,21***	(0,21)
Ménage de retraités	0,65***	(0,15)
Écart retraité/actif (p-value du test)	- 0,71***	(<0,001)
Artisan		
Ménage d'actifs	0,63***	(0,17)
Ménage en transition	0,67***	(0,21)
Ménage de retraités	0,83***	(0,15)
Écart retraité/actif (p-value du test)	0,20	(0,258)
Chef d'entreprise		
Ménage d'actifs	1,22***	(0,19)
Ménage en transition	1,73***	(0,33)
Ménage de retraités	1,29***	(0,26)
Écart retraité/actif (p-value du test)	0,08	(0,790)
Commerçant		
Ménage d'actifs	0,46*	(0,24)
Ménage en transition	0,12	(0,25)
Ménage de retraités	0,80***	(0,20)
Écart retraité/actif (p-value du test)	0,34	(0,248)
Profession libérale		
Ménage d'actifs	0,40**	(0,18)
Ménage en transition	0,48***	(0,18)
Ménage de retraités	0,62***	(0,18)
Écart retraité/actif (p-value du test)	0,21	(0,292)
Divers inactifs	- 0,34	(0,28) →

plus important pour les jeunes retraités que pour les travailleurs âgés, quelle que soit la catégorie socio-professionnelle. Cependant, ce n'est que pour les salariés que les différences sont significatives. Les agriculteurs retraités

présentent la spécificité d'avoir un patrimoine nettement plus faible que les actifs. Nous allons maintenant examiner comment ces évolutions se traduisent en termes de composition du portefeuille.

Tableau 4 (suite)

Variables	Coefficient	Écart-type
Constante	10,19***	(0,27)
Composition du ménage		
Nombre de personnes dans le ménage	0,28***	(0,07)
Nombre d'enfants dans le ménage	- 0,44***	(0,08)
Nombre d'actifs salariés hors la personne de référence	0,07	(0,06)
Revenu du ménage selon le décile (fonction linéaire par morceaux)		
Revenu pour les ménages du 1er décile	0,01	(0,01)
Revenu pour les ménages du 2ème décile	0,12***	(0,04)
Revenu pour les ménages du 3ème décile	0,10**	(0,05)
Revenu pour les ménages du 4ème décile	0,08**	(0,04)
Revenu pour les ménages du 5ème décile	- 0,01	(0,04)
Revenu pour les ménages du 6ème décile	0,07**	(0,03)
Revenu pour les ménages du 7ème décile	0,01	(0,02)
Revenu pour les ménages du 8ème décile	0,03*	(0,01)
Revenu pour les ménages du 9ème décile	0,02***	(0,01)
Revenu pour les ménages du dernier décile	0,00***	(0,00)
Profession ou CS du père de la personne de référence pendant sa jeunesse		
Inconnue	- 0,25	(0,16)
Agriculteur	0,12	(0,10)
Artisan ou commerçant	- 0,03	(0,11)
Chef d'entreprise	0,11	(0,15)
Profession libérale	0,03	(0,24)
Cadre	<i>Réf.</i>	
Profession intermédiaire	- 0,08	(0,11)
Employé	- 0,11	(0,10)
Ouvrier	- 0,16*	(0,09)
Inactif	- 1,04**	(0,42)
Part des héritages ou donations dans le patrimoine actuel		
Déclare ne pas avoir hérité ou reçu par donation de patrimoine	- 0,28***	(0,08)
A hérité ou reçu par donation du patrimoine dont le montant représente		
<i>Rien du tout</i>	<i>Réf.</i>	-
Presque rien « mais je ne serais pas où j'en suis aujourd'hui sans »	0,30***	(0,10)
Moins d'un quart	0,47***	(0,08)
Entre un quart et la moitié	0,64***	(0,09)
Plus de la moitié	0,49***	(0,13)
Observations	6 803	
R ²	0,384	

Lecture : les contrôles d'âge, de genre et de niveau de diplôme sont inclus dans la régression. On a fait figurer les écart-types entre parenthèses. Les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01.

Champ : ménages comportant au moins une personne active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010.

Des différences significatives de composition de patrimoine entre ménages d'actifs et ménages de retraités

La décomposition de la richesse en fonction de ses différentes composantes et la prise en compte de l'endettement total¹¹ sont effectuées en tenant compte de la sélection endogène dans le statut d'activité¹². Les résultats des estimations sont donnés dans les tableaux 5 à 8.

La probabilité d'être indépendant est plus élevée chez les enfants d'indépendants que chez les enfants de salariés (cf. tableau 5): les coefficients estimés lorsque le père de la personne de référence était indépendant sont tous positifs et significatifs lorsque l'on prend comme référence la situation de cadre. Il faut noter que parmi les enfants de salariés, le fait d'avoir eu un père cadre augmente la probabilité de choisir une profession d'indépendant. On peut mettre ce résultat en regard de la hausse des professions libérales au sein des catégories d'indépendants au cours des dernières décennies.

La décomposition de la richesse des indépendants selon les différentes formes de patrimoine fait apparaître de manière attendue un niveau significativement plus faible du patrimoine professionnel des ménages de retraités comparativement aux ménages d'actifs, une fois contrôlé des différences de caractéristiques entre les ménages de ces deux groupes (cf. tableaux 6 à 8).

Pour les autres composantes, l'image que nous donnent les estimations n'est pas celle qui est attendue, à savoir un patrimoine

systématiquement plus faible chez les retraités que chez les actifs, ainsi que le suggère la théorie du cycle de vie. Les patrimoines immobilier et financier des salariés sont plus élevés chez les retraités que chez les actifs alors que pour les agriculteurs, les artisans et les professions libérales, on n'observe pas de différences significatives à cet égard entre retraités et ménages d'actifs. Pour les chefs d'entreprise et les commerçants, l'image est proche de celle que l'on observe chez les salariés, à savoir des montants de richesse immobilière et, pour les seconds, financière plus élevés chez les ménages de retraités. Pour ces deux catégories d'indépendants, ce résultat suggère que le capital professionnel est converti en d'autres formes de capital au moment de la cessation d'activité.

Pour les autres catégories d'indépendants, (agriculteurs, artisans et professions libérales) qui voient leur patrimoine professionnel diminuer sans augmentation des actifs immobiliers ou financiers, on observe en fait un niveau de dettes significativement plus faible chez les retraités que chez les actifs. Pour ces ménages, la « recombinaison » se traduit partiellement par une réduction de l'endettement. L'effet est particulièrement fort chez les agriculteurs. Inversement, il n'y a pas de variation significative de l'endettement chez les autres indépendants.

11. Les montants des différentes catégories de patrimoine sont des montants bruts. Il est délicat d'affecter des montants d'endettement aux différents postes.

12. Les corrélations entre l'équation de choix de l'indépendance et les équations de montants sont presque toujours significatives. Il existe bien des inobservables qui déterminent simultanément le choix de l'indépendance et les choix d'investissement des ménages.

Tableau 5
Estimation des montants, équation de sélection : probabilité d'être indépendant

Variabiles	Indépendant
Constante	- 0,18 (0,13)
Genre	0,09 (0,06)
Âge de la personne de référence	
Moins de 50 ans	Réf.
50-59 ans	- 0,45*** (0,12)
60-65 ans	- 0,55*** (0,12)
Plus de 65 ans	- 0,47*** (0,11) →

Tableau 5 (suite)

Diplôme de la personne de référence		
Sans diplôme ou BEPC		- 0,36*** (0,07)
BEP – CAP		- 0,24*** (0,07)
BAC		- 0,35*** (0,10)
<i>Diplôme du supérieur</i>		<i>Réf.</i>
Profession ou CS du père de la personne de référence pendant sa jeunesse		
Inconnue		0,01 (0,10)
Agriculteur		0,27** (0,07)
Artisan ou commerçant		0,18*** (0,06)
Chef d'entreprise		0,24*** (0,08)
Profession libérale		0,23** (0,11)
<i>Cadre</i>		<i>Réf.</i>
		-
Profession intermédiaire		- 0,15 (0,10)
Employé		- 0,21*** (0,07)
Ouvrier		- 0,28*** (0,07)
Inactif		- 0,46** (0,22)
Observations		6 803

Lecture : on a fait figurer les écarts-types entre parenthèses. Les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01.

Autres variables de contrôle : sexe de la personne de référence, groupe d'âge de la personne de référence (4 groupes, cf. annexe, tableau A), nombre de personnes dans le ménage, nombre d'enfants dans le ménage, fonction linéaire par morceaux du revenu du ménage (l'effet du revenu est autorisé à varier d'un décile à l'autre), nombre d'actifs salariés (hors personne de référence), diplôme de la personne de référence (4 groupes, cf. annexe, tableau A), diplôme le plus élevé dans le ménage (idem), variables indiquant si le ménage a reçu un héritage ou une donation et décrivant, le cas échéant, leur contribution au patrimoine actuel (cf. tableau 4), indicatrice signalant la détention de valeurs mobilières par les parents de la personne de référence.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Tableau 6
Estimation des montants, indépendants

Variables	Immobilier indépendants	Financier indépendants	Professionnel indépendants
CS de la personne de référence et type de ménage			
Exploitant agricole			
<i>Ménage d'actifs</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	-	-	-
Ménage en transition	1,19* (0,70)	- 0,09 (0,41)	0,71 (1,15)
Ménage de retraités	- 0,89 (0,81)	- 0,24 (0,26)	- 3,59*** (1,32) →

Tableau 6 (suite)

Variables	Immobilier indépendants	Financier indépendants	Professionnel indépendants
Artisan			
Ménage d'actifs	- 0,55 (0,69)	- 0,13 (0,21)	- 2,70*** (0,73)
Ménage en transition	- 0,83 (1,24)	0,50 (0,39)	- 7,12*** (1,61)
Ménage de retraités	0,48 (0,77)	0,17 (0,25)	- 12,25*** (1,98)
Chef d'entreprise			
Ménage d'actifs	0,36 (0,62)	0,90*** (0,30)	- 1,39 (1,02)
Ménage en transition	- 0,31 (0,90)	0,08 (0,54)	- 1,63 (1,96)
Ménage de retraités	1,64* (0,84)	0,45 (0,83)	- 10,23*** (3,74)
Commerçant			
Ménage d'actifs	- 1,78** (0,85)	- 0,56* (0,33)	- 3,63*** (0,99)
Ménage en transition	- 1,42 (0,98)	- 0,33 (0,31)	- 8,56*** (1,51)
Ménage de retraités	0,26 (0,81)	0,11 (0,30)	- 11,68*** (1,57)
Profession libérale			
Ménage d'actifs	- 0,22 (0,90)	- 0,06 (0,29)	- 8,37*** (1,12)
Ménage en transition	0,79 (0,90)	- 0,47 (0,37)	- 10,73*** (1,69)
Ménage de retraités	- 0,11 (1,16)	0,01 (0,36)	- 13,54*** (1,81)

Lecture : on a fait figurer les écarts-types entre parenthèses. Les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01.

La liste des autres variables de contrôle est donnée en note de lecture du tableau 5.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Tableau 7
Estimation des montants, salariés

Variables	Immobilier salariés	Financier salariés
CS de la personne de référence et type de ménage		
Cadre		
Ménage d'actifs	- 1,40** (0,68)	0,03 (0,19)
Ménage en transition	- 1,03 (0,78)	- 0,07 (0,23)
Ménage de retraités	0,37 (0,49)	0,39*** (0,15)

→

Tableau 7 (suite)

Variabiles	Immobilier salariés	Financier salariés
Profession intermédiaire		
Ménage d'actifs	- 1,38* (0,72)	- 0,21 (0,20)
Ménage en transition	- 1,35* (0,73)	- 0,34 (0,22)
Ménage de retraités	0,53 (0,48)	0,15 (0,14)
Employé		
Ménage d'actifs	- 2,31*** (0,77)	- 0,52** (0,20)
Ménage en transition	- 1,42* (0,85)	- 0,27 (0,20)
Ménage de retraités	- 2,84*** (0,74)	- 0,50** (0,21)
Ouvrier		
Ménage d'actifs	- 2,35*** (0,77)	- 0,58*** (0,18)
Ménage en transition	- 0,51 (0,53)	- 0,28* (0,15)
Ménage de retraités	- 0,51 (1,11)	- 0,07 (0,35)
Inactifs divers	- 1,40** (0,68)	0,03 (0,19)

Lecture : on a fait figurer les écarts-types entre parenthèses. Les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01.

La liste des autres variables de contrôle est donnée en note de lecture du tableau 5.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Tableau 8

**Estimation des montants, différences en fonction de la période du cycle de vie :
Écarts entre ménages de retraités et ménages d'actifs**

	Immobilier		Financier		Professionnel		Dettes	
	Différence	P value du test	Différence	P value du test	Différence	P value du test	Différence	P value du test
Agriculteur	- 0,89	0,27	- 0,24	0,35	- 3,59***	< 0,01	- 9,54***	< 0,01
Artisan	1,03	0,24	0,31	0,22	- 9,55***	< 0,01	- 6,96***	< 0,01
Chef d'entreprise	1,28*	0,08	- 0,45	0,59	- 8,84***	0,02	- 3,67	0,24
Commerçant	2,04**	0,05	0,67*	0,07	- 8,05***	< 0,01	0,03	0,98
Profession libérale	0,11	0,90	0,07	0,79	- 5,17***	< 0,01	- 3,22*	0,07
Cadre	1,76***	< 0,01	0,36**	0,04	-	-	-	-
Profession intermédiaire	1,91***	< 0,01	0,36*	0,05	-	-	-	-
Employé	2,31***	< 0,01	0,52**	0,01	-	-	-	-
Ouvriers	2,34***	< 0,01	0,22	0,32	-	-	-	-

Lecture : les différences entre les coefficients sont calculées à partir des estimations des tableaux 5 et 6 avec comme référence les ménages actifs dont la personne de référence est un agriculteur pour les indépendants et les ménages de retraités dont la personne de référence est un employé pour les salariés. Les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

À l'exception des ménages agricoles, les indépendants convertissent l'essentiel de leur capital professionnel en capital privé

Le modèle en parts complète les résultats précédents¹³. Tout d'abord, on observe une corrélation positive entre le niveau de richesse des ménages et la part de l'immobilier dans le patrimoine (cf. tableau 9 et tableau 10). On retrouve ici un résultat standard. La variable de richesse au carré joue, quant à elle, plutôt sur le patrimoine financier. Ceci correspond à la forme en U que l'on observe sur la composition des portefeuilles de patrimoine en France¹⁴. Pour les ménages les

moins riches, la part du financier est prépondérante, le patrimoine immobilier étant absent. Les ménages médians possèdent essentiellement du patrimoine immobilier et le patrimoine financier prend à nouveau une place significative en haut de la distribution (il ne s'agit toutefois pas du même du même type de financier : dans le premier cas il s'agit essentiellement de liquidités ou de livret d'épargne, dans le second, les produits financiers risqués sont prépondérants).

13. Les coefficients estimés pour l'équation de sélection du modèle en part sont donnés dans le tableau B en annexe.

14. Ce résultat n'est pas un résultat général. En effet, on ne retrouve pas ce phénomène quand on travaille sur l'ensemble de la zone euro (Arrondel et al., 2013).

Tableau 9
Estimation des parts, indépendants

Variabes	Immobilier indépendants	Financier indépendants	Reste indépendants
Constante	- 16,17*** (1,74)	6,05*** (1,19)	2,00*** (0,72)
Log de la richesse brute (1)	2,61*** (0,32)	- 0,93*** (0,22)	- 0,27** (0,13)
Log de la richesse brute au carré (1)	- 0,10*** (0,01)	0,04*** (0,01)	0,01 (0,01)
Parents détenteurs de leur résidence principale	- 0,01 (0,02)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)
Parents détenteurs de valeurs mobilières	0,03 (0,03)	0,03 (0,02)	0,01 (0,01)
CS de la personne de référence et type de ménage			
Exploitant agricole			
<i>Ménage d'actifs</i>	<i>Réf</i> -	<i>Réf</i> -	<i>Réf</i> -
Ménage en transition	0,10** (0,05)	0,02 (0,03)	- 0,01 (0,01)
Ménage de retraités	0,16** (0,06)	0,11*** (0,04)	- 0,03 (0,02)
Artisan			
Ménage d'actifs	0,21*** (0,05)	0,01 (0,03)	- 0,01 (0,02)
Ménage en transition	0,20** (0,08)	0,10** (0,04)	- 0,00 (0,01)
Ménage de retraités	0,28*** (0,05)	0,06 (0,04)	0,01 (0,02)
Chef d'entreprise			
Ménage d'actifs	0,31*** (0,09)	- 0,03 (0,05)	0,01 (0,02)
Ménage en transition	0,07 (0,27)	- 0,02 (0,08)	0,02 (0,03)
Ménage de retraités	0,44*** (0,07)	- 0,02 (0,05)	0,03 (0,02)

→

De manière inattendue, on n'observe pas de modifications majeures ni de la part de l'immobilier, ni de la part du financier dans la richesse totale des indépendants retraités. Cela résulte du fait que, en moyenne, la part des actifs professionnels dans le patrimoine des ménages indépendants actifs est assez faible, de l'ordre de 10 %, au moment proche de la retraite où on les observe. De plus, les ménages d'indépendants conservent une part très faible mais non négligeable d'actifs professionnels de l'ordre de 3 %, si bien que la

variation de patrimoine imputable à la diminution de la détention d'actifs professionnels est relativement limitée (7 %) et se répartit entre les différentes formes d'actifs sans produire un effet statistiquement significatif sur la composition du patrimoine total. Un prolongement possible consisterait à s'intéresser aux seuls indépendants actifs dont les biens professionnels représentent une part importante du patrimoine ou bien à des sous catégories d'actifs beaucoup plus fines et à la variation des taux de détention correspondants.

Tableau 9 (suite)

Variables	Immobilier indépendants	Financier indépendants	Reste indépendants
Commerçant			
Ménage d'actifs	0,10 (0,06)	0,02 (0,04)	- 0,01 (0,02)
Ménage en transition	0,21*** (0,07)	0,05 (0,05)	- 0,01 (0,03)
Ménage de retraités	0,27*** (0,05)	0,08** (0,04)	- 0,01 (0,02)
Profession libérale			
Ménage d'actifs	0,30*** (0,05)	0,03 (0,04)	0,00 (0,02)
Ménage en transition	0,34*** (0,06)	0,02 (0,04)	0,02 (0,02)
Ménage de retraités	0,30*** (1,16)	0,06 (0,37)	0,02 (1,81)

1. Variables instrumentées en utilisant la même spécification que dans le tableau 4. L'équation de sélection est donnée en annexe.

Lecture : on a fait figurer les écarts-types entre parenthèses. Les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01.

Autres variables de contrôle : sexe de la personne de référence, groupe d'âge de la personne de référence (4 groupes, cf. annexe, tableau A), nombre de personnes dans le ménage, nombre d'enfants dans le ménage, fonction linéaire par morceaux du revenu du ménage (l'effet du revenu est autorisé à varier d'un décile à l'autre), nombre d'actifs salariés (hors personne de référence), diplôme de la personne de référence (4 groupes, cf. annexe, tableau A), diplôme le plus élevé dans le ménage (idem), variables indiquant si le ménage a reçu un héritage ou une donation et décrivant, le cas échéant, leur contribution au patrimoine actuel (cf. annexe, tableau A).

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Tableau 10

Estimation des parts, différences en fonction de la période du cycle de vie

	Immobilier		Financier	
	Différence	P value du test	Différence	P value du test
Agriculteur	0,16**	0,013	0,11***	0,009
Artisan	0,08	0,112	0,05	0,184
Chef d'entreprise	0,12	0,119	0,02	0,805
Commerçant	0,16***	0,009	0,06	0,104
Profession libérale	0,01	0,925	0,03	0,559

Lecture : les différences entre les coefficients sont calculées à partir des estimations du tableau 9. Les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

On peut néanmoins relever les deux sous-groupes professionnels pour lesquels un changement de composition significatif apparaît. D'un côté, il y a les commerçants qui, on l'a vu précédemment, voient leur patrimoine global augmenter relativement plus que celui des autres indépendants et dont on voit ici que cette augmentation s'opère plutôt sous forme immobilière. De l'autre, il y a le cas très différent des agriculteurs pour qui la part de l'immobilier augmente également, en même temps que la part du patrimoine financier, mais dans un contexte de baisse forte du capital total, que la réduction de l'endettement déjà soulignée ne permet pas d'expliquer entièrement.

* *
*

Cette forte baisse du patrimoine semble à première vue paradoxale : on ne voit pas ce qui peut expliquer une fonte brutale du patrimoine des agriculteurs lors du passage à la retraite. Une première explication possible tient au fait que les actifs pourraient surévaluer la valeur de leur patrimoine avant de devoir le céder. Mais ceci devrait concerner tous les indépendants, pas seulement les agriculteurs. Il se peut aussi que les générations considérées aient été victimes de variations effectives de la valeur des terrains agricoles. Si l'on regarde par exemple les données de prix des terres des Safer¹⁵, on observe un creux vers la fin des années 1990, période à laquelle nos retraités sont susceptibles d'avoir vendu leurs exploitations. La valorisation du patrimoine professionnel des ménages d'actifs peut donc avoir été plus importante pour un même bien que le prix que les ménages de retraités en ont obtenu au moment du départ.

15. Les sociétés d'aménagement foncier et d'établissement rural (Safer) sont des organismes créés en France par la loi d'orientation agricole de 1960. Elles ont pour mission d'améliorer les structures foncières par l'installation ou le maintien d'exploitants agricoles ou forestiers, par l'accroissement de la superficie de certaines exploitations agricoles ou forestières, par la mise en valeur des sols et, éventuellement, par l'aménagement et le remaniement parcellaires. Elles assurent la transparence du marché foncier rural.

16. Code rural et de la pêche maritime : articles L321-13 à L321-21-1

Mais une autre explication est à chercher du côté d'un dispositif très particulier et spécifique au secteur agricole : le *salaires différé*.¹⁶ En effet, les descendants adultes d'un exploitant agricole et les conjoints de ces descendants, s'ils ont travaillé sur l'exploitation sans être associés aux bénéficiaires et sans percevoir de salaire, sont considérés comme les bénéficiaires d'un contrat de travail à salaire différé. Le salaire doit être versé rétroactivement au moment du décès de l'exploitant, ou de son vivant s'il décide de liquider sa dette de façon anticipée, et ne fait pas partie de la succession. Les sommes attribuées au titre du salaire différé sont exemptes de l'impôt sur le revenu et de droits de mutations. Il est donc difficile de connaître l'ampleur des sommes en jeu. Il est aussi normal que l'on n'en trouve aucune trace dans les données de l'enquête *Patrimoine*. On peut néanmoins avancer un ordre de grandeur des montants en jeu. En 2009, ce dispositif donnait droit à un montant individuel de 12 077,86 euros pour chaque année de participation, avec un plafonnement à 10 ans de participation, soit un maximum d'environ 120 000 euros par personne concernée. Le nombre d'actifs familiaux hors conjoints, en décroissance, était très important dans les années 1970 et concernait encore plus de 400 000 personnes dans les années 1980 (cf. graphique en annexe). Si l'on fait l'hypothèse qu'un enfant et son conjoint ou deux enfants ont travaillé pendant 10 ans comme aide familial sur l'exploitation, la créance détenue sur l'exploitation, en 2009, s'élevait à un montant d'un peu moins de 250 000 euros. Ce montant correspondant, en moyenne, à la valeur non expliquée de la différence de capital entre les ménages d'actifs et de retraités.

L'existence de ces dispositifs relativise de fait la richesse des ménages d'exploitants agricoles, comparés aux autres ménages, tout en leur fournissant un moyen de transmission exonéré de droits que ne possèdent pas les autres indépendants, mais ceci au prix d'une absence d'indépendance économique des aides familiaux. Les modifications successives du code rural vont aboutir à une disparition progressive de ce dispositif. La loi de finance 2014 a ainsi mis fin à l'exonération du salaire différé que peut verser un exploitant à ses descendants. □

BIBLIOGRAPHIE

- Arrondel L., Roger M. et Savignac M. (2013)**, « Patrimoine et endettement des ménages dans la zone euro : le rôle prépondérant de l'immobilier », *Bulletin de la Banque de France*, n° 192, pp. 81-94.
- Arrondel L., Bachellerie A., Birouk O., Chaput H. et Savignac F. (2011)**, « Les comportements patrimoniaux des ménages en France : Évolutions et déterminants entre 2004 et 2010 », *Bulletin de la Banque de France*, n° 185, pp. 89-107.
- Arrondel L. et Masson A. (1989)**, « Hypothèse du cycle de vie et accumulation du patrimoine : France 1986 », *Économie et Prévision*, n° 90, pp. 11-30.
- Andrieux V. et Chantel C. (2012)**, « Les taux de remplacement du salaire par la retraite pour la génération 1942 », *Dossiers solidarité et santé*, n° 33, pp. 49-81.
- Bessière C., De Paoli C., Gouraud B. et Roger M. (2012)**, « Les agriculteurs et leur patrimoine : des indépendants comme les autres ? », *Économie et Statistique*, n° 444-445, pp. 55-74.
- Blanpain N. (2000)**, « Le patrimoine des indépendants diminue fortement lors du passage à la retraite », *Insee Première*, n° 739.
- Bosse-Platière H. (2005)**, « L'avenir familial de l'exploitation agricole », *Économie rurale*, n° 289-290.
- Colombier N. et Masclat D (2008)**, « Self-Employment and Intergenerational Transition of Human Capital », *Small Business Economics*, vol. 30, n° 4.
- Colombier N. et Masclat D. (2007)**, « L'importance de l'environnement familial comme déterminant du travail indépendant », *Économie et Statistique*, n° 405-406, pp. 99-117.
- COR (2001)**, « Taux de remplacement pour les indépendants », Conseil d'orientation des retraites, Réunion plénière du 4 septembre 2001, *Taux de remplacement et projet de plan des parties I et II du rapport*, fiche 3.
- Dozat R. et Berger P. (1985)**, « La préparation de la transmission du patrimoine agricole », *Économie Rurale*, n° 170, pp. 17-20.
- Estrade M.-A. et Missègue N. (2000)**, « Se mettre à son compte et rester indépendant. Des logiques différentes pour les artisans et les indépendants des services », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 159-181.
- Gollac M. et Laulhé P. (1987)**, « La transmission du statut social : l'échelle et le fossé », *Économie et Statistique*, n° 199-200, pp. 85-93.
- Hochguertel S. (2010)**, « Self-Employment around Retirement Age », *Tinbergen Institute Discussion Paper*, TI 2010-067/3.
- Laferrère A. (1998)**, « Devenir travailleur indépendant », *Économie et Statistique*, n° 319-320, pp. 13-28.
- Missègue N. (1997)**, « Le patrimoine professionnel des indépendants », *Insee Première*, n° 558.
- Parker S. et Rougier J. (2007)**, « The Retirement Behaviour of the Self-employed in Britain », *Applied Economics*, vol. 39, n° 6, pp. 697-713.
- Rapoport B. et Roger M. (2005)**, « La retraite des agriculteurs », *Chambres d'Agriculture*, n° 941, pp. 28-30.
- Roodman D. (2011)**, « Estimating fully observed recursive mixed-process models with cmp », *Stata Journal*, vol. 11, n° 2, pp. 159-206.
- Zissimopoulos J. et Karoly L. (2007)**, « Transitions to self-employment at older ages: The role of wealth, health, health insurance and other factors », *Labour Economics*, Elsevier, vol. 14, n° 2, pp. 269-295.
- Zissimopoulos J., Maestas N. et Karoly L. (2007)**, « The Effect of Retirement Incentives on Retirement Behavior: Evidence from the Self-Employed in the United States and England », *Working Papers*, wp155, University of Michigan, Michigan Retirement Research Center.
-

Tableau A
Statistiques descriptives des variables explicatives des choix d'accumulation des ménages

	Enquête 2010
Personne de référence de sexe masculin (en %)	71,1
Âge	
Âge moyen de la personne de référence (écart-type)	61,7 (8,7)
Âge moyen des adultes du ménage (écart-type)	55,0 (15,8)
Diplôme de la personne de référence (en %)	
Sans diplôme ou BEPC	46,2
BEP - CAP	27,2
BAC	10,2
Diplôme du supérieur	16,4
Diplôme le plus élevé du ménage (en %)	
Sans diplôme ou BEPC	32,7
BEP - CAP	27,9
BAC	15,8
Diplôme du supérieur	23,6
Structure du ménage	
Taille du ménage	2,00
Nombre d'enfants	0,36
Occupation des membres du ménage	
Nombre d'actifs	0,78
Nombre de chômeurs	0,10
Nombre de retraités	0,88
Nombre d'inactifs	0,25
A reçu un héritage ou une donation (en %)	48,7
Pour ceux qui ont hérité ou reçu : part dans le patrimoine actuel (en %)	
Rien du tout	24,7
Presque rien « mais je ne serai pas au j'en suis aujourd'hui sans »	21,6
Moins d'un quart	24,6
Entre un quart et la moitié	15,4
Plus de la moitié	13,7

Lecture : moyennes pondérées.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Tableau B

Estimation des parts, équation de sélection : sélection : probabilité d'être indépendant

Variables	Indépendant
Constante	- 0,27** (0,13)
Genre	0,27*** (0,05)
Âge de la personne de référence	
<i>Moins de 50 ans</i>	<i>Réf.</i> -
<i>50-59 ans</i>	- 0,29*** (0,11)
<i>60-65 ans</i>	- 0,30*** (0,11)
<i>Plus de 65 ans</i>	- 0,26** (0,11)
Diplôme de la personne de référence	
<i>Sans diplôme ou BEPC</i>	- 0,53*** (0,06)
<i>BEP - CAP</i>	- 0,27*** (0,05)
<i>BAC</i>	- 0,31*** (0,07)
<i>Diplôme du supérieur</i>	<i>Réf.</i> -
Profession ou CS du père de la personne de référence pendant sa jeunesse	
<i>Inconnue</i>	- 0,12 (0,13)
<i>Agriculteur</i>	0,27*** (0,09)
<i>Artisan ou commerçant</i>	0,22** (0,09)
<i>Chef d'entreprise</i>	0,24** (0,11)
<i>Profession libérale</i>	0,07 (0,14)
<i>Cadre</i>	<i>Réf.</i> -
<i>Profession intermédiaire</i>	- 0,15* (0,08)
<i>Employé</i>	- 0,11 (0,09)
<i>Ouvrier</i>	- 0,23*** (0,08)
<i>Inactif</i>	- 0,97** (0,42)
Observations	6 803

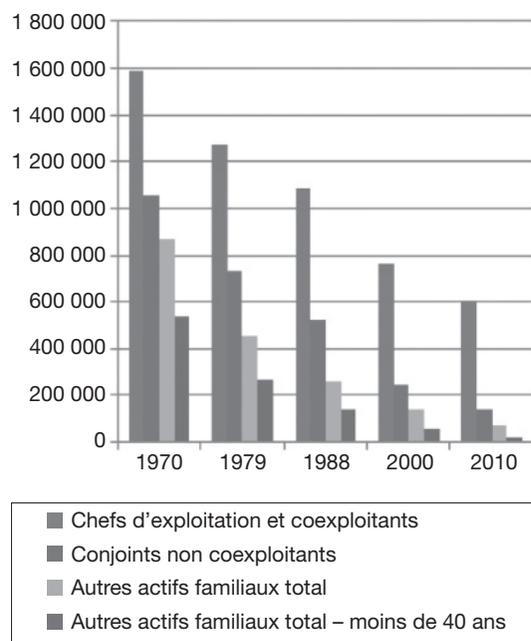
Lecture : on a fait figurer les écarts-types entre parenthèses. Les symboles représentant la significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : * pour un seuil de rejet de 0,10, ** pour un seuil de rejet de 0,05 et *** pour un seuil de rejet de 0,01. La liste des autres variables de contrôle est donnée en note de lecture du tableau 5.

Champ : ménages comportant au moins une personne, active ou retraitée de 50 à 75 ans (6 803 ménages).

Source : enquête Patrimoine 2010, Insee.

Graphique

Actifs sur l'exploitation selon le lien avec le chef d'exploitation, exploitations agricoles



Source : ministère de l'Agriculture, de l'Agroalimentaire et de la Forêt, service de la statistique et de la prospective (SSP), recensements agricoles.

Préférence face au risque et difficultés financières des ménages les plus pauvres

David Crainich *, Louis Eeckhoudt **, Véronique Flambard ***

Une meilleure compréhension des facteurs influençant les difficultés de paiement éprouvées par les ménages est une question économique importante en raison de la prévalence et de l'impact de ces difficultés. L'objectif de l'article est de déterminer si les préférences des individus face au risque modifient leurs probabilités de faire face à des difficultés de paiement. Nous analysons, dans un premier temps, les mécanismes par lesquels la transmission entre l'attitude face au risque et les difficultés financières s'opèrent. Nous partons du constat que la richesse future d'un ménage est aléatoire et effectuons le lien entre la dispersion de sa distribution et la probabilité de défaut de paiement. Nous montrons alors comment des décisions (assurance, prévention, gestion de portefeuille et épargne) influencées par l'attitude face au risque peuvent réduire cette probabilité. Dans un second temps, nous vérifions empiriquement l'influence de l'attitude face au risque sur les difficultés de paiements. Les difficultés financières étant plus fréquentes chez les individus les plus défavorisés économiquement, notre travail se concentre sur les ménages qui vivent en dessous du seuil de pauvreté (défini comme 60 % du niveau de vie médian de la population). À partir de l'enquête *Patrimoine* 2010 et sur base des choix de loteries proposés par Barsky *et al.* (1997), nous classons les ménages selon leurs préférences face au risque. À l'aide d'un modèle *probit*, nous montrons l'effet significatif de l'attitude vis-à-vis du risque, de l'âge, de l'éducation, de la situation familiale et des anticipations de variabilité future du revenu sur la probabilité qu'un ménage pauvre connaisse ou ait connu des difficultés financières. Ainsi nous mettons en évidence le fait que les ménages qui ont une aversion relative au risque plus prononcée sont moins susceptibles de faire face à ces difficultés.

Rappel :

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

* CNRS (LEM UMR 8179) et Iéseg School of Management (d.crainich@ieseg.fr).

** CORE (Université catholique de Louvain) et Iéseg School of Management (louis.eeckhoudt@fucam.ac.be).

*** CRCH, ICL, LEM UMR 8179 et FLSEG (veronique.flambard@icl-lille.fr).

Les auteurs remercient deux rapporteurs dont les commentaires leur ont permis d'améliorer la qualité de l'article. Ils remercient également le Centre Maurice Halbwachs (CMH) pour avoir donné accès aux enquêtes Patrimoine de l'Insee.

L'enquête *Patrimoine* 2004 de l'Insee a mis en évidence le fait que les difficultés à faire face à des échéances telles que les loyers, les impôts ou les emprunts¹ concernaient 35,7 % des ménages (parmi ceux-ci, près de la moitié, soit 16,3 % d'entre eux font face à ces difficultés de manière récurrente). Depuis lors, le contexte de crise économique a accentué le taux de pauvreté (14,3 % de la population en 2011, d'après l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* de l'Insee) et l'indice Genworth 2012 de vulnérabilité financière révèle que parmi les pays qui figurent dans l'indice depuis sa création, la France est l'un de ceux où cette proportion a le plus augmenté en cinq ans. La vulnérabilité financière constitue une question de société fondamentale dans la mesure où elle peut mener au surendettement, à l'éviction du logement et à des problèmes de santé et d'éducation pour les enfants. À ce titre, elle est régulièrement au cœur de l'actualité économique et politique. Entre 1990 et 2010, le nombre de dossiers de surendettement déposés a plus que doublé, ce qui a amené le gouvernement à se pencher à plusieurs reprises sur le problème. Les modifications apportées à la loi de séparation et de régulation des activités bancaires de septembre 2013 visant à

simplifier et accélérer le processus de traitement du surendettement – et par là à faciliter l'accompagnement social et l'éducation budgétaire pour les ménages qui en ont besoin – en sont une illustration.

Une meilleure compréhension des facteurs contribuant aux difficultés de paiement est primordiale afin de pouvoir y apporter les réponses les plus appropriées. En France, l'enquête patrimoine 1998² a permis de montrer que les difficultés de paiement étaient causées par des chocs professionnels (diminution d'activité, retraite, chômage) et des circonstances personnelles (problème de santé, décès d'un proche, séparation/divorce) respectivement dans 40,2 % et dans 17,2 % des cas. Des charges courantes ou des remboursements devenus trop lourds expliquant le reste. À partir de données américaines, Canner et Luekett (1990) indiquent que les retards de paiement ou les non remboursements des emprunts concernent davantage les ménages

1. Ces difficultés sont indifféremment appelées difficultés de paiement, difficultés financières ou vulnérabilité financière dans l'article.

2. Dans l'enquête de 1998, les ménages sont interrogés sur la cause première des difficultés de paiement. Cette question n'est en revanche pas posée dans l'enquête Patrimoine 2004.

Encadré 1

RAPPEL DES PRINCIPAUX CONCEPTS THÉORIQUES UTILISÉS

Les contributions d'Arrow (1965) et de Pratt (1964) permettent de mesurer l'intensité de l'aversion au risque lorsque les individus font face à des risques multiplicatifs. Si nous notons w la richesse initiale sûre de l'individu, \tilde{x} une variable aléatoire d'espérance nulle ($E(\tilde{x}) = 0$) et $u(\cdot)$ la fonction d'utilité de l'individu, l'aversion relative au risque est définie à partir de l'égalité suivante :

$$u(w(1-\pi)) = Eu(w(1+\tilde{x}))$$

où π dénote la prime de risque relative, c'est-à-dire la proportion de la richesse sûre à laquelle l'individu est prêt à renoncer pour éviter le risque multiplicatif \tilde{x} . En utilisant un développement en série de Taylor, on peut montrer que cette prime de risque correspond à :

$$\pi \cong \frac{\sigma_{\tilde{x}}^2}{2} \frac{-u''(w)}{u'(w)} w$$

La prime de risque relative est donc le produit d'une composante objective (la variance de \tilde{x} , dénotée $\sigma_{\tilde{x}}^2$) et d'une composante subjective $-wu''(w)/u'(w)$ qui

indique à quel point l'individu n'apprécie pas le risque multiplicatif. Cette dernière composante mesure l'aversion relative au risque.

Kimball (1990) exploite le concept de prudence relative pour caractériser la demande d'épargne de précaution. Il part de l'égalité suivante :

$$u'(w(1-\psi)) = Eu'(w(1+\tilde{x}))$$

où ψ désigne la prime de prudence relative. En utilisant un développement en série de Taylor, on peut montrer que cette prime correspond à :

$$\psi \cong \frac{\sigma_{\tilde{x}}^2}{2} \frac{-u'''(w)}{u''(w)} w$$

où $-wu'''(w)/u''(w)$, la prudence relative, mesure à quel point l'individu est désireux de transférer un risque multiplicatif dans des zones de richesse plus élevée (voir Eeckhoudt, Etner et Schroyen (2009) pour une explication).

qui les ont déjà vécus par le passé, ceux qui sont jeunes, qui ont des enfants et ceux dont le ratio d'actifs liquides sur la dette est faible. D'autres travaux empiriques (voir par exemple Lea *et al.* (1993), Ford *et al.* (1999) ou Böheim *et al.* (2000)) montrent que les différents facteurs expliquant les difficultés de paiement sont liés soit à des événements qui modifient le revenu ou la consommation des ménages (chômage, naissances, divorces, décès,...) soit à des caractéristiques plus personnelles (capacités à gérer un budget, volonté de s'engager dans le ménage,...). Plus récemment, les articles de Bandyopadhyay et Saha (2011) et de Brent *et al.* (2011) ont mis en évidence les variables expliquant les défauts de remboursement d'emprunts immobiliers en Inde et aux États-Unis respectivement.

Dans le cadre de ce travail, nous tentons de déterminer les facteurs explicatifs des difficultés de paiement des ménages français en nous focalisant plus particulièrement sur le rôle joué par l'attitude vis-à-vis du risque. Parmi les ménages en situation de vulnérabilité financière, les plus pauvres (généralement définis comme touchant moins de 60 % du revenu médian de la population) sont les plus concernés : certaines dépenses étant incompressibles, ces ménages sont les plus susceptibles de ne pas pouvoir y faire face. L'enquête *Patrimoine* 2010 souligne que 63,4 % d'entre eux ont en effet été touchés par des difficultés de paiement en 2010. La question que nous soulevons dans ce travail est donc de savoir si l'attitude face au risque permet aux ménages les plus

pauvres de se protéger contre les difficultés de paiement.

Sur base de l'enquête *Patrimoine* 2010, nous expliquons à l'aide de modèles *probit* la probabilité de difficultés de paiement à partir des caractéristiques habituelles du ménage (type de famille, difficultés dans la jeunesse, âge, niveau d'éducation, lieu de résidence,...) et d'une mesure de l'aversion relative au risque. Les conclusions du travail sont que les difficultés de paiement sont plus fréquentes (à un seuil de 5 %) parmi : a) les personnes qui ont entre 40 et 50 ans par rapport à celles qui ont moins de 30 ans ; b) les familles monoparentales par rapport aux couples sans enfants ; c) les personnes qui habitent Paris par rapport à celles qui habitent en zone rurale ; d) les personnes qui anticipent des fluctuations futures de leurs revenus ; et e) les personnes moins riscophobes et moins prudentes. Ces résultats mettent donc bien en évidence une relation empirique entre les difficultés de paiement et l'attitude face au risque.

L'article est organisé de la façon suivante. Le lien entre les difficultés de paiement et les préférences face au risque est examiné dans la première section ci-après. Le choix de la variable mesurant la préférence face au risque est expliqué dans la deuxième section. Des statistiques descriptives centrées sur les ménages les plus pauvres sont présentées dans la troisième. La quatrième section décrit le modèle économétrique utilisé et discute les principaux résultats. Une brève conclusion est proposée dans la dernière section.

Encadré 2

ENQUÊTE PATRIMOINE 2010

L'enquête *Patrimoine* 2010 de l'Insee est un échantillon représentatif de la population. 15 006 ménages ont été interrogés entre octobre 2009 et mars 2010 en France métropolitaine et dans les DOM. Le questionnaire de 2010 a été complété par 3 modules secondaires (dont un sur l'aversion au risque) posés chacun à un tiers de l'échantillon tiré aléatoirement. Différentes approches sont proposées pour évaluer l'aversion au risque dans l'enquête (une basée sur des loteries et une où les ménages s'autoévaluent sur une échelle de 1 à 10). L'attitude face au temps est mesurée sur une échelle d'auto-évaluation, par une question sur le report de jours de congés d'une année sur l'autre, et par le fait que cela vaille la peine ou non de sacrifier des plaisirs de la vie (tels que boire, fumer...) pour vivre plus

longtemps. Dans la partie principale de l'enquête, les caractéristiques des ménages, la composition de leur patrimoine et les événements les ayant affectés sont notamment disponibles. Les ménages sont interrogés sur l'existence de difficultés financières passées. Ils peuvent répondre en 5 modalités : 1. Non, et ce n'est jamais arrivé ; 2. Non, mais c'est arrivé récemment (dans les 5 dernières années) ; 3. Non, mais c'est déjà arrivé ; 4. Oui, depuis plusieurs années ; 5. Oui, depuis moins d'un an. Nous recodons en variable binaire « connaît ou a connu des difficultés financières » en regroupant les modalités 2 à 5. Il est en effet difficile de graduer les difficultés de paiement avec les modalités 2 à 5. Cette variable binaire sera par ailleurs la variable y de la section suivante.

Attitude face au risque et déterminants des difficultés de paiement

Les travaux de Getter (2003) et de Diaz-Serrano (2005) attribuent les difficultés de paiement à la volatilité des revenus futurs et aux événements de la vie. Ameriks *et al.* (2003) montrent par ailleurs l'importance de la propension à planifier les événements financiers dans l'explication des différences de richesses entre ménages par ailleurs similaires. Ces travaux indiquent que les difficultés de paiement seraient liées à la propension à anticiper et à se prémunir contre les conséquences financières d'événements imprévus. Ils suggèrent aussi que l'attitude des individus face au risque, qui dicte leur propension à mettre en place des actions pour se prémunir contre les imprévus, pourrait expliquer les défauts de paiement.

L'objectif de notre travail est de contribuer à cette littérature dédiée aux déterminants des difficultés financières. Plus précisément, nous tentons de déterminer si les préférences des ménages vis-à-vis du risque permettent – via les

décisions d'assurance, d'épargne de précaution et de prévention qu'elles génèrent – de réduire la fréquence de ces difficultés³. Dans cette section, nous indiquons comment la probabilité de se retrouver dans une situation de vulnérabilité financière peut être expliquée par l'aversion au risque (première partie) et par la prudence (seconde partie).

3. On peut s'interroger sur la possibilité pour les ménages pauvres de recourir à une forme d'épargne, d'assurance, d'auto-assurance ou d'autoprotection. En effet, avec moins de revenus, la possibilité d'épargne et d'assurance est moindre qu'avec plus de revenus à attitude équivalente pour le risque. Ainsi, même pour une assurance obligatoire un ménage pauvre peut être amené à choisir un niveau de protection moindre à cause de ses difficultés financières et non à cause de son attitude face au risque. Il n'en demeure pas moins que l'attitude face au risque peut amener à privilégier davantage l'épargne de précaution les mois où c'est possible et un niveau de protection légèrement meilleur en fonction de l'attitude face au risque ou à la prudence. Ainsi, l'enquête Patrimoine 2010, révèle que 20 % des ménages pauvres ne disposent d'aucun actif financier ou immobilier alors que 80 % des ménages en détiennent. L'épargne défiscalisée est en moyenne de 2 750 euros environ pour les ménages pauvres et leur patrimoine net (financier, immobilier et professionnel tout compris) est de 74 700 euros environ. Lors de l'enquête, 66 % des ménages pauvres ont déclaré avoir mis de l'argent de côté le mois précédent.

Encadré 3

MODÈLE PROBIT

La survenue de l'événement y est expliquée à partir des caractéristiques observées pour chaque ménage de l'échantillon. On peut introduire une variable latente y^* non observée mais telle que $y^* = X\beta + \mu > 0$ lorsque l'événement « difficulté financière » survient. Le ménage connaît des difficultés financières lorsque son revenu disponible ne lui permet pas de couvrir l'ensemble de ses dépenses. La probabilité de difficulté financière est estimée à partir du modèle *probit* suivant :

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y = 1|X) &= \text{Prob}(y^* > 0|X) \\ &= \text{Prob}(X\beta + \mu > 0|X) \\ &= \text{Prob}(\mu > -X\beta|X) \\ &= \text{Prob}(\mu < X\beta|X) = F(X\beta) \end{aligned}$$

où F est la fonction de répartition de la loi normale, y est la variable exogène (vecteur colonne), X la matrice des vecteurs colonnes des variables endogènes, β le vecteur colonne des paramètres et μ le terme d'erreur distribué normalement. Nous estimons ce modèle à l'aide du maximum de vraisemblance. La probabilité jointe des observations ou fonction de vraisemblance est :

$$\begin{aligned} L &= \text{Prob}(y_1, y_2, \dots, y_n) \\ &= \prod_{y_i=0} [1 - F(X_i\beta)] \prod_{y_i=1} [F(X_i\beta)] \end{aligned}$$

On peut regrouper sous la forme d'un unique produit en réécrivant :

$$\begin{aligned} L &= \text{Prob}(y_1, y_2, \dots, y_n) \\ &= \prod_i [1 - F(X_i\beta)]^{y_i} \prod_{y_i=1} [F(X_i\beta)]^{1-y_i} \end{aligned}$$

La méthode du maximum de vraisemblance consiste à chercher la valeur du paramètre β qui permet de maximiser la log-vraisemblance :

$$\ln L = \sum_i [y_i \ln F(X_i\beta) + (1 - y_i) \ln(1 - F(X_i\beta))]$$

La condition du premier ordre est :

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_i \left[\frac{y_i f_i}{F_i} + \left(1 - y_i \frac{-f_i}{1 - F_i} \right) \right] X_i = 0$$

L'indice i de la fonction de densité f et de la répartition F de la loi normale indique que l'argument est $X_i\beta$. La valeur estimée du paramètre $\hat{\beta}$ indique l'effet de la variation d'une unité de la variable indépendante X (si c'est une variable binaire : quand elle passe de 0 à 1) sur la probabilité que l'événement « difficultés financières » se produise.

Aversion au risque, décisions économiques et vulnérabilité financière

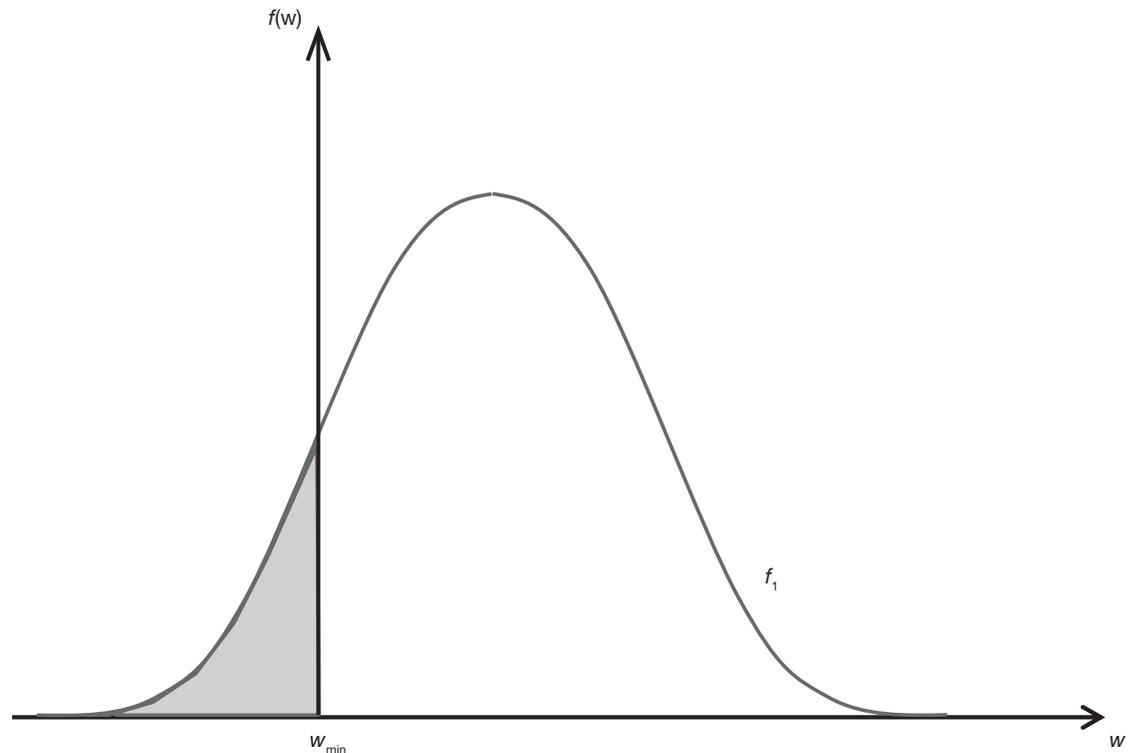
Dans le modèle d'espérance d'utilité, les travaux théoriques de Pratt (1964), Mossin (1968) et Ehrlich et Becker (1972) ont établi les liens qui existent entre l'aversion au risque et, respectivement, les choix de portefeuille, la demande d'assurance, les actions d'auto-assurance (actions préventives qui réduisent la gravité d'un sinistre s'il se produit). L'effet de l'aversion au risque sur la propension à adopter certains comportements a aussi fait l'objet de différents travaux empiriques. Par exemple, Barsky *et al.* (1997) associent l'aversion relative au risque à certains choix en matière d'assurance, de portefeuille et de prévention des maladies. À la suite de cet article, la même mesure de l'aversion au risque a été utilisée par d'autres auteurs. Arrondel (2002) analyse l'impact de l'aversion relative au risque sur la constitution de richesse de précaution. Anderson et Mellor (2008) établissent le lien entre cette même mesure du risque et certains comportements de prévention en matière de santé (tabagisme, consommation d'alcool, utilisation de ceintures de sécurité,...).

Guiso et Paiella (2005) analysent le rôle de l'aversion au risque dans différentes décisions prises par les ménages (décisions concernant des choix de portefeuille, d'occupation et de prévention des maladies chroniques).

Dans cette sous-section, nous montrons comment l'aversion au risque peut – *via* des décisions de portefeuille, d'assurance et d'auto-assurance – réduire la probabilité d'être en situation de difficulté de paiement. Supposons que la richesse future d'un individu soit aléatoire soit parce que le revenu est incertain (ce qui pourrait être la conséquence de périodes de chômage non planifiées ou de rentrées d'argent fluctuantes), soit à cause d'événements imprévus générant des pertes financières. La figure 1 représente la distribution de la richesse future. Si nous supposons que les individus sont incapables de faire face à des paiements en dessous d'un niveau de richesse, la probabilité de faire face à des difficultés financières à cette période est donnée par la surface grisée de la figure 1.

Cette probabilité peut être modifiée de différentes façons. Les activités d'assurance et

Figure 1
Distribution de la richesse



Lecture : la richesse w est en abscisse et la densité $f(w)$ est en ordonnée. w_{min} représente le seuil minimum de richesse au-delà duquel un ménage n'a pas de difficultés de paiement. La surface grisée représente la probabilité de défaut de paiement.
Source : représentation graphique des auteurs.

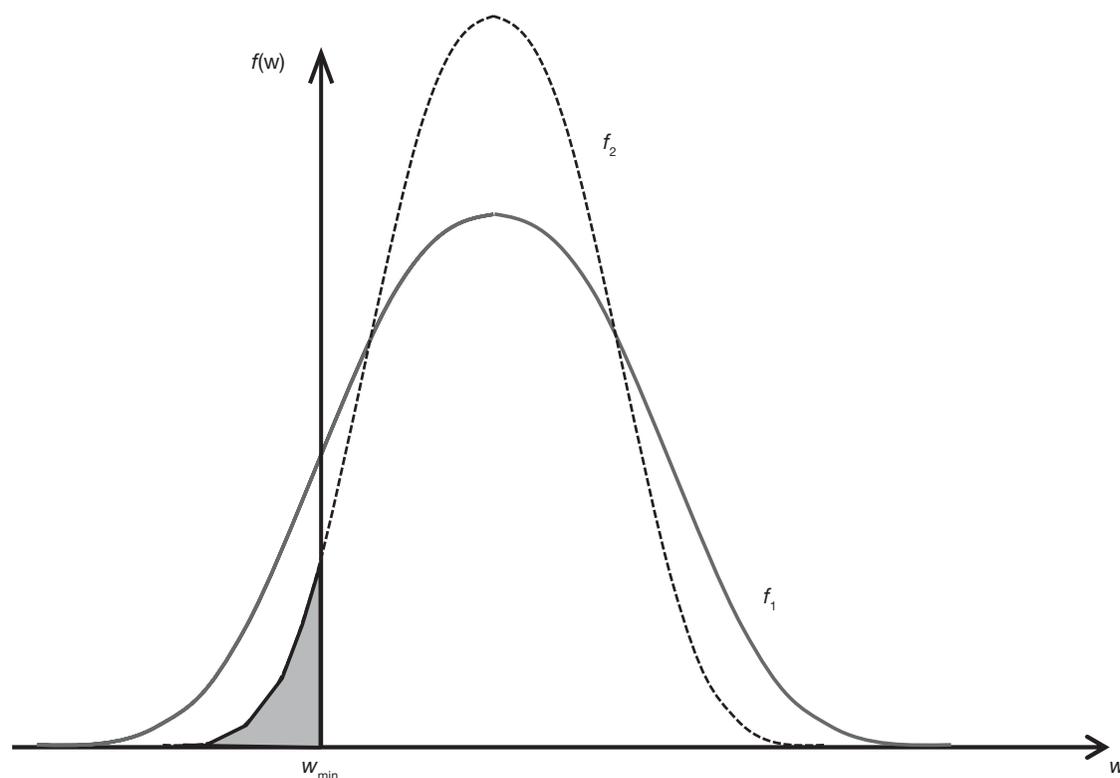
d'auto-assurance ont toutes deux pour effet d'augmenter la richesse individuelle en cas de sinistre (*via* le versement d'une indemnité pour les premières et *via* une modification physique du sinistre pour les secondes) en échange d'un coût payé en absence de sinistre (*via* la prime d'assurance pour les premières et *via* le coût de l'action qui réduit la gravité du sinistre pour les secondes). Réduire la part d'actifs risqués dans son portefeuille a le même effet : cela ne donne pas accès à certains niveaux de richesse très élevés (obtenus si les cours des titres contenus dans le portefeuille augmentent fortement) mais, en contrepartie, permet aussi aux individus de ne pas se retrouver avec des niveaux de richesse très faibles (si les cours des titres s'effondrent). Ces différentes actions réduisent donc la probabilité de défaut de paiement en contractant la distribution de la richesse individuelle (ce qui se traduit par des probabilités plus importantes associées aux résultats intermédiaires de la distribution et des probabilités plus faibles associées à ses résultats extrêmes).

Ces effets sur la distribution de la richesse sont représentés à la figure 2 où nous constatons que la contraction de la distribution conduit à une réduction de la probabilité de faire face à une richesse inférieure à w_{\min} (passage de la distribution f_1 à la distribution f_2 et réduction de la surface grisée par rapport à la figure 1). Manifester de l'aversion au risque conduirait donc à mieux se couvrir contre les événements imprévus soit *via* le marché (assurance), soit en réduisant les conséquences dommageables de ces événements (auto-assurance) ou soit en réduisant la part d'actifs risqués dans son portefeuille.

Prudence, décisions économiques et vulnérabilité financière

Les articles de Drèze et Modigliani (1972), Sandmo (1970), Leland (1968) et Kimball (1990) indiquent que plus les individus sont prudents (au sens de la théorie économique), plus leur propension à épargner est élevée en situation d'incertitude sur leurs revenus futurs. L'épargne placée à un taux sans risque est un

Figure 2
Actions contractant la distribution de la richesse



Lecture : la courbe en trait plein représente la distribution de la richesse initiale. La courbe en pointillé représente la distribution de la richesse consécutive à des achats de contrat d'assurance, à des actions d'auto-assurance et à des choix de portefeuille moins risqués. w_{\min} représente le seuil minimum de richesse au-delà duquel un ménage n'a pas de difficultés de paiement. La surface grisée représente la probabilité de défaut de paiement suite aux actions pré-citées.
Source : représentation graphique des auteurs.

autre moyen de se prémunir contre les défauts de paiement. L'accumulation durant les périodes passées d'épargne de précaution (épargne supplémentaire constituée pour faire face à l'incertitude future) permet en effet aux individus de déplacer la distribution de leur richesse vers la droite (passage de la distribution f_1 à la distribution f_3) et ainsi de réduire la probabilité de détenir une richesse inférieure à w_{\min} (réduction de la surface grisée par rapport à la figure 1). La prudence peut donc, *via* son action sur l'épargne de précaution, réduire la probabilité de faire face à des difficultés financières.

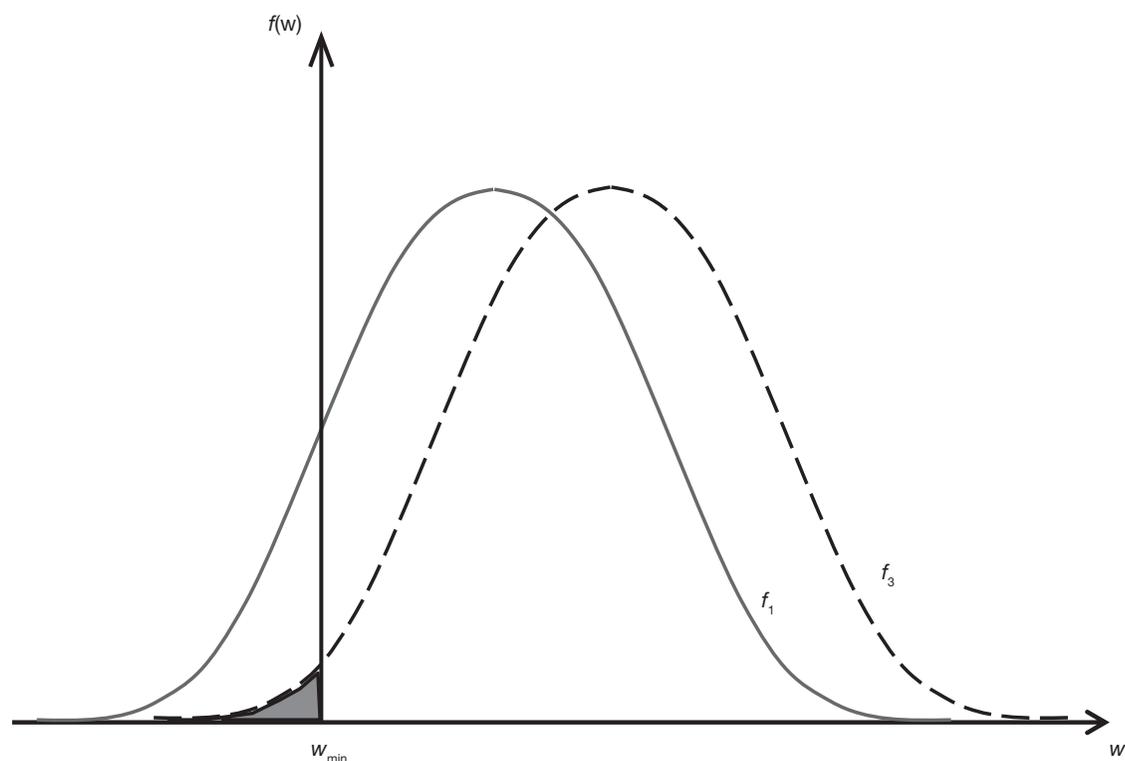
Notons enfin qu'au-delà de son impact sur l'épargne, la prudence affecte aussi – et de façon indéterminée – les actions d'autoprotection. Eeckhoudt et Gollier (2005) montrent en effet que les individus prudents font moins d'efforts d'autoprotection alors que Menegatti (2009), en utilisant une structure temporelle différente, obtient le résultat opposé. Les actions d'autoprotection réduisent – moyennant un coût qui est payé dans tous les États du monde – les

probabilités associées aux événements préjudiciables. Elles déplacent ainsi la fonction $f(w)$ vers la gauche (à cause du coût de l'autoprotection) mais aussi vers le bas dans la zone où la richesse de l'individu est faible (à cause de la réduction des probabilités associées aux situations de pertes). De sorte que leur effet sur la probabilité d'être en situation de difficulté financière est indéterminé.

Mesure de l'attitude face au risque dans l'enquête

L'objectif de notre travail est de mettre en évidence la relation empirique entre l'attitude des individus face au risque et les difficultés de paiement auxquelles ils font (ou ont dû faire) face. L'enquête *Patrimoine* propose de nombreuses questions relatives à ces attitudes. L'aversion au risque étant définie par le fait de ne pas aimer la dispersion d'une variable aléatoire (Rothschild et Stiglitz, 1970), il nous a semblé pertinent de retenir parmi ces questions

Figure 3
Actions déplaçant vers la droite la distribution de la richesse



Lecture : la courbe en trait plein représente la distribution de la richesse initiale. La courbe en pointillé représente la distribution de la richesse consécutive à une augmentation de l'épargne de précaution. w_{\min} représente le seuil minimum de richesse au-delà duquel un ménage n'a pas de difficultés de paiement. La surface grisée représente la probabilité de défaut de paiement suite à l'accroissement de l'épargne.

Source : représentation graphique des auteurs.

les choix de loteries proposés par Barsky *et al.* (1997). La classification des individus en fonction de leur préférence face au risque est effectuée grâce à diverses situations entre lesquelles les individus doivent effectuer un choix qui met en jeu leur revenu actuel⁴. Le choix n°1 proposé à chaque individu est le suivant : il garde son revenu actuel (contrat A) ou il opte pour une loterie qui lui permet soit de doubler son revenu avec une probabilité de 50 % soit de le réduire d'un tiers avec une probabilité de 50 % (contrat B). Si l'individu a opté pour le contrat A, on lui propose le choix n°2 : il garde son revenu actuel (contrat A) ou il opte pour une loterie qui lui permet soit de doubler son revenu avec une probabilité de 50 % soit de le réduire d'un cinquième avec une probabilité de 50 % (contrat D). Si l'individu a opté pour le contrat B dans le cadre du choix n°1, on lui propose le choix n°3 : il garde son revenu actuel (contrat A) ou il opte pour une loterie qui lui permet soit de doubler son revenu avec une probabilité de 50 % soit de le réduire de moitié avec une probabilité de 50 % (contrat C).

Ces loteries permettent de classer les individus en fonction de leur aversion relative au risque. Ceux qui manifestent le plus d'aversion au risque sont ceux qui préfèrent le contrat A plutôt que les trois autres (groupe 1). Suivent ensuite ceux qui préfèrent le contrat A plutôt que le contrat B et le contrat D plutôt que le contrat A (groupe 2). Les individus qui préfèrent le contrat B plutôt que le contrat A mais le contrat A plutôt que le contrat C (groupe 3) sont moins riscophobes que ceux du groupe 2. Enfin, les individus qui préfèrent le contrat C plutôt que le contrat A sont ceux qui manifestent le moins d'aversion relative au risque (groupe 4).

De plus si l'on suppose que les individus sont caractérisés par une aversion relative au risque constante, leurs préférences sont représentées par une fonction du type :

$$u(w) = \begin{cases} \zeta \left(\frac{w}{\gamma}\right)^{1-\gamma} & \text{si } \gamma \neq 1 \\ \ln(w) & \text{si } \gamma = 1 \end{cases}$$

où w est la richesse de l'individu et où ζ et γ sont des paramètres. On peut alors montrer que l'aversion relative au risque et la prudence relative sont indépendantes de la richesse des individus et égales à γ et $1 + \gamma$ respectivement⁵. Les loteries de Barsky *et al.* (1997) et cette fonction d'utilité nous permettent alors d'affirmer que

non seulement l'aversion relative au risque mais aussi la prudence relative décroissent en allant du groupe 1 au groupe 4. Les effets « aversion au risque » et « prudence » sont donc tous deux capturés par les choix de contrats effectués : l'aversion relative au risque (resp. la prudence relative) est inférieure à 1 (resp. à 2) pour les individus du groupe 4, comprise entre 1 et 2 (resp. entre 2 et 3) pour ceux du groupe 3, comprise entre 2 et 3,76 (resp. entre 3 et 4,76) pour ceux du groupe 2, et enfin supérieure à 3,76 (resp. à 4,76) pour les individus du groupe 1.

Dans notre travail empirique, nous avons décidé de classer les individus en deux groupes en fonction de leur aversion relative au risque et de leur prudence relative : les individus du groupe 4 d'une part, et ceux des groupes 1, 2 et 3 de l'autre. Ce choix s'explique pour des raisons théoriques et empiriques. La littérature théorique a montré qu'une aversion relative au risque égale à 1 constituait un seuil dans des choix d'épargne et de portefeuille (voir par exemple les travaux de Hahn (1970), de Rothschild et Stiglitz (1971) ou de Fishburn et Porter (1976)). De même, une prudence relative égale à 2 est aussi un seuil significatif pour expliquer les mêmes types de décisions (voir par exemple Choi, Kim et Snow (2001) ou Chiu, Eeckhoudt et Rey (2012)). Regrouper les individus des groupes 1, 2 et 3 en une seule modalité (par opposition aux individus du groupe 4) permet ainsi de distinguer ceux dont l'aversion relative au risque et la prudence relative sont supérieures (ou inférieures) à ces deux valeurs seuils. D'un point de vue empirique, lorsque le modèle est estimé avec les quatre modalités distinguant l'attitude face au risque et que le groupe 4 constitue la modalité de référence, faire partie des groupes 1, 2 ou 3 plutôt que du groupe 4 a un effet significatif sur la probabilité de difficultés de paiement (cette différence n'est pas constatée pour les trois autres groupes entre eux). Lorsque le modèle est estimé avec les quatre modalités, les résultats sont de même nature que ceux que nous mettons en évidence à la quatrième section : les mêmes variables caractéristiques des ménages expliquent les difficultés financières avec les mêmes signes et avec les mêmes seuils de significativité.

4. La description de la façon dont ces loteries ont été proposées aux sujets est présentée en annexe.

5. Voir Gollier (2001), pp. 26-27.

Portrait type des ménages en situation de difficultés financières

Dans ce travail, nous cherchons à expliquer les difficultés financières des ménages en nous appuyant sur l'enquête *Patrimoine 2010* de l'Insee. Nous tentons dans un premier temps d'identifier les ménages qui connaissent des difficultés financières à l'aide de quelques caractéristiques. Notre travail se focalise sur les ménages qui se situent sous le seuil de pauvreté. Ce seuil, qui correspond à 60 % du niveau de vie médian de la population, s'établit à 10 920 euros par an par unité de consommation dans notre échantillon. Nous l'avons calculé à partir de la variable niveau de vie (*znivvie* de l'enquête), calculée comme le ratio du revenu disponible pour la consommation et l'épargne (*zrevdisp* de l'enquête) divisé par le nombre d'unités de consommation. Ces ménages sont *a priori* plus sujets aux difficultés financières du fait de leurs plus faibles revenus. En moyenne, 63,4 % des ménages sous le seuil de pauvreté (contre 43,6 % dans la population en général) ont connu des difficultés financières.

Dans ce qui suit, nous reportons uniquement les différences entre ménages avec et sans difficultés financières, lorsqu'elles sont significatives au seuil de 10 % avec un test du chi deux.

Il n'y a pas de différence significative pour les difficultés financières selon que les ménages pauvres ont déclaré ou non avoir mis de l'argent de côté. Cependant, le montant de l'épargne défiscalisée au sein du ménage est de 2 500 euros environ pour les ménages qui ont connu des difficultés financières contre environ 4 000 euros pour ceux qui n'ont pas connu de difficultés financières.

Les ménages qui font face à des événements entraînant une baisse de revenu sont plus susceptibles de connaître des difficultés financières. Ainsi, les ménages qui ont dû faire face à de tels événements ont été davantage touchés par les difficultés financières (80,8 %) que ceux qui n'en ont pas connu (46,4 %). Pour certains types d'événements, la différence peut être plus ou moins importante. Les ménages qui ont dû faire face à une baisse de patrimoine suite à une maladie ou à une période d'invalidité connaissent des difficultés financières avec une fréquence de 82,0 % contre 61,8 % pour ceux qui n'ont pas été touchés par la maladie ou l'invalidité. Les ménages pauvres qui ont dû faire face à une baisse de patrimoine suite à une hausse des besoins de la consommation (naissance d'un enfant, études à financer, achat d'une voiture, déménagement,...) sont 81,3 % à avoir connu des difficultés financières contre 61,4 % pour ceux qui n'ont pas été touchés par la hausse de consommation. Enfin, la probabilité de difficultés financières est de 85,1 % pour ceux qui ont connu le chômage contre 57,2 % pour ceux qui ne l'ont pas connu.

La fréquence des difficultés financières varie en fonction de l'aversion relative au risque et la prudence relative. Cette fréquence est de 84,6 % pour les ménages avec une aversion relative au risque inférieure à 1 et une prudence relative inférieure à 2 contre 61,2 % pour ceux qui ont une aversion relative au risque supérieure ou égale à 1 et une prudence relative supérieure ou égale à 2.

La répartition des ménages en fonction de leur aversion au risque diffère, à tous les seuils avec un test d'indépendance des variables, selon que les ménages ont connu ou non des difficultés financières (voir tableau 1).

Tableau 1
Répartition des ménages en fonction de leur aversion au risque

	En %	
	Groupes 1, 2 et 3	Groupe 4
Tous les ménages	92,7	7,3
Ménages pauvres	90,5	9,5
Ménages pauvres n'ayant pas connu de difficultés financières	96,0	4,0
Ménages pauvres ayant connu des difficultés financières	87,3	12,7

Nombre d'observations : 4 602 pour la population en général dont 676 ménages sous le seuil de pauvreté. Les ménages pour lesquels on ne dispose pas de toutes les réponses aux variables retenues dans la section 5 ont été éliminés. Par ailleurs, les ménages avec un niveau de vie annuel inférieur à 500 € ont été éliminés.

Lecture : la première ligne indique que la répartition des Français en fonction de leur aversion relative au risque et de leur prudence relative est la suivante : 92,7 % font partie des groupes 1, 2 et 3 alors que 7,3 % font partie du groupe 4.
Champ : ménages France entière avec un niveau de vie annuel supérieur ou égal à 500 euros.
Source : enquête Patrimoine 2010.

Le tableau 2 croise un certain nombre de variables avec la variable binaire « difficultés financières ». La probabilité de difficultés financières varie largement en fonction des caractéristiques retenues.

Analyse multivariée des difficultés de paiement

Nous adoptons dans cette section une approche multivariée pour évaluer l'effet de différents facteurs sur les difficultés financières toutes choses étant égales par ailleurs. Nous travaillons avec une variable binaire y qui vaut 1 lorsque le ménage a déjà fait face à des difficultés financières et qui vaut 0 lorsque le ménage n'a jamais connu de difficultés financières (la question posée dans l'enquête et les regroupements de modalités effectués sont décrits dans l'encadré sur l'enquête patrimoine à la section précédente).

Le modèle est estimé à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance. Les variables

exogènes retenues sont : l'attitude face au risque, l'attitude face au temps, les caractéristiques des ménages et de leur environnement et les événements qui ont pu les frapper au cours des dernières années.

Certaines caractéristiques individuelles peuvent directement influencer sur la capacité du ménage à compenser la perte de revenu. Ainsi un ménage avec une seule personne active, *a fortiori* si c'est une famille monoparentale ou une personne seule, est plus vulnérable aux difficultés financières puisqu'il n'y a pas d'autre apport de revenu dans le ménage. Puisque l'aversion au risque et les caractéristiques du ménage (éducation, âge, type de famille, biactif ou non, ...) sont supposées déterminer le revenu, la consommation et l'épargne, ces dernières variables ne sont pas introduites comme variables explicatives dans le modèle.

Compte tenu de la littérature évoquée précédemment, nous faisons l'hypothèse que le lien de causalité se situe d'une part entre l'attitude vis-à-vis du risque et les décisions de

Tableau 2
Fréquence de difficultés financières en fonction des caractéristiques du ménage, pour les ménages sous le seuil de pauvreté

Variable	Difficulté financière	Pas de difficulté financière
Aversion relative au risque inférieure à 1 et prudence relative inférieure à 2	84,6***	61,18***
Moins de 30 ans	38,4***	61,6***
30 à 40 ans	79,8***	20,2***
50 à 60 ans	73,6*	26,4*
Plus de 70 ans	45,0***	55,0***
Couple avec enfants	73,0**	27,0**
Famille monoparentale	85,0***	15,0***
Personne seule	55,4**	44,6**
Événement grave	71,2***	28,8***
Difficultés financières jeunesse	73,4***	26,6***
BEP ou CAP	77,2***	22,8***
Bac technologique	88,2*	11,8*
Volatilité future du revenu	72,5***	27,5***
Baisse de patrimoine (exogène)	77,2***	22,8***
Nombre d'observations : 676 ménages sous le seuil de pauvreté.		

Lecture : c'est un tableau croisé entre la modalité indiquée dans la colonne de gauche et la variable binaire difficultés financières. La première ligne indique que pour les ménages dont l'aversion relative au risque est inférieure à 1 et la prudence relative inférieure à 2, la probabilité de difficultés financière est de 84,6 %. Par ailleurs, les deux variables (attitude face au risque et difficultés financières) ne sont pas indépendantes au seuil de 1 %.

*** Différences significatives à 1 % avec un test du chi deux d'indépendance des variables ;

** Différences significatives à 5 % avec un test du chi deux d'indépendance des variables ;

* Différences significatives à 10 % avec un test du chi deux d'indépendance des variables.

Les résultats ne sont pas reportés lorsqu'il n'y a pas de différence significative à ces seuils. La modalité de la variable est celle de la personne de référence du ménage. Pour le risque, c'est celle de la personne qui a répondu à l'enquête.

Champ : ménages France entière avec un niveau de vie annuel supérieur ou égal à 500 euros.

Source : enquête Patrimoine 2010.

portefeuille, d'épargne, d'assurance et de prévention et, d'autre part, entre ces décisions et la probabilité de faire face à des difficultés financières. L'attitude face au risque seule ne détermine pas les difficultés de paiement, c'est seulement à travers son incidence sur les comportements que ce lien existe. Nous considérons de plus que la relation de causalité va de l'attitude face au risque vers les difficultés de paiement. Notons toutefois que le lien de causalité pourrait aussi exister en sens inverse. La contribution de Thaler et Johnson (1990) a par exemple montré que le comportement face au risque pouvait être affecté par les expériences de gains et de pertes passées. Et que par ailleurs, lorsque les ménages faisaient face à des pertes, les situations risquées qui représentaient une opportunité de « se refaire » semblaient particulièrement attractives. L'enquête *Patrimoine* 2010 apporte néanmoins certains éléments qui permettent d'infirmer ce lien de causalité. L'enquête permet par exemple de savoir si les

ménages ont connu une baisse (ou une hausse) notable de patrimoine depuis la formation du ménage. Nous avons croisé les variables « baisse notable de patrimoine » et « aversion relative au risque ». Ces deux variables ne sont pas corrélées à 5 %. La proportion de ménages avec une aversion relative au risque supérieure à 1 est de 90 % à la fois dans le groupe des ménages qui ont connu des baisses notables de patrimoine et dans celui qui n'en ont pas connu. Par ailleurs, on peut aussi noter que cette proportion est également de 90 % pour les ménages qui ont connu des difficultés financières dans leur jeunesse comme pour ceux qui n'en ont pas connu. Par conséquent, nous n'avons pas retenu l'hypothèse d'un lien de causalité allant des expériences de gains et de pertes passées ou de difficultés financières passées vers l'attitude vis-à-vis du risque.

Le tableau 3 présente les différentes variables avec leur définition.

Tableau 3
Description des variables utilisées dans l'analyse économétrique

Nom de variable	Description
Difficulté	Difficultés financières (1 a déjà eu des difficultés, 0 n'en a jamais eu)
RRainf1	Aversion relative au risque inférieure à 1 (accepte les loteries B et C)
age_1	Moins de 30 ans
age_2	Ménage dont la personne de référence a entre 30 et 40 ans
age_3 (référence)	Ménage dont la personne de référence a entre 40 et 50 ans
age_4	Ménage dont la personne de référence a entre 50 et 60 ans
age_5	Ménage dont la personne de référence a entre 60 et 70 ans
age_6	Ménage dont la personne de référence a plus de 70 ans
Biactif	Biactif (1 si biactif, 0 sinon)
fam_1 (référence)	Couple sans enfant
fam_2	Couple avec enfants
fam_3	Famille monoparentale
fam_4	Personne seule
fam_5	Autre type de famille
Dif_jeunesse	Grosses difficultés financières dans la jeunesse (1 pour oui, 0 pour non)
Evenement_jeune	Événements graves dans la jeunesse, maladies, décès... (1= oui, 0=non)
edu_1	Aucun diplôme ou études initiales en cours
edu_2	Certificat d'études primaires (CEP) ou diplôme étranger de même niveau
edu_3	Brevet des collèges, BEPC, brevet élémentaire ou diplôme étranger de même niveau
edu_4	Diplôme ou titre de niveau BEP ou CAP
edu_5	Brevet professionnel ou de technicien de maîtrise, BEA, BEC, BEI, BEH, BSEC
edu_6	Baccalauréat professionnel
edu_7	Baccalauréat technologique (séries F, G, H, SMS, STI, STL, STT) ou équivalent
edu_8 (référence)	Baccalauréat général, brevet supérieur, capacité en droit, DAEU ou équivalent
edu_9	Diplôme des professions sociales et de la santé de niveau bac + 2 (infirmière...)
edu_10	BTS, DUT, DEUST ou équivalent ou ne sait pas quel diplôme de niveau bac + 2



Les résultats de la régression sont présentés au tableau 4.

Le modèle estimé permet d'identifier cinq facteurs qui influencent les difficultés financières des ménages pauvres : 1) les ménages dont l'aversion relative au risque inférieure à 1 et la prudence relative est inférieure à 2 ont une probabilité plus élevée d'avoir des difficultés financières que les ménages dont l'aversion relative au risque et la prudence relative se situent au-dessus de ces deux seuils ; 2) les ménages de moins de 30 ans (*age_1*) sont moins susceptibles de connaître des difficultés financières que les ménages de 40 à 50 ans ; 3) les familles monoparentales (*fam_3*) sont plus souvent confrontées à des difficultés financières que les couples sans enfant ; 4) les ménages résidant à Paris ont une probabilité plus grande de connaître des difficultés financières que les ménages résidant en zone rurale ; et 5) les ménages qui anticipent une volatilité future de leurs revenus ont une probabilité plus élevée d'avoir des difficultés financières que les ménages qui n'en anticipent pas.

Pour quantifier l'impact de l'aversion relative au risque et de la prudence relative sur la probabilité prédite de difficultés financières,

nous estimons cette probabilité d'une part pour les ménages du groupe 4 (les moins risco-phobes et les moins prudents) et d'autre part pour les ménages des groupes 1, 2 et 3 (plus risco-phobes et plus prudents) en prenant la moyenne pour les autres variables. Nous constatons au tableau 5 que la probabilité de faire face à des difficultés de paiement est significativement plus élevée chez les ménages moins risco-phobes et moins prudents. Une attitude « défensive » vis-à-vis du risque agirait donc comme une protection contre les difficultés financières chez les ménages les plus pauvres.

Nous constatons que l'attitude par rapport au risque ne modifie pas significativement la probabilité de faire face à des difficultés financières pour le premier cas type mais c'est parce qu'il s'agit d'un cas type pour qui cette probabilité est maximale, quelle que soit l'aversion au risque. Pour les deux autres cas types, prudence et aversion au risque retrouvent bien un rôle protecteur, même si la superposition des intervalles de confiance interdit de conclure avec certitude. Globalement, on relève qu'une faible aversion relative au risque et une faible prudence relative conduisent à des probabilités très élevées de faire face à des difficultés de paiement, entre 0,8 et 1

Tableau 3 (suite)

Nom de variable	Description
edu_11	Diplôme de 1er cycle universitaire
edu_12	Diplôme de 2e cycle universitaire (licence, maîtrise...) ou équivalent
edu_13	Diplôme d'une grande école (ingénieur, commerce...)
edu_14	Diplôme de 3e cycle universitaire (DES, DEA, DESS, master), doctorat (y compris en santé)
zone_1	Paris
zone_2	Région ou bassin parisien hors Paris
zone_3	En unité urbaine de plus de 100 000 habitants hors région ou bassin parisien
zone_4	En unité urbaine entre 20 000 et 100 000 habitants hors région ou bassin parisien
zone_5	En unité urbaine de moins de 20 000 habitants hors région ou bassin parisien
zone_6 (référence)	En zone rurale
Volatilité	Fera vraisemblablement face à des variations futures de revenu
Baisse_patrimoine	
Patient	Accepterait de reporter des jours de congé à l'année suivante (1 oui, 0 non)
Constante	Constante

Note : (*) La variable *Baisse_patrimoine* est construite à partir des variables événements ayant entraîné une baisse notable du patrimoine. Seuls les événements exogènes par rapport à la régression ont été retenus. Les variables ayant permis de construire *Baisse_patrimoine* sont *evebais_acc* (baisse causée par un accident, une catastrophe, une guerre), *evebais_infl* (baisse provoquée par de l'inflation ou des conditions économiques), *evebais_mal* (diminution venant d'une maladie ou d'une invalidité) et *evebais_veu* (baisse expliquée par un veuvage). D'autres types d'événement n'ont pas été retenus car ils pouvaient être endogènes dans le modèle (augmentation des besoins en consommation, faillite, pertes en bourse...).

Lecture : pour chaque ligne du tableau, la colonne de gauche indique l'abréviation d'une variable explicative du modèle et la colonne de droite définit la variable.

Champ : ménages pauvres France entière avec un niveau de vie annuel supérieur à 500 euros.

Source : enquête Patrimoine 2010.

pour le groupe 4 aussi bien pour l'ensemble des ménages pauvres que pour les trois cas types.

* *
*

Nous exploitons dans ce travail l'enquête *Patrimoine 2010* de l'Insee afin de mettre en

évidence les éléments qui sont susceptibles d'expliquer les difficultés de paiement des ménages les plus pauvres en France. Parmi ceux-ci nous nous focalisons sur le rôle joué par les préférences vis-à-vis du risque. La littérature économique a en effet montré que l'aversion au risque expliquait les décisions d'assurance et d'auto-assurance et que le degré de prudence des individus déterminait leur propension à

Tableau 4
Déterminants des difficultés financières (régression *probit*)

Variables	Coefficient	Écart-type	P> t	P> t
RRAinf1	0,7	0,3	0,0	**
age_1	- 0,8	0,3	0,0	***
age_2	0,0	0,3	0,9	
age_4	- 0,1	0,3	0,6	
age_5	0,1	0,3	0,7	
age_6	- 0,2	0,3	0,5	
Biactif	0,3	0,2	0,2	
fam_2	0,1	0,2	0,5	
fam_3	0,7	0,3	0,0	**
fam_4	0,4	0,2	0,1	
fam_5	- 0,0	0,4	0,9	
Dif_jeunesse	0,3	0,2	0,1	*
Événement_jeune	0,2	0,2	0,2	
edu_1	0,3	0,4	0,4	
edu_2	0,0	0,4	1,0	
edu_3	0,2	0,5	0,6	
edu_4	0,6	0,4	0,1	
edu_5	0,6	0,8	0,4	
edu_6	0,5	0,6	0,4	
edu_7	1,3	0,7	0,1	*
edu_10	- 0,3	0,5	0,6	
edu_11	- 0,7	0,7	0,4	
edu_12	- 0,2	0,5	0,6	
edu_13	- 0,3	0,7	0,6	
edu_14	0,6	0,7	0,4	
zone_1	0,7	0,4	0,0	**
zone_2	0,3	0,3	0,2	
zone_3	0,4	0,3	0,2	
zone_4	0,3	0,3	0,4	
zone_5	0,3	0,3	0,3	
Volatilité	0,5	0,2	0,0	***
Patient	0,1	0,2	0,7	
Baisse_patrimoine	0,2	0,2	0,2	
Constante	- 1,0	0,5	0,1	*

Note : 673 observations (les 4 observations de *edu_9* ont été supprimées car elles prédisaient parfaitement $y = 1$). $F(33,640) = 2,6$ et $\text{Prob} > F = 0,0$.

Lecture : *** Différences significatives à 1 % avec un test du chi deux d'indépendance des variables ; ** 5 % et * 10 %.
Champ : ménages pauvres France entière avec un niveau de vie annuel supérieur à 500 euros.
Source : enquête Patrimoine 2010.

Tableau 5
Probabilité de difficultés de paiement en fonction de l'attitude face au risque au point moyen et pour trois cas types

	Probabilité de difficultés financières prédite au point moyen (intervalle de confiance à 95 % entre parenthèses)	Probabilité de difficultés financières prédite au point moyen pour le cas type 1 (intervalle de confiance à 95 % entre parenthèses)	Probabilité de difficultés financières prédite au point moyen pour le cas type 2 (intervalle de confiance à 95 % entre parenthèses)	Probabilité de difficultés financières prédite au point moyen pour le cas type 3 (intervalle de confiance à 95 % entre parenthèses)
Groupe 4	0,9 (0,8;1)	1 (1;1)	0,9 (0,8;1)	0,8 (0,6;1)
Groupes 1, 2 et 3	0,7 (0,6;0,7)	1 (0,9;1)	0,8 (0,5;1)	0,6 (0,3;0,9)

Lecture : les trois cas types sont les suivants :

- Cas type 1 : « famille monoparentale », dont la personne de référence est âgée de 40 à 50 ans et détient un BEP ou CAP ($edu_4 = 1$), dont « un des membres a connu » des événements graves dans sa jeunesse, qui réside en « zone 1 », qui « anticipe » une volatilité de ses revenus dans le futur, qui « a connu » des événements qui ont diminué son patrimoine et qui est « impatiente ».

- Cas type 2 : « famille monoparentale », dont la personne de référence est âgée de 40 à 50 ans et détient un BEP ou CAP ($edu_4 = 1$), dont « aucun membre n'a connu » d'événements graves dans sa jeunesse, qui réside en « zone 3 », qui « n'anticipe pas » une volatilité de ses revenus dans le futur, qui « n'a pas connu » d'événements qui ont diminué son patrimoine et qui est « patient ».

- Cas type 3 : « Couple sans enfant, biactif », dont la personne de référence est âgée de 40 à 50 ans et détient un BEP ou CAP ($edu_4 = 1$), dont « aucun membre n'a connu » d'événements graves dans sa jeunesse, qui réside en « zone 3 », qui « n'anticipe pas » une volatilité de ses revenus dans le futur, qui « n'a pas connu » d'événements qui ont diminué son patrimoine et qui est « patient ».

Champ : ménages pauvres France entière avec un niveau de vie annuel supérieur à 500 euros.

Source : enquête Patrimoine 2010.

constituer de l'épargne de précaution et à mettre en place des actions d'autoprotection. Dans la mesure où ces décisions économiques réduisent la probabilité de faire face à des difficultés de paiement, nous tentons de déterminer de façon empirique si les préférences face au risque ont un impact sur la vulnérabilité financière des ménages les plus pauvres. Notre étude suppose implicitement un lien de causalité étayé par la théorie économique : pour un niveau de richesse donné, les préférences des individus face au risque influencent les comportements et par suite les difficultés de paiement.

Nous utilisons un modèle qui évalue la probabilité d'avoir (ou d'avoir eu par le passé) des difficultés à faire face à des échéances telles que les loyers, les factures, les remboursements d'emprunts, etc. Il ressort de ce travail que parmi les ménages qui vivent sous le seuil de pauvreté, les caractéristiques qui expliquent ces difficultés sont l'âge, le niveau d'éducation, la situation familiale, le lieu de résidence et le fait d'anticiper des fluctuations de revenus dans le futur. L'objectif principal de l'étude était de se focaliser sur le rôle joué par l'attitude vis-à-vis du risque dans l'explication de ces difficultés de paiement. Nous avons donc exploité les questions de l'enquête qui mettent en évidence le niveau de l'aversion relative au risque des individus par rapport au seuil de 1 et le niveau de leur prudence relative par

rapport au seuil de 2. Nous montrons que l'attitude vis-à-vis du risque a une influence significative sur la probabilité de faire face à des difficultés de paiement. En effet, notre travail indique que l'aversion relative au risque et la prudence relative protègent les individus pauvres contre les difficultés financières.

Ces résultats portent sur les ménages pauvres et ne préjugent pas de résultats similaires pour les ménages les plus aisés. En effet, comme nous l'avons vu, le lien entre l'attitude face au risque et les difficultés de paiement est difficile à établir théoriquement. Même si l'aversion au risque amène à mieux se couvrir contre les événements imprévus (avec plus d'assurance et ou d'auto-assurance), et même si la prudence incite à augmenter l'épargne de précaution toute chose égale par ailleurs, la prudence a aussi un effet controversé sur l'autoprotection et donc potentiellement sur les difficultés de paiement.

Par ailleurs, même parmi les ménages pauvres, ces mécanismes peuvent avoir une portée très limitée voire inexistante pour ceux qui font face à des contraintes de richesse leur interdisant toute forme d'épargne, de crédit, d'assurance et d'auto-assurance. Dans ce cas, les autres effets mis en évidence dans l'étude (fluctuations de revenu, événements de la vie, âge, type de famille) joueront un rôle prépondérant. □

BIBLIOGRAPHIE

- Arrow K. (1965)**, *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*, Helsinki, YrjöJahnsson Foundation.
- Anderson L. et Mellor J. (2008)**, « Predicting health behaviors with an experimental measure of risk preference », *Journal of Health Economics*, vol. 27, n° 5, pp. 1260-1274.
- Arrondel L. (2002)**, « Risk management and wealth accumulation behavior in France », *Economics Letters*, vol. 74, pp. 187-164.
- Ameriks J., Caplin A. et Leahy J. (2003)**, « Wealth accumulation and the propensity to plan », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, n° 3, pp. 1007-1047.
- Bandyopadhyay A. et Saha A. (2011)**, « Distinctive demand and risk characteristics of residential housing loan market in India », *Journal of Economic Studies*, vol. 38, n° 6, pp. 703-724.
- Barsky R., Juster F., Kimball M. et Shapiro M. (1997)**, « Preference parameters and behavioral heterogeneity: An experimental approach in the health and retirement study », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 2, pp. 537-579.
- Brent W., Kelly L., Lindsey-Taliefero D. et Price R. (2011)**, « Determinants of mortgage delinquency », *Journal of Business & Economics Research*, vol. 9, n° 2, pp. 27-48.
- Böheim R. et Taylor M. (2000)**, « My home was my castle: evictions and repossessions in Britain », *Journal of Housing Economics*, vol. 9, n° 4, pp. 287-319.
- Canner G. et Lueckett C. (1990)**, « Consumer debt repayment woes: Insights from a household survey », *Journal of Retail Banking*, vol. 12, n° 1, pp. 55-62.
- Choi G., Kim I. et Snow A. (2001)**, « Comparative statics predictions for changes in uncertainty in the portfolio and savings problems », *Bulletin of Economic Research*, vol. 53, n° 1, pp. 61-72.
- Chiu H., Eeckhoudt L. et Rey B. (2012)**, « On relative and partial risk attitudes: theory and implications », *Economic Theory*, vol. 50, n° 1, pp. 151-167.
- Diaz-Serrano L. (2005)**, « Income volatility and residential mortgage delinquency across the EU », *Journal of Housing Economics*, vol. 14, n° 3, pp. 153-177.
- Drèze J. et Modigliani F. (1972)** « Consumption decisions under uncertainty », *Journal of Economic Theory*, vol. 5, n° 3, pp. 308-335.
- Eeckhoudt L. et Gollier C. (2005)**, « The impact of prudence on optimal prevention », *Economic Theory*, vol. 26, pp. 989-994.
- Eeckhoudt L., Etner J. et Schroyen F. (2009)**, « The values of relative risk aversion and prudence: A context-free interpretation », *Mathematical Social Science*, vol. 58, n° 1, pp. 1-7.
- Ehrlich I. et Becker G. (1972)**, « Market insurance, self-insurance, and self-protection », *The Journal of Political Economy*, vol. 80, n° 4, pp. 623-648.
- Fishburn P. et Porter R. (1976)**, « Optimal portfolios with one safe and one risky asset: effects of changes in rate of return and risk », *Management Science*, vol. 22, n° 10, pp. 1064-1073.
- Ford J. et Burrows R. (1999)**, « The costs of unsustainable home ownership in Britain », *Journal of Social Policy*, vol. 28, n° 2, pp. 305-330.
- Getter D. (2003)**, « Contributing to the delinquency of borrowers », *The Journal of Consumer Affairs*, vol. 37, n° 1, pp. 86-100.
- Gollier C. (2001)**, *The economics of risk and time*, The MIT Press.
- Guiso L. et Paiella M. (2005)**, « The role of risk aversion in predicting individual behaviors », *Document de travail 546* de la Banque d'Italie.
- Hahn F. (1970)**, « Savings and uncertainty », *Review of Economic Studies*, vol. 37, n° 1, pp. 21-24.
- Kimball M. (1990)**, « Precautionary savings in the small and in the large », *Econometrica*, vol. 58, n° 1, pp. 53-73.
- Lea S., Webley P. et R. Levine (1993)**, « The economic psychology of consumer debt », *Journal of Economic Psychology*, vol. 14, n° 1, pp. 85-119.

Leland H. (1968), « Saving and uncertainty : the precautionary demand for saving », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, n° 3, pp. 465-473.

Mossin J. (1968), « Aspects of rational insurance purchasing », *Journal of Political Economy*, vol. 76, n° 4, pp. 553-568.

Menegatti M. (2009), « Optimal prevention and prudence in a two period model », *Mathematical Social Science*, vol. 58, n° 3, pp. 393-397.

Rothschild M. et Stiglitz J. (1970), « Increasing risk, I: A definition », *Journal of Economic Theory*, vol. 2, n° 3, pp. 225-243.

Rothschild M. et Stiglitz J. (1971), « Increasing Risk II: Its economic consequences », *Journal of Economic Theory*, vol. 3, n° 1, pp. 66-84.

Pratt J. (1964), « Risk aversion in the small and in the large », *Econometrica*, vol. 32, n° 1-2, pp. 122-136.

Sandmo A. (1970), « The Effect of Uncertainty on Saving Decisions », *Review of Economic Studies*, vol. 37, n° 3, pp. 353-360.

Thaler R.H. et Johnson E.J. (1990), « Gambling with the house money and trying to break even: the effects of prior outcomes on risky choice », *Management Science*, vol. 36, n° 6, pp. 643-660.

CONSTRUCTION DES VARIABLES DU MODÈLE

La question sur les difficultés financière posée dans l'enquête est la suivante :

DIF**Existence de difficultés à faire face à ses échéances**

Sans objet ou valeur manquante

1. Non, et ce n'est jamais arrivé
2. Non, mais c'est arrivé récemment (dans les 5 dernières années)
3. Non, mais c'est déjà arrivé
4. Oui, depuis plusieurs années
5. Oui, depuis moins d'un an

La variable endogène du modèle y est créée à partir de cette variable DIF.

$$y = 1 \text{ si } DIF > 1 \text{ et } y = 0 \text{ si } DIF = 1$$

Nous avons choisi de regrouper les modalités 2 à 5 car elles regroupent les situations où le ménage a rencontré des difficultés financières. Il est difficile d'ordonner les modalités 2 à 5 en fonction de la gravité des difficultés financières. Ainsi, est-ce qu'un ménage qui répond 3 a eu moins de difficultés qu'un ménage qui répond 5 ? Est-ce qu'un ménage qui répond 4 n'a pas une propension plus grande à avoir des difficultés qu'un ménage qui répond 5 ? Comme nous cherchons à estimer ces difficultés en fonction de l'attitude et des caractéristiques du ménage, un classement en deux catégories nous a semblé moins soumis à interprétation qu'un classement ordonné en 5 catégories.

Parmi les variables exogènes du modèle figure la variable qui nous intéresse plus particulièrement, à savoir l'aversion au risque mesurée avec les loteries. Trois questions permettent de classer les ménages en quatre catégories pour l'aversion relative au risque : ACCEPTB, ACCEPTC et ACCEPTD.

ACCEPTB : Imaginez la situation suivante.

Vous êtes le seul apporteur de ressources de votre ménage (il n'y a que vous qui travaillez et gagnez un revenu). Votre médecin vous recommande de déménager dans une autre région pour des raisons de santé. Vous devez choisir entre deux nouveaux emplois, A et B.

Le premier (A) vous garantit à vie un revenu équivalent à votre revenu actuel.

Le deuxième est plus risqué. Avec le contrat (B), vous avez une chance sur deux (50 %) de doubler votre revenu actuel et une chance sur deux (50 %) de le réduire d'un tiers (33 %).

Que faites-vous ?

1. Vous acceptez le contrat B
2. Vous refusez le contrat B et conservez le contrat A

• *Si le répondant accepte le contrat B*

ACCEPTC : Vous avez accepté le contrat B mais il n'est plus disponible, on vous propose à défaut le contrat C. Le contrat C est tel que vous avez une chance sur deux de doubler votre revenu actuel et une chance sur deux de le réduire de moitié (50 %).

Que faites-vous ?

1. Vous acceptez le contrat C
2. Vous refusez le contrat C et conservez le contrat A

• *Si le répondant refuse le contrat B*

ACCEPTD : Vous avez refusé le contrat B, vous gardez donc le contrat A (revenu actuel). On vous en propose cependant un autre. Le contrat D est tel que vous avez une chance sur deux de doubler votre revenu actuel et une chance sur deux de le réduire de 20 %.

Que faites-vous ?

1. Vous acceptez le contrat D
2. Vous refusez le contrat D et conservez le contrat A

Pour la régression, nous avons construit la variable patient à partir de la variable CONG. Un individu qui accepte un report est défini comme patient, sinon comme impatient.

CONG**Acceptation du report de jours de vacances**

Sans objet ou valeur manquante

1. Oui
 2. Non
-

La propriété immobilière : quelle influence sur le portefeuille financier des ménages ?

Denis Fougère * et Mathilde Poulhès **

La propriété immobilière est souvent l'actif financier le plus important des ménages. Mais c'est aussi un bien de consommation durable, pour lequel les coûts de transaction, lors de l'acquisition mais aussi de la vente, sont élevés. Cette double caractéristique invite à évaluer l'influence de l'investissement en immobilier sur la composition du portefeuille financier des ménages.

Nous tentons pour cela d'identifier deux effets de signe opposé : un effet dit « de richesse » et un effet du risque immobilier. L'accroissement de la richesse immobilière incite à détenir un portefeuille financier plus risqué, alors que le risque immobilier tend à diminuer la possession d'actifs risqués. Pour séparer ces deux effets, on recourt à une méthode indirecte proposée par Chetty et Seizdl (2010) : l'effet de richesse est capté par les variations de la richesse immobilière nette des emprunts restant à rembourser et l'effet de risque est capté par les variations de sa valeur brute. L'hypothèse est qu'une augmentation de la richesse nette à niveau donné de richesse brute correspond à une hausse de la richesse immobilière du ménage sans que son degré d'exposition au risque immobilier ne soit modifié. Son effet mesurera donc bien un pur effet de richesse.

La démarche pose néanmoins un problème d'endogénéité : les ménages qui détiennent les biens immobiliers les plus importants et qui ont le moins besoin de s'endetter sont en général les plus riches, donc ceux qui prennent le plus de risques financiers. On résout ce problème en instrumentant les richesses nette et brute par les variations de prix observées au niveau départemental. On obtient de cette manière les deux effets opposés attendus : l'effet de richesse tend à augmenter la part d'actifs risqués dans le portefeuille, l'effet du risque immobilier tend à faire baisser cette part. Selon nos estimations, l'effet de richesse est plus important que l'effet du risque immobilier.

Rappel :

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

* CNRS, Crest, LIEPP (Sciences-Po, Paris), Banque de France (Paris), CEPR (London) et IZA (Bonn).

** Crest (Paris).

Les auteurs tiennent à remercier, pour leurs remarques et suggestions, les participants à la conférence annuelle de la Royal Economic Society (Royal Holloway, avril 2013) et à celle de l'European Economic Society (Gothenburg, août 2013), ainsi que Raj Chetty, Rémy Lecat et les deux rapporteurs anonymes de la revue *Économie et Statistique* qui ont commenté des versions antérieures de cette étude. Nous restons toutefois entièrement responsables des insuffisances et erreurs qui pourraient subsister dans cet article.

Comme le montre Piketty (2013), l'immobilier a une place particulièrement importante dans la richesse nationale, en France mais également dans les autres pays d'Europe et dans une moindre mesure aux États-Unis. Pour donner un ordre de grandeur, l'immobilier en France en 2010 représente plus de 50 % du capital total, sachant que le stock de capital vaut un peu plus de six fois la richesse nationale produite annuellement (cf. graphique I).

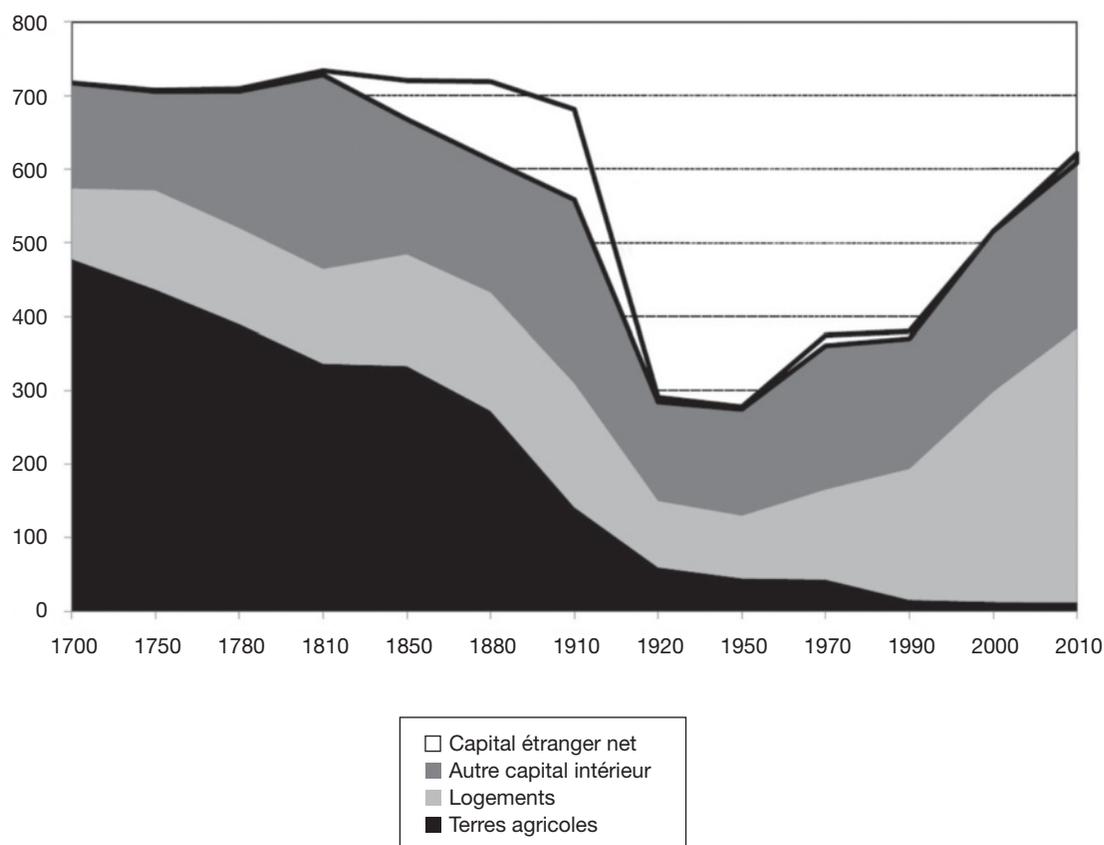
Ce patrimoine immobilier est détenu à hauteur de 57 % par les ménages résidant en France, le reste du patrimoine immobilier étant détenu par les entreprises ou l'État (Comptes nationaux, Insee, 2012). Selon Arrondel et Masson (2004), dès l'année 2000, plus d'un ménage sur deux (55 % exactement) était propriétaire de sa résidence principale et près d'un sur cinq détenait

un autre logement, qu'il soit utilisé ou non (au titre de résidence secondaire ou d'un immobilier de rapport).

À l'opposé, les ménages français détiennent peu de titres. Seul le quart d'entre eux en possède et seulement 17 % investissent directement en actions (Garnier et Thesmar, 2004). Comme le montrent notamment Mankiw et Zeldes (1991) et Haliassos et Bertaut (1995), ces taux de détention observés dans la plupart des pays sont bien inférieurs aux taux optimaux (c'est ce que l'on appelle le dilemme de la participation au marché des actions, ou « *stock market participation puzzle* »). Selon le modèle de Campbell et Viceira (2002), pour des niveaux raisonnables d'aversion au risque, la demande d'actions devrait plutôt s'établir à 50 % environ du portefeuille total.

Graphique I
L'immobilier dans le stock de capital en France, 1700-2010

Valeur du capital national
en % du revenu national



Lecture : le capital national vaut près de 7 années de revenu national en France en 1910 (les logements valent 1,7 année de revenu national).
Champ : France entière.
Source : Piketty (2013).

Patrimoine immobilier et choix de portefeuille: une relation difficile à établir

Garnier et Thesmar (2004) rappellent que la théorie économique explique de deux manières cette faible détention d'actifs financiers par les ménages. Premièrement, les ménages feraient face à des risques de pertes de revenus importants et difficilement assurables (c'est ce que les économistes nomment le « *background risk* ») et, en outre, ils seraient contraints sur le marché du crédit. Par exemple, Guiso, Jappelli et Terlizzese (1996) trouvent que les ménages italiens qui détiennent le moins d'actifs financiers sont ceux dont les revenus du travail sont les plus incertains. Guesnerie (2004) développe le second argument en faisant remarquer que « *dans beaucoup de pays, c'est à cause de la contrainte d'endettement que les ménages doivent faire état d'un apport personnel significatif pour l'acquisition d'un logement [...]. Le recours aux actions, dans cette logique, conduit à prendre un risque qui paraît particulièrement inapproprié* ».

Par ailleurs, l'influence de l'immobilier sur les choix de portefeuille des ménages est une question complexe car l'investissement immobilier, en particulier l'achat de la résidence principale, a deux finalités : la consommation de service immobilier et le placement financier. Ce double rôle explique que, pour la majorité des ménages, la propriété immobilière est l'actif le plus important au sein du portefeuille financier (Tracy *et al.*, 1999). Savoir comment elle influence le choix des autres actifs est donc une question importante.

Flavin et Yamashita (2002) montrent que l'approche la plus utilisée pour le calcul du portefeuille optimal en présence d'immobilier n'est pas conforme aux données observées. Cette méthode, appelée approche moyenne-variance et développée par Markowitz, consiste à optimiser le rendement d'un portefeuille à partir de la connaissance du rendement moyen et du risque associé à chaque actif. Ajouter simplement l'immobilier aux actifs financiers et déterminer ensuite la détention optimale de chaque actif conduit à élaborer des portefeuilles optimaux qui sous-estiment très largement la part de l'immobilier effectivement détenue par les ménages.

L'étude de l'effet de l'immobilier sur les choix d'actifs financiers est donc complexe. C'est à la fois une question théorique et une question

empirique. La théorie économique montre que l'investissement immobilier peut diminuer la demande d'actifs risqués pour au moins deux raisons. Tout d'abord, l'immobilier est lui-même un actif risqué. Flavin et Yamashita (2002) calculent les rendements moyens et les écarts-types de différents actifs et montrent que l'immobilier a un rendement moyen de 6,6 % et un risque associé important (mesuré par l'écart-type qui vaut 14,2 %), même si ce risque est moins élevé que celui associé à la détention d'actions qui ont un rendement plus grand en moyenne (8,2 %) et un risque plus élevé (écart-type de 24 %). Par ailleurs, Grossman et Laroque (1990) ont montré que le caractère illiquide de l'immobilier peut conduire également à une baisse de la demande d'actifs risqués. Ce n'est donc pas par la seule optimisation financière que se fait le choix d'acquisition immobilière.

Pour Flavin et Yamashita (2002), c'est la consommation de service de logement qui détermine le niveau d'investissement immobilier, le choix de portefeuille financier étant alors la résultante d'une maximisation sous contrainte. Ils montrent que, pour de nombreux ménages, cette contrainte est saturée. Ces ménages possèdent donc moins d'actifs risqués que ce que la maximisation sans contrainte aurait prédit.

En revanche, la littérature empirique n'identifie pas de relation claire entre immobilier et actifs risqués. Heaton et Lucas (2000) et Cocco (2005) estiment que les ménages possédant un patrimoine immobilier plus important détiennent également plus d'actions. Mais cette relation ne peut être interprétée comme une relation causale, car elle est faussée par ce que les économètres appellent un biais d'endogénéité : les ménages qui possèdent le plus d'actions sont souvent les ménages les plus riches et donc ceux qui ont des investissements immobiliers plus importants. Yamashita (2003) trouve une relation plus complexe : lorsque la part de l'immobilier dans la richesse totale du ménage est soit faible soit très grande, la part d'actifs risqués dans le portefeuille financier est faible. Enfin, Arrondel et Savignac (2010) trouvent un effet négatif de l'exposition au risque immobilier (calculée comme le ratio de la valeur de la résidence principale sur la richesse nette totale du ménage) sur la demande d'actifs risqués mais ils ne traitent pas le problème d'endogénéité.

Plus récemment, Chetty et Szeidl (2010) ont tenté de réconcilier résultats empiriques et théorie économique. Leur argument est que l'investissement immobilier apparaît le plus

souvent sous deux formes dans le portefeuille des ménages : celle d'une richesse immobilière nette et celle d'un crédit hypothécaire. Ils préconisent de considérer ces deux entités séparément pour distinguer les deux effets de la richesse immobilière : un effet richesse « pur », favorable à la prise de risques financiers, et un effet de risque immobilier, jouant en sens inverse. C'est la richesse immobilière nette qui va permettre de capter le premier

effet, la richesse brute captant l'effet de risque immobilier. L'argument est que deux ménages qui ont le même niveau de richesse brute mais des niveaux de richesse différents ont le même degré d'exposition au risque immobilier, mais des niveaux de richesse effective dépendant du montant d'emprunt qu'il leur reste à rembourser. On s'attend ainsi à ce que la richesse nette encourage à la détention d'actifs risqués, et à un effet inverse de la richesse brute (cf. encadré 1).

Encadré 1

UN MODÈLE DE CHOIX DE PORTEFEUILLE AVEC PATRIMOINE IMMOBILIER (CHETTY ET SZEIDL, 2010)

Un modèle à deux périodes

Le temps est discret, il se déroule sur deux périodes. Les agents maximisent en première période (dite période 0) leur consommation future en période 1, notée c_1 . Leur fonction d'utilité est donc la suivante :

$$U = E_0 \left[\frac{c_1^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right]$$

où E_0 est l'espérance mathématique d'utilité considérée à la période initiale (période 0). Ici la consommation c_1 a deux composantes, l'immobilier (h_1) et un bien composite (f_1). Elle est supposée déterminée par la fonction suivante :

$$c_1 = f_1^\mu h_1^{1-\mu}$$

L'immobilier (h_1) comprend une part fixe (x_1) et une part variable (y_1). Son expression est de la forme :

$$h_1 = \left(\frac{x_1}{\theta} \right)^\theta \left(\frac{y_1}{1-\theta} \right)^{1-\theta}$$

Pour modéliser l'illiquidité des actifs immobiliers, on définit un engagement dans le temps qui est le suivant : $x_1 = x_0$. En d'autres termes, le ménage possède sur les deux périodes au moins une part fixe d'immobilier représentée par x_0 . Le paramètre θ mesure la part de l'immobilier qui ne peut pas être ajustée. Si $\theta = 1$, l'engagement est complet, si $\theta = 0$, toute la dépense immobilière peut être ajustée.

Les éléments d'incertitude

La dotation initiale du ménage est composée :

- D'un montant L_0 de monnaie (liquidités) ;
- D'une propriété de taille h_0 , dont $x_0 = \theta h_0$ est fixe pour l'avenir, et $y_0 = (1-\theta)h_0$ est variable ;
- D'un crédit de valeur faciale M_0 .

Y est le revenu du travail, il est supposé être sans risque. L'individu fait ses choix d'investissement en période 0. Les rendements des différents actifs en période 1 sont incertains, c'est-à-dire connus uniquement en période 1. L'individu peut choisir d'investir soit dans l'actif sans risque, soit dans un des deux actifs risqués. Les deux actifs risqués partiellement corrélés sont l'immobilier et les actions cotées :

- Le rendement des actions cotées est R ; le terme $(1+R)$ est une variable aléatoire qui est supposée être distribuée selon une loi log-normale ;
- Le rendement du placement immobilier est κR .

Le taux sans risque est normalisé à 0.

Le problème de la maximisation d'utilité

En première période ($t = 0$), le ménage choisit la part α de sa richesse liquide qu'il souhaite investir dans des actifs risqués afin de maximiser son espérance d'utilité :

$$\max_{\alpha} E_0 \left[\frac{c_1^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right]$$

Il doit le faire en tenant compte de deux contraintes :

- La contrainte de budget :

$$(1+\alpha R)L_0 + Y + (\rho_1 h_0 - M_0) = f_1 + y_1 \rho_1 + x_1 \rho_1 \text{ avec}$$

$$\frac{\rho_1}{\rho_0} = 1 + \kappa R ;$$

- Et la contrainte d'engagement $x_1 = x_0$.

La contrainte de budget impose que la somme des avoirs financiers, des revenus du travail et de la richesse immobilière nette finance la consommation de bien composite et d'immobilier (partie fixe et partie variable) en période future (période 1). →

Immobilier et actifs risqués : un problème d'endogénéité

Distinguer les effets de richesse brute et de richesse nette est toutefois insuffisant. Pour estimer correctement les effets de l'immobilier sur le choix de portefeuille, il faut également résoudre le problème d'endogénéité de la richesse immobilière précédemment évoqué. Pour ce faire, nous utilisons deux instruments qui n'affectent la variable d'intérêt (ici la part d'actifs risqués dans le portefeuille) que par le biais des variations qu'ils induisent sur les richesses nette et brute.

Nos instruments, semblables à ceux qu'utilisent Chetty et Szeidl (2010), sont les suivants : le

prix moyen au mètre carré dans le département de résidence du ménage l'année de l'achat du bien immobilier et le prix moyen au mètre carré dans le département de résidence du ménage l'année de l'enquête (quatrième trimestre 2009).

Pourquoi ces deux variables peuvent-elles servir d'instruments ? Considérons des individus qui achètent des maisons de qualité identique mais dans des zones géographiques différentes (cf. graphique II). Ils ne remboursent que les intérêts de leur prêt (leur dette immobilière reste donc constante au cours du temps). Si Mme A achète cette maison dans le Val de Marne en 1999, elle aura en 2009 une propriété immobilière de la même valeur que Mme B qui a acheté une maison identique dans le Val de Marne en

Encadré 1 (suite)

On résout le problème de maximisation précédent et on log-linéarise la solution. La part optimale de richesse initiale investie dans des actifs risqués à la date initiale ($t = 0$) est approximativement :

$$\alpha^* = C_1 \frac{\text{actifs financiers} + \text{revenu activité} + \text{avoir net du bien}}{\text{actifs financiers}} - \frac{(\theta C_1 + \kappa C_2) \text{ valeur du bien}}{\text{actifs financiers}}$$

où C_1 et C_2 sont deux constantes positives dépendant des paramètres du modèle.

Interprétation

On constate que l'immobilier apparaît à la fois en tant que valeur totale du bien immobilier et en tant qu'avoir net du bien immobilier, c'est-à-dire en tant que richesse immobilière nette des emprunts. En effet, l'achat d'une propriété immobilière expose l'acheteur à un risque sur la valeur totale de la propriété. En revanche, il existe un risque sur le crédit hypothécaire qui lui n'est porté qu'à hauteur du montant de l'emprunt. On va ainsi pouvoir identifier deux effets de l'immobilier sur la détention d'actifs risqués.

D'une part, le risque de prix lié au marché immobilier (κ) et l'engagement (θ) qui réduisent tous deux la demande d'actifs risqués ;

- le risque de prix lié au marché immobilier : chaque euro supplémentaire consacré à l'immobilier accroît l'exposition au risque, ce qui diminue corrélativement la prise de risque dans le portefeuille financier,

- l'engagement : des ressources sont mobilisées pour les dépenses futures obligatoires en immobilier. Cela conduit à réduire la prise de risque dans le portefeuille financier.

D'autre part, l'effet de richesse lié à l'immobilier, que l'on définit comme l'effet d'une augmentation de la

richesse immobilière sans augmentation de l'exposition au risque immobilier. Il s'agit donc d'une augmentation de la richesse immobilière nette (à valeur de la propriété immobilière constante). Cet effet ne peut pas être mesuré directement car il correspond à l'effet d'une diminution du crédit immobilier toutes choses égales par ailleurs.

L'équation à estimer

De ce modèle on déduit une équation qui peut être estimée économétriquement :

$$\text{Part d'actifs risqués} = \alpha + \beta_1 \text{ valeur de la propriété} + \beta_2 \text{ richesse immobilière nette} + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

β_1 représente ici l'effet de la valeur du bien immobilier, l'avoir net de la propriété étant fixe ; ce coefficient capte donc l'effet cumulé du risque et de l'illiquidité de l'investissement immobilier. On s'attend donc à ce que son signe soit négatif.

β_2 représente l'effet de l'avoir net de la propriété, la valeur du bien immobilier étant fixe ; ce coefficient capte l'effet pur de richesse, à savoir l'effet d'une augmentation de la richesse immobilière à exposition au risque immobilier donnée. On s'attend donc à ce que son signe soit positif.

ε est le terme d'erreur ; il représente les déterminants inobservés du choix de portefeuille (par exemple, le risque sur le marché du travail), mais celui-ci peut être corrélé avec la valeur de l'immobilier, ce qui biaise potentiellement l'estimation par moindres carrés ordinaires.

Pour obtenir une estimation convergente des paramètres β_1 et β_2 , il faut alors utiliser des instruments pour la valeur du bien immobilier et pour l'avoir net de la propriété.

2003. Mais Mme B a une dette immobilière plus importante et donc une richesse nette immobilière plus faible que Mme A. Maintenant comparons les avoirs de Mme A à ceux de Mme C qui a acheté en 1999 dans les Alpes maritimes une maison identique à celle de Mme A dans le Val de Marne. Au vu de l'évolution des prix de l'immobilier, la valeur, en 2009, de la propriété immobilière de Mme C est plus importante que celle de Mme A. Comme elles ont la même dette immobilière, Mme C a une richesse immobilière nette plus importante que Mme A. Ces exemples montrent que nos deux instruments induisent des variations exogènes de la richesse nette immobilière et de la valeur de la propriété.

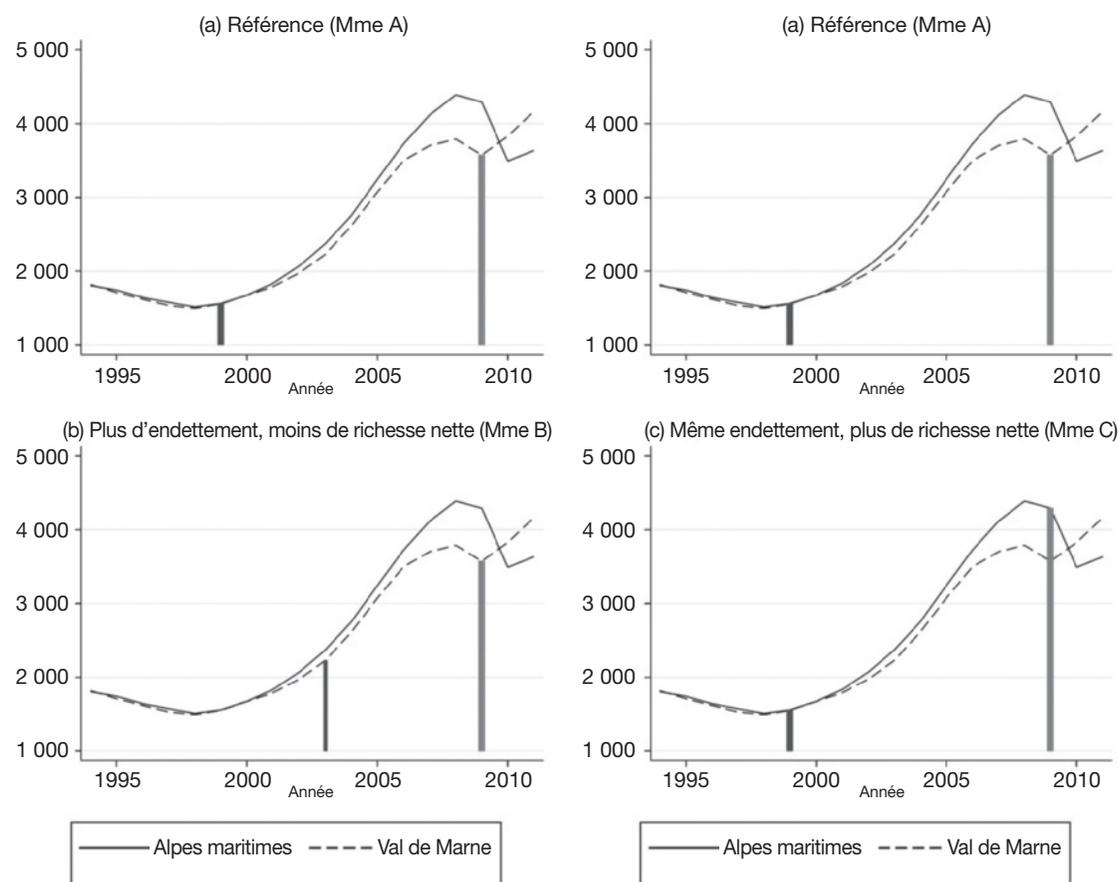
Deux sources de données

Cette démarche conduit à combiner deux types de données : des données sur les marchés immobiliers locaux (définis comme les départements) et des données sur les portefeuilles des ménages résidant dans ces zones géographiques.

Nous utilisons les indices des prix immobiliers Notaires-Insee pour les départements d'Île-de-France, les indices Perval (Notaires de France) pour les autres départements. Ces indices sont corrigés des effets-qualité (ils tiennent compte des variations des caractéristiques des logements au cours du cycle immobilier).

Graphique II
Effets des instruments sur le patrimoine immobilier

Prix au m² moyen
en euros



Lecture : l'achat d'une même maison dans le Val de Marne en 1999 ou en 2003 conduit à deux situations patrimoniales différentes en 2009, année de l'enquête Patrimoine. Si les deux acheteurs ont des propriétés immobilières de même valeur, celui qui a acheté en 1999 a une richesse immobilière nette plus grande puisque les prix de l'immobilier et le crédit hypothécaire étaient plus faibles lors de l'achat. Considérons deux personnes qui ont acheté des maisons comparables en 1999 mais dans deux départements différents, la première dans le Val de Marne et la seconde dans les Alpes maritimes. En 2009 leurs situations patrimoniales sont différentes. Au vu de l'évolution des prix de l'immobilier, la maison du Val de Marne a moins de valeur que celle des Alpes maritimes, alors que l'emprunt initial pour l'achat était identique. L'acheteur du Val de Marne a donc une richesse immobilière nette moins importante que l'acheteur des Alpes maritimes.

Champ : deux cas types d'évolution de patrimoine immobilier.
Source : Chambres des notaires et Insee (Paris).

Ils sont en base 100 au 4^e trimestre 2000. Pour tenir compte des différences entre départements nous utilisons le prix moyen au mètre carré dans chaque département au cours de l'année 2000 (fourni par la Chambre des Notaires). La base *BIEN* qui enregistre toutes les transactions immobilières d'Île-de-France et à partir de laquelle la Chambre des Notaires de Paris construit ses indices, débute en 1992, alors que l'équivalent pour le reste de la France, appelée *Base Perval* débute en 1994. Nous excluons donc de notre échantillon tous les ménages qui ont acheté leur bien immobilier avant l'année 1994.

Les données concernant les ménages proviennent de l'enquête *Patrimoine* réalisée par l'Insee en 2010. Cette enquête en coupe est conduite par l'Insee tous les six ans. Nous utilisons la dernière vague d'enquête après adjonction des variables spatiales nécessaires à notre étude c'est-à-dire après l'ajout du département de résidence du ménage. À partir des 15 000 ménages enquêtés, nous sélectionnons ceux qui ont un crédit immobilier pour l'achat de leur résidence principale en cours au moment de l'enquête. En effet, si le ménage a fini

d'acquérir sa propriété, la valeur de la propriété et la richesse nette immobilière sont égales et le modèle n'est plus identifiable. Il nous reste alors 2 500 ménages. En ne gardant que ceux qui ont acheté après 1994 pour avoir l'indice de prix immobilier correspondant, nous obtenons un échantillon de 2 034 observations (et de 2014 quand nous nous restreignons à celles pour lesquelles la surface du bien immobilier est renseignée). L'enquête nous permet d'avoir des données sur le portefeuille financier des ménages. En particulier, elle nous permet de calculer la part des actifs risqués dans ce portefeuille (actions ou produits financiers contenant des actions). Mais elle nous renseigne également sur les avoirs immobiliers, en particulier sur la valeur de la résidence principale au moment de l'enquête ainsi que sur la dette immobilière restant à payer à cette même date. Pour compléter ces données, on dispose également dans l'enquête *Patrimoine* de données démographiques et socioéconomiques caractérisant le ménage enquêté.

Le tableau 1 présente quelques statistiques descriptives de notre échantillon de travail.

Tableau 1
Statistiques descriptives de l'échantillon de travail

	Moyenne	Médiane	Écart type
	(1)	(2)	(3)
Démographie			
Âge de la personne de référence (années)	43,75	43	9,82
Nombre d'années d'éducation de la personne de référence	12,97	12	3,00
Nombre d'enfants dans le ménage	1,38	1	1,18
Revenus d'activité du ménage (euros)	44 150	42 000	30 249
Immobilier			
Valeur de la propriété immobilière (euros)	274 326	225 435	202 097
Crédit hypothécaire sur la résidence principale (euros)	83 578	62 828	82 944
Durée d'occupation (années)	7,45	7	5,11
Richesse			
Richesse totale (euros)	560 216	318 736	1 310 133
Richesse financière (euros)	83 337	19 181	337 156
Richesse immobilière nette (euros)	238 516	166 031	271 088
Autre richesse immobilière (euros)	82 279	0	255 024
Portefeuille			
Ménages possédant des actions (en %)	38,27	0	48,62
Part d'actifs risqués (en % dans le portefeuille)	8,27	0	17,7
Part d'actifs risqués (en % pour les participants)	22	12	23
Nombre d'observations	2 034		

Lecture : dans notre échantillon de travail, l'âge moyen de la personne de référence du ménage enquêté était de 43,75 ans en 2010. Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives. Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee).

Celui-ci est composé de propriétaires dont la résidence principale vaut en moyenne 274 000 euros au moment de l'enquête. Leur richesse immobilière nette moyenne (valeur de la résidence principale et des autres richesses immobilières diminuée des crédits immobiliers qui leur restent à payer) est de 239 000 euros et leur crédit hypothécaire moyen est donc de 84 000 euros. En moyenne, la personne de référence du ménage a 44 ans et vit dans son bien immobilier depuis 7 ans. La richesse totale du ménage (qui comprend la richesse financière, la richesse immobilière et les autres actifs illiquides comme le mobilier) est en moyenne d'environ 560 000 euros. Le montant moyen des actifs financiers s'élève à 83 000 euros. Les ménages possèdent en moyenne 8 % de cette richesse financière sous forme d'actions. Ceci est en partie dû au fait que dans notre échantillon, seuls 38 % des ménages possèdent des actions. Pour ces ménages, c'est 22 % de leur richesse financière qui est investie en actions.

Le tableau 2 compare notre échantillon de travail à l'échantillon de l'enquête. Les propriétaires

accédants sont plus jeunes, plus éduqués et ont des revenus d'activité plus importants que la moyenne des autres groupes. Ils sont beaucoup plus jeunes, nettement moins riches et détiennent moins d'actions que les propriétaires non accédants.

Le graphique III permet de visualiser l'évolution du taux d'intérêt hypothécaire moyen fourni par la Banque de France ainsi que la fréquence annuelle d'achat observée dans notre échantillon. Le taux d'intérêt hypothécaire a constamment diminué sur toute la période, passant de 9 % environ en 1994 à 4 % en 2010. Durant la même période, la distribution des dates d'achat dans notre échantillon n'est pas uniforme. En partie à cause de nos critères de sélection, la fréquence d'observation est plus faible au début et à la fin de la période. En effet, en 2010, seules sont enregistrées les transactions effectuées durant les deux premiers mois de l'année car l'enquête *Patrimoine* s'est déroulée entre octobre 2009 et février 2010. Pour le début de la période, la plus faible fréquence d'achat s'explique par la sortie de l'échantillon

Tableau 2
Comparaison statistique des différents échantillons

	Échantillon total	Locataires	Propriétaires non accédants	Propriétaires accédants
Démographie				
Âge de la personne de référence (années)	55,76	47,81	63,08	43,75
Nombre d'années d'éducation	11,15	10,70	10,00	12,97
Nombre d'enfants dans le ménage	0,72	0,82	0,48	1,38
Revenus d'activité du ménage (euros)	33 890	22 760	36 784	44 150
Immobilier				
Valeur de la propriété immobilière (euros)	178 548	0	265 306	274 326
Crédit hypothécaire (euros)	13 789	0	0	83 579
Durée d'occupation (années)	18,8	10,1	26,1	7,45
Richesse				
Richesse totale (en euros)	550 687	100 221	831 086	560 216
Richesse financière (en euros)	149 797	40 262	238 005	83 337
Richesse immobilière nette (en euros)	248 857	21 292	397 905	238 516
Autre richesse immobilière (en euros)	113 253	32 268	171 020	82 279
Portefeuille				
Ménages possédant des actions (en %)	32,7	14,2	42,2	35,5
Part d'actifs risqués (en % dans le portefeuille)	8,8	3,1	12,2	7,7
Part d'actifs risqués (en % pour les participants)	27	22	29	22
Nombre d'observations	14 926	3 950	7 328	2 034

Lecture : dans l'enquête Patrimoine 2010, l'âge de la personne de référence dans le ménage était de 55,76 ans ; dans le sous-échantillon des ménages locataires, il était de 47,81 ans, etc. Ces statistiques correspondent à des moyennes calculées pour des ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010. La somme des effectifs au bas des trois dernières colonnes est inférieure à l'effectif de l'échantillon total car sont ici manquantes les personnes hébergées à titre gratuit et celles vivant en viager. Rappelons que cet échantillon n'est pas représentatif de la population française car les ménages riches y sont surreprésentés.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2010 (Insee).

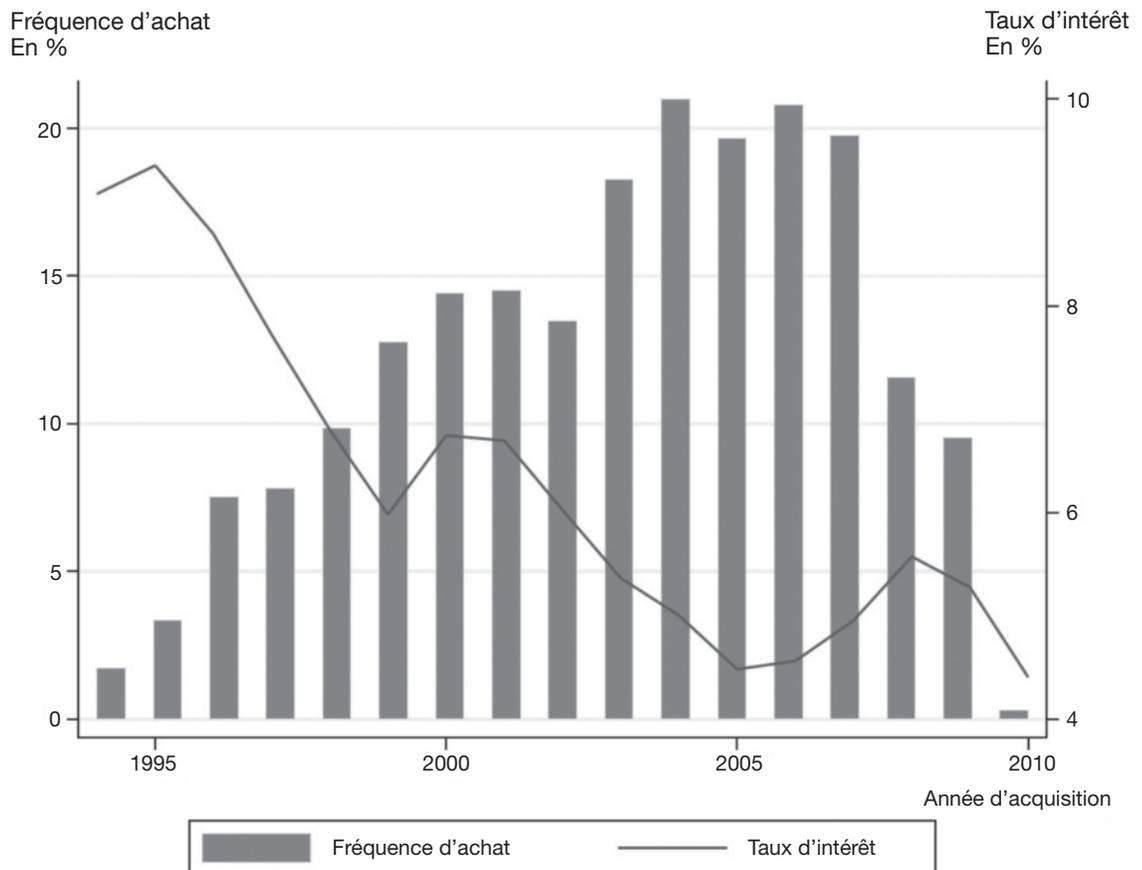
Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee).

des ménages qui ont fini de rembourser leur prêt hypothécaire ou qui ont déménagé. Par ailleurs, la décroissance de la fréquence d'achats entre 2007 et 2009 peut être attribuée à l'impact de la crise financière.

Le graphique IV complète la description des variables de contexte. Elle reproduit les évolutions des prix moyens et des surfaces moyennes des biens immobiliers achetés par les ménages de notre échantillon. De 1994 à 2010, le prix moyen évolue de la même manière que l'indice de prix agrégé fourni par l'Insee : il augmente fortement entre 2002 et 2007 et diminue légèrement après 2008. La surface moyenne des biens achetés a augmenté entre 1994 et 2000 puis a diminué durant la décennie suivante, en lien avec l'augmentation des prix sur cette période.

Détaillons maintenant le calcul de la part d'actifs risqués dans le portefeuille des ménages à partir de l'enquête *Patrimoine*. La détention d'actions peut transiter par plusieurs canaux : possession directe, Sicav-actions, FCP-actions (Fonds communs de placement), PEA (Plan d'épargne en actions), compte-titres ordinaires ou assurance-vie multi-support. Tous ces produits sont détaillés dans l'enquête. Sont renseignés à la fois la détention et le montant investi dans chaque produit. Lorsque les produits sont mixtes et contiennent seulement une partie d'actifs risqués, l'enquêteur demande au ménage d'évaluer la part détenue sous forme d'actions. On somme alors les montants déclarés pour chacun de ces produits et on construit ensuite le rapport entre cette somme et le montant total des actifs financiers.

Graphique III
Valeur moyenne annuelle du taux d'intérêt hypothécaire et fréquence d'achat dans notre échantillon (1994-2010)



Lecture : dans notre échantillon de travail, 10 % des ventes ont eu lieu en 1998 et cette année-là le taux d'intérêt immobilier était d'environ 7 %.

Champ : pour la fréquence d'achat, ménages propriétaires accédants en 2010, ayant acquis leur résidence principale après 1994.

Source : Banque de France pour le taux d'intérêt, enquête Patrimoine 2010 (Insee) pour la fréquence d'achat.

L'influence de l'immobilier sur la détention d'actifs risqués : deux effets de signe opposé

L'équation principale du modèle (soit l'équation 1 définie dans l'encadré 1) est la suivante :

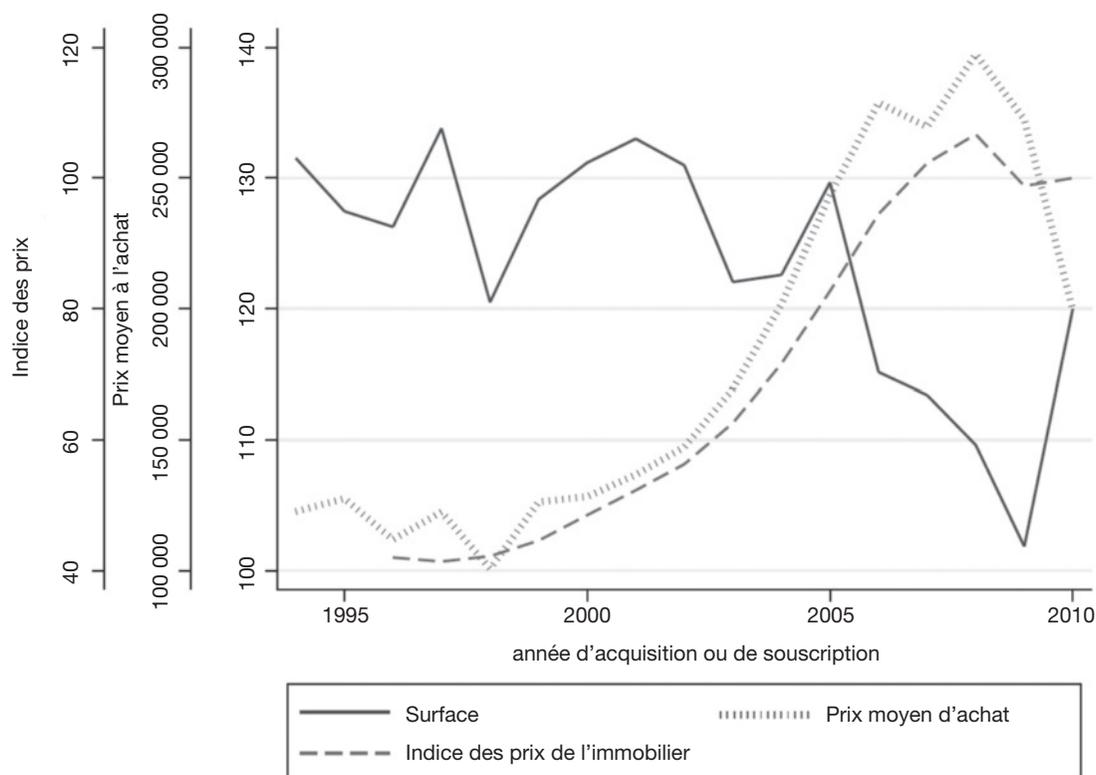
part d'actifs risqués_i =

$$\alpha + \beta_1 \text{ valeur de la propriété} + \beta_2 \text{ richesse immobilière nette}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

avec des coefficients attendus $\beta_1 < 0$ et $\beta_2 > 0$. Pour l'estimer, nous avons recours tout d'abord aux mêmes techniques que Chetty et Szeidl (2010). Nous commençons par estimer l'équation par moindres carrés ordinaires (MCO) puis par doubles moindres carrés. Nous utilisons ensuite des techniques d'estimation plus adaptées à la nature de la variable d'intérêt, qui tiennent compte du fait que la proportion d'actifs risqués est souvent nulle dans l'échantillon.

Les colonnes 1 et 2 du tableau 3 présentent les estimations par moindres carrés ordinaires de l'équation (1). Nous régressons ici la part d'actifs risqués dans le portefeuille sur la valeur de la résidence principale et sur la richesse immobilière nette que représente celle-ci pour le ménage au moment de l'enquête (c'est-à-dire diminuée du crédit hypothécaire restant à rembourser). Dans la première colonne, on tient compte du département de résidence du ménage, de l'âge de la personne de référence et de l'année d'achat du bien. Dans la seconde colonne, on ajoute à cette liste le nombre d'enfants dans le ménage, le niveau de revenu, le niveau d'éducation de la personne de référence et la surface du bien. Les paramètres estimés impliquent qu'une augmentation de la valeur de la résidence principale est associée à une augmentation de la part d'actifs risqués dans le portefeuille du ménage, alors que le coefficient associé à la richesse immobilière nette est négatif mais non significativement différent de zéro. L'ajout de variables de contrôle réduit

Graphique IV
Prix d'achat et surface moyens dans notre échantillon (1994-2010) et indice des prix de l'immobilier (France entière)



Lecture : en 1998, la surface moyenne des biens vendus dans notre échantillon était de 120 mètres carrés, le prix moyen d'achat de 100 000 euros et l'indice Insee-Notaires valait environ 100.

Champ : pour le prix d'achat et la surface, ménages propriétaires accédants en 2010, ayant acquis leur résidence principale après 1994. Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) pour la surface et le prix moyen d'achat, Insee-Notaires pour l'indice des prix de l'immobilier.

l'amplitude du coefficient associé à la valeur du bien mais celui-ci reste positif. Ces premières estimations vont donc à l'encontre de l'hypothèse théorique selon laquelle l'exposition au risque immobilier tendrait à réduire la demande en actifs risqués en raison de la volatilité des prix et de l'illiquidité d'un investissement immobilier. Mais elles ne doivent pas être interprétées comme des causalités à cause des problèmes d'endogénéité déjà mentionnés. La corrélation positive entre la valeur du bien immobilier et la part de risque dans le portefeuille financier peut découler de ce problème d'endogénéité : les ménages qui ont les biens immobiliers les plus chers sont aussi les plus riches et donc ceux qui prennent le plus de risque en constituant leur portefeuille (voir Calvet, Campbell et Sodini, 2008, pour le lien entre richesse et prise de risque).

Nous estimons donc l'équation (1) par doubles moindres carrés. Le tableau 4 contient les résultats des régressions auxiliaires correspondant à la première étape des doubles moindres carrés pour deux groupes d'instruments. Les estimations reportées dans les trois premières colonnes utilisent les deux instruments présentés précédemment : le prix moyen au mètre carré dans le département de résidence du ménage l'année d'achat du bien immobilier et le prix moyen au mètre carré dans le département de résidence du ménage l'année de l'enquête. Les colonnes 1 et 2 montrent que le prix actuel a un effet positif et statistiquement significatif sur la valeur du bien et sur la richesse nette immobilière correspondante. L'indice de prix à la date d'achat a un effet significatif et positif sur la valeur du bien

(colonne 1), mais significatif et négatif sur la richesse nette (à indice de prix identique l'année de l'enquête).

Une fois combinés, ces deux effets opposés impliquent qu'un indice des prix plus élevé l'année de l'achat correspond à un crédit hypothécaire plus grand (colonne 3), et un indice actuel des prix plus élevé à un crédit hypothécaire légèrement plus faible.

Nous trouvons donc les mêmes effets que Chetty et Szeidl (2010) dans leur étude sur données américaines, sauf pour deux coefficients. Alors qu'ils trouvent un effet positif de l'indice de prix actuel sur le crédit hypothécaire, nous trouvons un coefficient négatif (même si celui-ci est de faible amplitude). Ils expliquent ce signe positif par la possibilité de refinancement hypothécaire qui existe aux États-Unis¹. Cette extension de crédit étant quasiment impossible en France (voir Mésonnier, 2004), cela pourrait expliquer notre signe négatif. Par ailleurs, ils trouvent qu'à indice de prix actuel donné, un indice des prix plus élevé au moment de l'achat induit une valeur du bien immobilier légèrement plus faible alors que notre coefficient estimé est positif (tableau 4, colonne 1). Le coefficient négatif qu'ils obtiennent s'explique par le changement de stratégie d'achat des ménages : lorsque les prix sont élevés, les ménages achètent des biens plus petits. Nous ne retrouvons pas ce signe négatif dans nos données

1. Cette pratique consiste à contracter un crédit supplémentaire dont la garantie (c'est-à-dire le collatéral) est la valeur du bien immobilier.

Tableau 3
Régressions par moindres carrés ordinaires

Variable dépendante	Part d'actifs risqués (%)	
	(1)	(2)
Valeur du bien immobilier (× 100 K euros)	3,073*** (0,452)	2,447*** (0,574)
Richesse immobilière nette (× 100 K euros)	- 0,495 (0,519)	- 0,888 (0,638)
Départements, années, âge	x	x
Variables démographiques		x
Revenus d'activité		x
Observations	2 231	2 231

Lecture : écarts-types entre parenthèses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Dans la première colonne, les variables explicatives sont le département de résidence du ménage, l'âge de la personne de référence et l'année d'achat du bien. Dans la seconde colonne, on ajoute comme variables explicatives le nombre d'enfants dans le ménage, le niveau de revenu, le niveau d'éducation de la personne de référence et la surface du bien.

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

agrégées. Mais lorsque l'on interagit les indices de prix avec la surface du bien (groupée par tranches), on retrouve le signe négatif (voir les trois dernières colonnes du tableau 4) pour les surfaces inférieures à 80 mètres carrés. En effet les ménages qui modifient leur comportement lorsque les prix augmentent sont ceux qui sont financièrement contraints. Ces ménages sont souvent les moins fortunés ou les primo-accédants, c'est-à-dire ceux qui achètent de plus petites surfaces.

Ces résultats montrent que les instruments utilisés sont des déterminants pertinents de la valeur du bien immobilier et de la richesse nette correspondante.

Le tableau 5 donne les paramètres estimés de l'équation (1) dans le cas où les instruments ne sont pas interagis avec la surface, que nous qualifierons d'instruments « simples ». Nous utilisons dans cet exercice les mêmes spécifications

économétriques que Chetty et Szeidl dans leur étude. Les colonnes 1 et 2 donnent les estimations des coefficients de la régression par variables instrumentales. Dans la colonne 1, on tient compte de l'année d'achat, de l'âge de la personne de référence et du département de résidence. Dans la colonne 2, la liste des régresseurs inclut en outre le nombre d'enfants, le niveau de revenus, le niveau d'éducation de la personne de référence et la surface du bien.

Les effets ont cette fois les signes attendus. Par exemple, des estimations de la colonne 2, on déduit qu'une augmentation de 100 000 euros de la valeur de la propriété réduit la part d'actifs risqués de 2,8 points de pourcentage, l'avoir net de la propriété étant fixe. Ceci correspond à l'effet du risque immobilier. Une augmentation de 100 000 euros de la richesse nette immobilière augmente la part d'actifs risqués de 7,8 points de pourcentage, la valeur de la propriété immobilière étant fixe. C'est l'effet de richesse.

Tableau 4
Régressions auxiliaires (première étape des doubles moindres carrés)

Variable dépendante	Instruments simples			Instruments en interaction avec la surface		
	Valeur de la Propriété (× 100K euros)	Richesse Nette (× 100K euros)	Crédit (× 100K euros)	Valeur de la Propriété (× 100K euros)	Richesse Nette (× 100K euros)	Crédit (× 100K euros)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Indice des prix immobiliers l'année de l'enquête (× 1 000 euros)	0,769*** (0,0547)	0,955*** (0,0489)	- 0,212*** (0,0259)	0,852*** (0,0507)	1,003*** (0,0470)	- 0,180*** (0,0253)
Indice des prix immobiliers l'année de l'achat (× 1 000 euros)	0,321*** (0,0574)	- 0,281*** (0,0513)	0,634*** (0,0272)			
Indice des prix l'année de l'achat						
pour surface ≤ 35 (× 1 000 euros)				- 0,429*** (0,0788)	- 0,791*** (0,0732)	0,387*** (0,0393)
pour 35 < surface ≤ 80 (× 1 000 euros)				- 0,110* (0,0628)	- 0,570*** (0,0582)	0,488*** (0,0313)
pour 80 < surface ≤ 120 (× 1 000 euros)				0,239*** (0,0584)	- 0,341*** (0,0543)	0,613*** (0,0292)
pour surface > 120 (× 1 000 euros)				0,885*** (0,0606)	0,121** (0,0562)	0,802*** (0,0302)
Départements, années, âge	x	x	x	x	x	x
Autres contrôles	x	x	x	x	x	x
Nombre d'observations	2034	2034	2034	2014	2014	2014
R2 ajusté	0,546	0,515	0,386	0,609	0,542	0,426
Test de Fisher de nullité jointe	F(2,1997) 343,09	F(2,1999) 263,09	F(2,1999) 345,21	F(5,1973) 241,96	F(5,1976) 158,75	F(5,1976) 178,17
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R2 partiel	0,2557	0,2084	0,2567	0,3876	0,2973	0,3094

Lecture : les écarts-types des paramètres estimés sont reportés entre parenthèses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Dans toutes les spécifications, on tient compte du département de résidence, de l'âge de la personne de référence, de l'année de l'achat, du nombre d'enfants dans le ménage, du revenu d'activité de celui-ci, du niveau d'éducation de la personne de référence et de la surface du bien dans les trois premières colonnes.

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

Les colonnes 3 à 5 reportent les résultats d'exercices de robustesse conduits avec des spécifications alternatives ou sur certains sous-échantillons. Ainsi, dans la colonne 3, ce sont les logarithmes des variables endogènes qui sont instrumentées et qui apparaissent donc dans la deuxième étape de l'estimation. Dans la colonne 4, ces variables sont exprimées comme proportion de la richesse financière du ménage. En d'autres termes, on remplace la valeur de la propriété et l'avoir net correspondant par le rapport de chacune de ces variables sur la richesse financière totale du ménage. Pour limiter le nombre de points aberrants, nous excluons les ménages pour lesquels l'un de ces rapports est supérieur à 20. Dans la colonne 5, l'estimation est faite avec le sous-échantillon des ménages dont la richesse totale est supérieure à 150 000 euros. Ces trois exercices de robustesse montrent que les résultats sont relativement stables. Les coefficients estimés, s'ils ont parfois des amplitudes différentes de ceux de

la spécification principale (notamment avec les logarithmes), ont toujours les signes attendus.

Dans la colonne 6 du tableau 5, nous estimons un modèle linéaire de probabilité pour expliquer la détention ou non d'actifs risqués. Plus précisément, nous régressons une variable dichotomique indiquant la détention d'actions sur les variables instrumentées.

Lorsque la richesse nette immobilière est fixe, le fait d'augmenter la valeur de la propriété de 10 000 euros diminue de 1,16 points de pourcentage la probabilité que le ménage possède des actifs risqués, sachant que la proportion de ménages ayant des actifs risqués est de 38 % dans notre échantillon. Lorsque la valeur du bien immobilier est fixe, une augmentation de 10 000 euros de la richesse nette immobilière entraîne une hausse de la probabilité de détenir des actifs risqués de 2,29 points de pourcentage.

Tableau 5
Paramètres estimés de l'équation d'intérêt avec variables instrumentales simples
(deuxième étape des doubles moindres carrés)

Variable dépendante	Variables instrumentales simples					
	Part d'actifs risqués					Détention d'actifs risqués
	(%) (1)	(%) (2)	Log (%) (3)	Part (%) (4)	Plus riches (%) (5)	(1-0) (6)
Valeur du bien immobilier (x 100K euros)	- 1,170 (1,063)	- 2,798** (1,122)			- 5,373*** (1,553)	- 0,116*** (0,0269)
Richesse immobilière nette (x 100K euros)	6,431*** (1,290)	7,801*** (1,323)			10,850*** (1,828)	0,229*** (0,0338)
Logarithme de la valeur du bien			- 0,933 (3,028)			
Logarithme de la richesse nette			8,889*** (2,260)			
Valeur du bien/richeesse financière				- 2,361*** (0,278)		
Richesse immobilière/richeesse financière				1,211*** (0,417)		
Départements, années, âge	x	x	x	x	x	x
Autres contrôles		x	x	x	x	x
Observations	2 034	2 034	2 034	1 491	1 236	2 034
R2 ajusté	0,141	0,156	0,122	0,071	0,156	0,157
Test de Fisher de nullité jointe	F(2,1994) 112,70	F(2,2011) 110,60	F(2,2011) 67,00	F(2,1470) 43,56	F(2,1214) 58,68	F(2,2001) 48,02
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Lecture : écarts-types entre parenthèses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Dans toutes les spécifications, on tient compte du département de résidence, de l'âge de la personne de référence et de l'année de l'achat. Dans les cinq dernières spécifications, on tient compte également du nombre d'enfants dans le ménage, du niveau d'éducation de la personne de référence et on ajoute une indicatrice pour la surface du bien.

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

Ainsi, avec les estimations par doubles moindres carrés, nous trouvons les mêmes effets qualitatifs que ceux obtenus par Chetty et Szeidl (2010) : le coefficient de l'avoir net de la propriété est positif, celui de la valeur du bien immobilier est négatif. Plus précisément, parce que la valeur du bien est égale à la somme de l'avoir net et du crédit hypothécaire, une augmentation de 10 000 euros du crédit hypothécaire réduit la part d'actifs risqués de 0,28 points de pourcentage, une réduction de même montant de ce crédit augmente cette part de 0,78 points de pourcentage.

Mais d'un point de vue quantitatif, les résultats obtenus avec les données françaises sont différents de ceux obtenus avec des données américaines. Avec les données américaines, les coefficients estimant l'effet de la richesse nette et l'effet de la valeur de la propriété sont du même ordre de grandeur (autour de 0,7 points de pourcentage pour la spécification principale).

Alors qu'avec les données françaises, le coefficient estimant l'effet de la richesse nette immobilière est toujours environ deux fois plus grand (en valeur absolue) que celui estimant l'effet de la valeur de la propriété. En France, l'effet richesse domine l'effet risque-prix. Or les fluctuations des prix immobiliers affectent à la fois la richesse nette et la valeur du bien, leurs effets correspondent donc à la somme des deux effets précédemment estimés. Cela implique que la demande d'actifs risqués devrait réagir à la fluctuation des prix sur les marchés immobiliers, une hausse des prix entraînant une hausse de la demande d'actions et inversement.

Dans le tableau 6, nous estimons les mêmes modèles que dans le tableau 5 mais les variables instrumentales sont maintenant couplées avec la surface. Les résultats sont très proches de ceux obtenus avec les instruments non interagis. Les estimations sont donc relativement robustes à ce changement de spécification.

Tableau 6
Paramètres estimés de l'équation d'intérêt avec variables instrumentales en interaction avec la surface (deuxième étape des doubles moindres carrés)

Variable dépendante	Variables instrumentales en interaction avec la surface					
	Part d'actifs risqués					Détention d'actifs risqués
	(%) (1)	(%) (2)	Log (%) (3)	Part (%) (4)	Plus riches (%) (5)	(1-0) (6)
Valeur du bien immobilier (× 100K euros)	- 2,061 (1,354)	- 3,049*** (1,375)			- 4,635*** (1,620)	- 0,079*** (0,0262)
Richesse immobilière nette (× 100K euros)	7,059*** (1,660)	8,117*** (1,773)			8,848*** (1,942)	0,1595*** (0,0334)
Logarithme de la valeur du bien immobilier			- 2,533* (1,365)			
Logarithme de la richesse nette immobilière			6,784*** (1,654)			
Valeur bien/richeesse financière				- 2,334*** (0,274)		
Richesse immobilière/richeesse financière				1,157*** (0,415)		
Départements, années, âge	x	x	x	x	x	x
Autres contrôles		x	x	x	x	x
Observations	2 014	2 014	2 014	1 491	1 236	2 014
R2 ajusté	0,105	0,132	0,138	0,072	0,128	0,116
Test de Fisher de nullité jointe	F(2,2012) 130,05	F(2,2000) 78,15	F(2,2006) 74,09	F(2,1470) 44,60	F(2,1214) 37,13	F(2,1973) 76,21
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Lecture : écarts-types entre parenthèses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Dans toutes les spécifications, on tient compte du département de résidence, de l'âge de la personne de référence et de l'année de l'achat. Dans les cinq dernières spécifications, on tient compte également du nombre d'enfants dans le ménage, du niveau d'éducation de la personne de référence et on ajoute une indicatrice pour la surface du bien.

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

Posséder ou non des actions et combien en détenir

Cependant, dans les estimations précédentes, l'absence de détention d'actifs risqués n'est pas spécifiquement prise en compte, ce qui peut constituer une autre source de biais. Le tableau 7 présente donc les estimations obtenues à l'aide d'un modèle Tobit de type 1 et d'un modèle Tobit de type 2 pour les deux groupes d'instruments retenus (voir l'encadré 2 pour la présentation de ces deux modèles). Les coefficients estimés pour le modèle Tobit-1 sont cohérents avec les estimations obtenues par doubles moindres carrés. Ils sont significatifs et de plus grande ampleur (colonnes 1 et 2, tableau 7). Une augmentation de 10 000 euros de la valeur du bien immobilier entraîne une diminution de la part d'actifs risqués dans le portefeuille financier de 1,1 point de pourcentage, que les instruments soient couplés ou non avec la surface du bien. Une augmentation de 10 000 euros de l'avoir net de la propriété (à valeur de la propriété donnée) entraîne une augmentation de la part d'actifs risqués de 2,3 points de pourcentage lorsque les instruments ne sont pas couplés

avec la surface du bien et de 2,2 points de pourcentage lorsqu'ils le sont.

Les colonnes 3 à 6 du tableau 7 exposent les résultats du modèle Tobit-2 estimé par maximum de vraisemblance. Dans un modèle Tobit-2, on introduit des variables qui déterminent la participation au marché des actions sans affecter le montant d'actifs risqués détenu : le taux de chômage dans le département d'achat de la résidence principale et une variable qui indique si l'individu interrogé a hérité de valeurs mobilières ou non. Les estimations des paramètres associés à ces deux instruments sont statistiquement significatives et ont les signes attendus. Un taux de chômage plus grand entraîne une probabilité plus faible de posséder des actions. Avoir hérité de valeurs mobilières augmente au contraire cette probabilité (voir colonnes 4 et 6). De plus les coefficients estimés associés à l'avoir net de la propriété et à la valeur du bien immobilier ont les signes attendus : une augmentation de 10 000 euros de la valeur de la propriété diminue la probabilité de posséder des actions de 1,4 point de pourcentage (à comparer avec - 1,2 point de pourcentage pour

Tableau 7
Estimation des modèles Tobit

Variable dépendante	Tobit 1		Tobit 2			
	VI simples	VI interagies	VI simples		VI interagies	
	Part d'actifs risqués (%)	Part d'actifs risqués (%)	Part d'actifs risqués (%)	Détention d'actions (1-0)	Part d'actifs risqués (%)	Détention d'actions (1-0)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Valeur du bien immobilier (x 100K euros)	- 11,374*** (3,272)	- 10,547*** (2,2345)	- 10,666*** (3,2661)	- 0,1441*** (0,0795)	- 12,967*** (3,0364)	- 0,1685*** (0,0787)
Richesse immobilière nette (x 100K euros)	23,1732*** (3,890)	22,136*** (4,7427)	15,543*** (3,2661)	0,2824*** (0,0928)	17,932*** (3,702)	0,2553*** (0,0932)
Taux de chômage				- 0,0452*** (0,0173)		- 0,05049** (0,01743)
Héritage de valeurs mobilières				0,8050*** (0,2111)		0,8676*** (0,2108)
Départements, années, âge	x	x	x	x	x	x
Autres contrôles	x	x	x	x	x	x
Log vraisemblance	6 138,19	6 291,45	6 585,50		6 292,45	
Test de Wald de nullité jointe	$\chi^2(2)$ 155,7	$\chi^2(2)$ 148,4	$\chi^2(2)$ 26,7	$\chi^2(4)$ 124,1	$\chi^2(2)$ 31,5	$\chi^2(4)$ 113,2
Prob > χ^2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observations	2 034	2 014	2 034		2 014	

Lecture : écarts-types entre parenthèses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Dans toutes les spécifications, on tient compte du département de résidence, de l'âge de la personne de référence, de l'année de l'achat. Dans les cinq dernières spécifications, on tient compte également du nombre d'enfants dans le ménage et du niveau d'éducation de la personne de référence. L'abréviation VI signifie « variables instrumentales ».

Champ : ces statistiques correspondent aux ménages observés dans l'enquête Patrimoine 2010 qui ont acheté leur résidence principale après 1994 et qui ont un prêt immobilier associé à celle-ci toujours en cours en 2010. Les données sont déclaratives.

Source : enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Chambres des Notaires (pour les indices de prix).

le modèle linéaire), tandis qu'une augmentation de 10 000 euros de l'avoir net de la propriété entraîne une augmentation de la probabilité de

détenir des actions de 2,8 points de pourcentage (à comparer avec 2,3 points de pourcentage pour le modèle linéaire).

Encadré 2

VARIABLES DÉPENDANTES LIMITÉES : MÉTHODES D'ESTIMATION

La détention d'actions résulte de deux décisions :

- Acheter ou non des actions (marge extensive du modèle),
- Déterminer quel montant d'actions posséder (marge intensive).

En fait, la part d'actions dans le portefeuille des ménages ne peut être négative et prend souvent la valeur nulle, c'est ce qu'en économétrie on appelle une variable dépendante limitée.

Nous utilisons trois méthodes d'estimation :

La méthode des **doublets moindres carrés** : elle résout le problème d'endogénéité mais elle est biaisée parce que la variable d'intérêt (*i.e.* la part d'actions dans le portefeuille) est souvent égale à zéro,

Un **modèle Tobit 1** : ce modèle tient compte de cette spécificité de façon simple ; il repose sur l'hypothèse selon laquelle les variables qui déterminent l'achat d'actions sont les mêmes que celles qui influencent le montant d'actions dans le portefeuille. Dans ce modèle, c'est donc la même équation qui représente le fait d'acheter des actions et le montant de détention choisi.

Dans ce cas le modèle Tobit 1 est défini ainsi :

$$\begin{cases} VP = Z_1\gamma_1 + u_1 \\ RN = Z_2\gamma_2 + u_2 \\ \alpha^* = \max(C + \beta_1VP + \beta_2RN + \gamma X_1 + \varepsilon_1, 0) \end{cases}$$

La troisième équation est l'équation (1) déduite du modèle théorique présenté dans l'encadré 1. Les paramètres sont estimés par maximum de vraisemblance. *VP* désigne la valeur de la propriété, correspondant à la richesse immobilière brute et *RN* désigne la richesse immobilière nette. Les vecteurs Z_1 et Z_2 contiennent les instruments et X_1 est le même vecteur de variables de contrôle que celui utilisé pour l'estimation par doublets moindres carrés.

Les résidus du modèle sont supposés suivre une loi normale trivariée :

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{pmatrix} \sim N[0; \Sigma]$$

Un **modèle Tobit 2** : dans ce modèle les variables qui déterminent l'achat d'actions sont différentes de celles qui influencent le montant d'actions détenues dans le portefeuille. Ce modèle diffère du modèle précédent en cela qu'il distingue l'équation représentant l'achat

d'actions de celle déterminant le montant d'actions détenues. Le modèle Tobit 2 est donc le suivant :

$$\begin{cases} Y = 1\{\varepsilon_2 > -Z_3\gamma_3\} \\ VP = Z_1\gamma_1 + u_1 \\ RN = Z_2\gamma_2 + u_2 \\ \alpha^* = Y \times (C + \beta_1VP + \beta_2RN + \gamma X_1 + \varepsilon_1) \end{cases}$$

avec

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_2 \\ u_1 \\ u_2 \\ \varepsilon_1 \end{pmatrix} \sim N \left\{ 0; \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_1^2 & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_2^2 & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_3^2 \end{bmatrix} \right\}$$

Y est une variable dichotomique indiquant la détention d'actions par le ménage. La dernière de ces quatre équations correspond à l'équation (1) du modèle (cf. encadré 1).

Le vecteur Z_3 contient deux instruments qui sont supposés affecter l'achat d'actions mais pas le montant acheté :

- Le taux de chômage dans le département de résidence du ménage ;
- Une variable indicatrice qui indique si le ménage a hérité de valeurs mobilières.

En effet, lorsqu'une personne hérite de valeurs mobilières, le coût d'entrée sur le marché des titres, c'est-à-dire pour détenir la première action (Peress, 2004), est déjà payé. L'héritier n'a plus qu'à ajuster son degré d'exposition au risque. On peut donc penser que l'héritage affecte la détention mais pas le montant d'actions détenues. En outre, Arrondel et Masson (2007) ont montré que le rôle de l'information et de l'éducation financière est prépondérant dans le choix de détenir ou non des actions. Une personne qui hérite de valeurs mobilières a plus souvent vécu dans une famille qui possédait déjà des actions et a donc vraisemblablement reçu cette éducation financière. Elle est donc plus encline à détenir des actions.

Pour le taux de chômage, notre vérification est statistique. Ce taux est un indicateur du risque sur le marché local du travail. Pour tester la validité de cet instrument, nous estimons le modèle en ajoutant cette variable au vecteur des régresseurs de l'équation d'intérêt qui est la quatrième équation du modèle Tobit-2, l'indicatrice d'héritage étant toujours exclue de ce vecteur mais présente dans l'équation de sélection. Le coefficient estimé pour le taux de chômage dans l'équation d'intérêt est alors statistiquement non significatif.

Quant aux résultats des estimations concernant la marge intensive (c'est-à-dire le montant d'actions détenues), ils sont cohérents avec les estimations précédentes. Une augmentation de 10 000 euros de la valeur du bien immobilier (à richesse nette immobilière donnée) entraîne une diminution de la part d'actifs risqués de 1,1 point de pourcentage lorsque les instruments ne sont pas couplés avec la surface du bien et de 1,3 point de pourcentage lorsqu'ils le sont.

Une augmentation de 10 000 euros de l'avoir net de la propriété entraîne une augmentation de la part d'actifs risqués de 1,6 point de pourcentage lorsque les instruments ne sont pas couplés avec la surface du bien et de 1,8 point de pourcentage lorsqu'ils le sont.

France et États-Unis : deux cas différents

In fine, avec les données françaises, nous obtenons des résultats qualitatifs proches de ceux obtenus par Chetty et Szeidl avec des données américaines, mais avec des différences quantitatives. Toutes nos estimations de l'effet de la richesse nette immobilière sur la détention d'actifs risqués sont environ deux fois plus grandes que celles de l'effet estimé de la valeur de la propriété.

Cet écart se retrouve dans les élasticités estimées. En raison des spécificités du modèle, nous devons distinguer l'élasticité de la part d'actifs risqués à une hausse du crédit hypothécaire (correspondant à une augmentation du risque immobilier) de cette même élasticité associée à une baisse de ce crédit (correspondant à une augmentation de la richesse immobilière). Reprenons tout d'abord les résultats de l'estimation par doubles moindres carrés avec instruments simples (cf. tableau 5). L'élasticité de la part d'actifs risqués à la hausse du crédit hypothécaire est d'environ - 0,28 lorsqu'elle est calculée à la valeur moyenne du crédit hypothécaire de l'échantillon, qui est de 84 000 euros, et à la part moyenne d'actifs risqués qui est de 8,27 %. Ce résultat est comparable à la valeur trouvée par Chetty et Szeidl (- 0,25). À l'inverse, l'élasticité de la part d'actifs risqués à la baisse du crédit hypothécaire est environ de + 0,79 alors qu'elle est estimée à + 0,20 par Chetty et Szeidl².

Considérons maintenant les élasticités associées aux variations de crédit hypothécaire pour ceux des ménages qui détiennent des actions. Pour ce faire, nous devons utiliser les estimations

du modèle Tobit-2 (cf. tableau 7). Notre estimation de l'élasticité à la hausse est d'environ - 1,08, comparable à celle obtenue par Chetty et Szeidl (- 1,01). En revanche, l'élasticité à la baisse est environ de + 1,57 alors qu'elle est estimée à + 0,96 par Chetty et Szeidl. Nos élasticités à la baisse sont comparables à celles de Chetty et Szeidl alors que nos élasticités à la hausse sont supérieures.

Pour tenter d'expliquer cette différence, nous conduisons un exercice de comparaison qui s'appuie sur les paramètres structurels et les prédictions du modèle théorique élaboré par Cocco (2005) et généralisé par Chetty et Szeidl (2010). Dans leur étude, Chetty et Szeidl calculent la part optimale d'actifs risqués pour différentes valeurs du bien immobilier et de l'avoir net de la propriété, ainsi que pour différentes valeurs des paramètres du modèle.

Par exemple, lorsque le ménage a une richesse nette immobilière de 72 000 dollars (\$) et une propriété immobilière qui vaut 125 000 \$, ce qui correspond aux valeurs moyennes de l'échantillon américain, la part optimale d'actifs risqués est de 66 % (bien supérieure à la part moyenne observée).

Une augmentation de 10 000 \$ de l'avoir net de la propriété (la valeur du bien immobilier restant fixe) correspond à une part d'actifs risqués optimale de 71,9 %, c'est-à-dire une augmentation de 8,9 %. De la même manière, une augmentation de 10 000 \$ de la valeur du bien immobilier (la richesse nette immobilière restant fixe) correspond à une part optimale de 59,7 %, c'est-à-dire une diminution de 9,6 %³.

Mais ils généralisent également le modèle en incorporant trois nouveaux éléments : 1) des coûts d'ajustement, qui permettent aux ménages de modifier leur consommation d'immobilier à toutes les périodes, moyennant un coût fixe, 2) de l'incertitude sur toute la période et 3) du risque sur les revenus du travail. En utilisant les simulations réalisées par Chetty et Szeidl, nous calculons les effets de la valeur du bien immobilier et de l'avoir net de la propriété pour quatre modèles : le modèle de base, le modèle avec coûts d'ajustement, le modèle avec persistance

2. Les élasticités que nous trouvons pour le modèle avec les interactions entre variables instrumentales et surface du bien sont de - 0,31 pour la hausse et de + 0,82 pour la baisse.

3. Voir le tableau 1 de l'article de Chetty et Szeidl (2010).

Tableau 8
Résultats des simulations

	Modèle de référence	Coûts d'ajustement		Persistance de l'incertitude	Risque sur le marché du travail
		$\lambda = 0,2$	$\lambda = 0,1$		
Effet de la valeur de la propriété immobilière	- 9,55 %	- 0,51 %	- 3,50 %	- 33,10 %	- 14,55 %
Effet de la richesse nette immobilière	8,94 %	8,64 %	5,80 %	27,94 %	14,55 %

Lecture : l'effet de la valeur du bien immobilier est l'effet d'une augmentation de 10 000 dollars (\$) de la valeur moyenne des biens immobiliers de l'échantillon de Chetty et Szeidl (125 000 \$), l'effet de la richesse nette immobilière est l'effet d'une augmentation de 10 000 \$ par rapport à la valeur moyenne de la richesse nette dans l'échantillon (72 000 \$), λ représente la part du bien immobilier qui doit être payée en coût d'ajustement en cas de déménagement.

Champ : données simulées.

Source : Chetty et Szeidl (2010).

de l'incertitude et le modèle avec risque sur le marché du travail.

Nos calculs sont faits avec les valeurs des paramètres choisis par Chetty et Szeidl. Le coefficient de corrélation entre marché de l'immobilier et marché des actions est fixé à 0,1, ce qui est proche de la valeur du paramètre que nous estimons avec des données françaises sur la période 1994-2011. La probabilité qu'un ménage n'ajuste pas sa consommation d'immobilier est fixée à 0,55, ce qui est la valeur estimée par Cocco (2005). Le taux d'intérêt sans risque est fixé à 2 %, le taux d'intérêt hypothécaire à 4 % et le coefficient d'aversion pour le risque à 10. Ces valeurs nous semblent compatibles avec le cas français.

Le tableau 8 reporte les coefficients mesurant l'effet de la valeur de la propriété et l'effet de l'avoir net de la propriété. Pour trois des cinq

spécifications, les deux effets sont du même ordre de grandeur. Mais pour le modèle avec coûts d'ajustement, l'effet de la valeur du bien immobilier est plus petit (en valeur absolue) que l'effet de l'avoir net de la propriété. Lorsque λ est égal à 0,1, c'est-à-dire lorsque les coûts d'ajustement représentent 10 % de la valeur du bien, l'effet de la valeur de la propriété est environ 1,6 fois plus petit que l'effet de la richesse nette immobilière. Lorsque λ est égal à 0,2, l'effet de la valeur de la propriété est environ 17 fois plus petit que l'effet de la richesse nette immobilière⁴.

En général, les études montrent que les coûts d'ajustement sur le marché immobilier sont plus élevés en France qu'aux États-Unis. Ces coûts comprennent différents frais et taxes devant être payés au cours d'une transaction immobilière, comme les impôts sur les mutations, les frais d'enregistrement, les frais de notaire ou encore les frais d'agence. Andrews *et al.* (2012) estiment les coûts de transaction à 10,65 % en France et à 4,25 % aux États-Unis. Dans une autre étude, Laferrère et Leblanc (2007) évaluent des coûts de transaction moyens autour de 14 % en France et de 10 % aux États-Unis. Cette différence entre le niveau des coûts de transaction dans les deux pays pourrait donc expliquer, au moins en partie, l'écart quantitatif entre les estimations des effets de l'immobilier sur le choix de portefeuille en France et aux États-Unis. □

4. Le niveau des coûts d'ajustement modifie à la fois le taux optimal de détention d'actifs risqués et l'ampleur de l'effet de l'immobilier sur ce taux. Le modèle de Chetty et Szeidl (2010) permet donc de retrouver la prédiction du modèle théorique de Grossman et Laroque (1990) selon laquelle le portefeuille des ménages est d'autant moins risqué que le marché immobilier est peu liquide, cas compatible avec la présence de forts coûts d'ajustement. La comparaison des résultats obtenus avec les ensembles de données (françaises et nord-américaines) est conforme à cette prédiction. Lorsque les taux de détention d'actifs risqués sont plus faibles, comme c'est le cas en France, le modèle de Chetty et Szeidl (2010) prédit bien que l'effet-risque devient plus faible que l'effet-richeesse.

BIBLIOGRAPHIE

Andrews D., Sánchez A.C. et Johansson A. (2011), « Housing and the economy: Policies for renovation », *Economic Policy Reforms 2011: Going for Growth*, OECD Publishing, pp. 181-203.

Arrondel L. et Masson A. (2004), « Le patrimoine et ses logiques d'accumulation », dans *Tisser le lien social*, édité par A. Supiot, Presses de la Maison des sciences de l'homme, Paris, pp. 253-272.

- Arrondel L. et Masson A. (2007)**, « Solidarités publiques et familiales », dans *Une jeunesse difficile : Portrait économique et social de la jeunesse française*, édité par D. Cohen, Cepremap, Éditions Rue d'Ulm, pp. 107-190.
- Arrondel L. et Savignac F. (2010)**, « Housing and Portfolio Choices in France », dans *Housing markets in Europe*, édité par O. de Bandt, T. Knetsch, J. Peñalosa et F. Zollino, Springer, pp. 339-372.
- Calvet L.E., Campbell J.Y. et Sodini P. (2009)**, « Fight or flight? Portfolio rebalancing by individual investors », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 124, n° 1, pp. 301-348.
- Chetty R. et Szeidl A. (2010)**, « The effect of housing on portfolio choice », *NBER Working Paper* 15998, National Bureau of Economic Research.
- Cocco J.F. (2005)**, « Portfolio choice in the presence of housing », *Review of Financial Studies*, vol. 18, n° 2, pp. 535-567.
- Flavin M. et Yamashita T. (2002)**, « Owner-occupied housing and the composition of the household portfolio », *American Economic Review*, vol. 92, n° 1, pp. 345-362.
- Grossman S.J. et Laroque G. (1990)**, « Asset pricing and optimal portfolio choice in the presence of illiquid durable consumption goods », *Econometrica*, vol. 58, n° 1, pp. 25-51.
- Haliassos M. et Bertaut C.C. (1995)**, « Why do so few hold stocks? », *Economic Journal*, vol. 105, n° 432, pp. 1110-1129.
- Heaton J. et Lucas D. (2000)**, « Portfolio choice in the presence of background risk », *Economic Journal*, vol. 110, n° 460, pp. 1-26.
- Laferrère A. et Le Blanc D. (2007)**, « Housing policy: Low-income households in France », dans *A Companion to Urban Economics*, édité par R. J. Arnott et D. P. McMillen, Blackwell Publishing Ltd, pp. 159-178.
- Mankiw N.G. et Zeldes S.P. (1991)**, « The consumption of stockholders and nonstockholders », *Journal of Financial Economics*, vol. 29, n° 1, pp. 97-112.
- Mésonnier J.S. (2004)**, « Crédit hypothécaire et soutien à la consommation: quelles leçons tirer du modèle anglo-saxon? », *Bulletin de la Banque de France*, n° 132, pp. 43-57.
- Peress J. (2004)**, « Wealth, information acquisition, and portfolio choice », *Review of Financial Studies*, vol. 17, n° 3, pp. 879-914.
- Piketty T. (2013)**, *Le capital au XXI^e siècle*, Les livres du nouveau monde, Ed. du Seuil, Paris.
- Yamashita T. (2003)**, « Owner-occupied housing and investment in stocks: An empirical test », *Journal of Urban Economics*, vol. 53, n° 2, pp. 220-237.

