

## 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 individuelle<sup>1</sup>, 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 faibles 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)<sup>2</sup> 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 euros<sup>3</sup>.

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 vie<sup>4</sup>. 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  $\varepsilon_j$  sont les termes d'erreurs, et  $\rho$  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  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$ .

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 1.1<sup>5</sup>.

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 détenir ...	...de 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 femmes<sup>6</sup> 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 charge<sup>7</sup>. 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 transparaissent 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<sup>e</sup> 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.

