

# 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'OPCVM<sup>1</sup> 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 base<sup>2</sup>, 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'horizon<sup>3</sup>. 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 viagères<sup>4</sup>. 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.

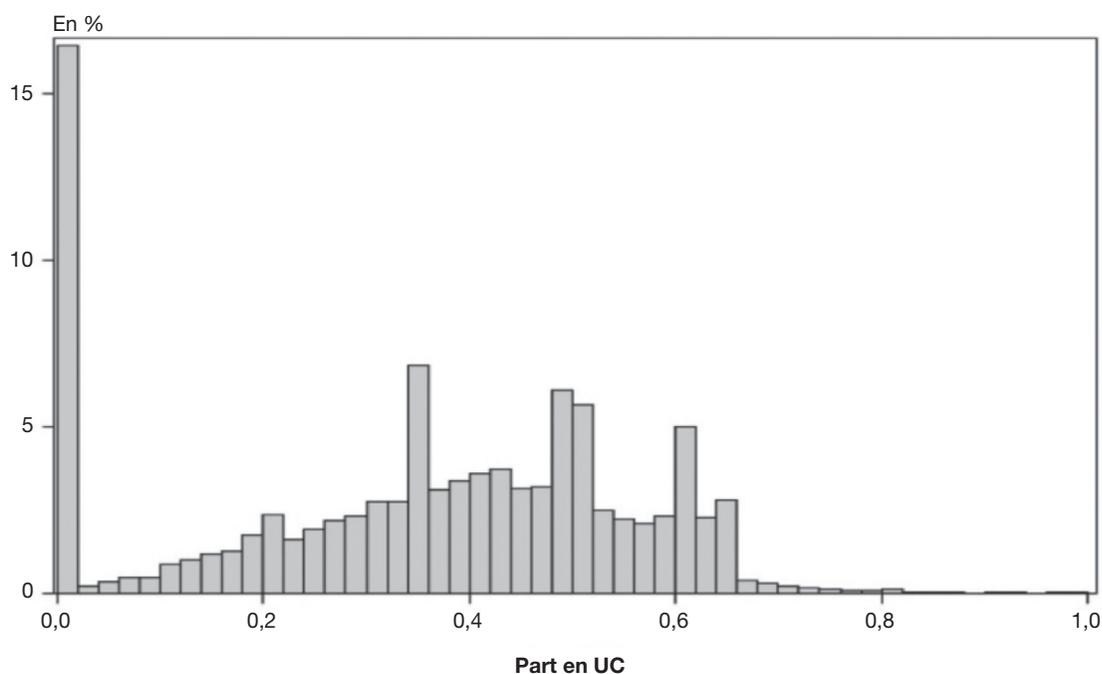
Les épargnants répertoriés dans cette base de données versent en moyenne 2 500 euros par an sur leur contrat, ce qui est très proche des 2 400 euros de versements moyens publiés par la FFSA pour l'année 2009. À titre de comparaison, les versements moyens sur les contrats d'épargne retraite en direction 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 épargnants<sup>5</sup>, 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 Euro<sup>6</sup> (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

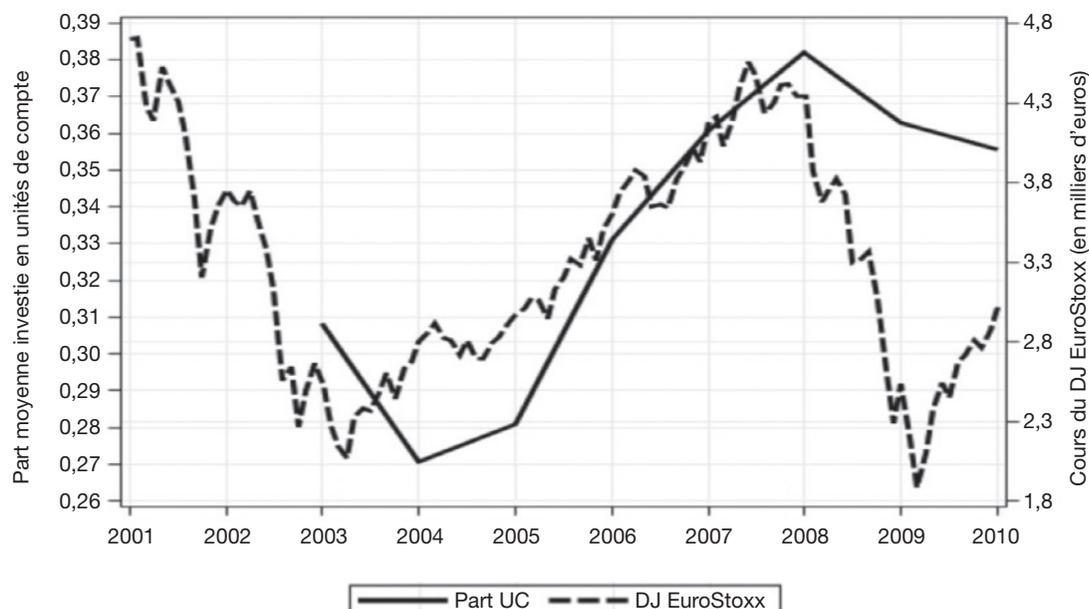
les marchés à contretemps : la part investie en actifs risqués est minimum en 2004 au moment où le marché boursier s'apprête à connaître quatre années de hausse ininterrompue. Elle est maximum en 2008, année où la Bourse s'engage dans une phase de baisse durable.

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).

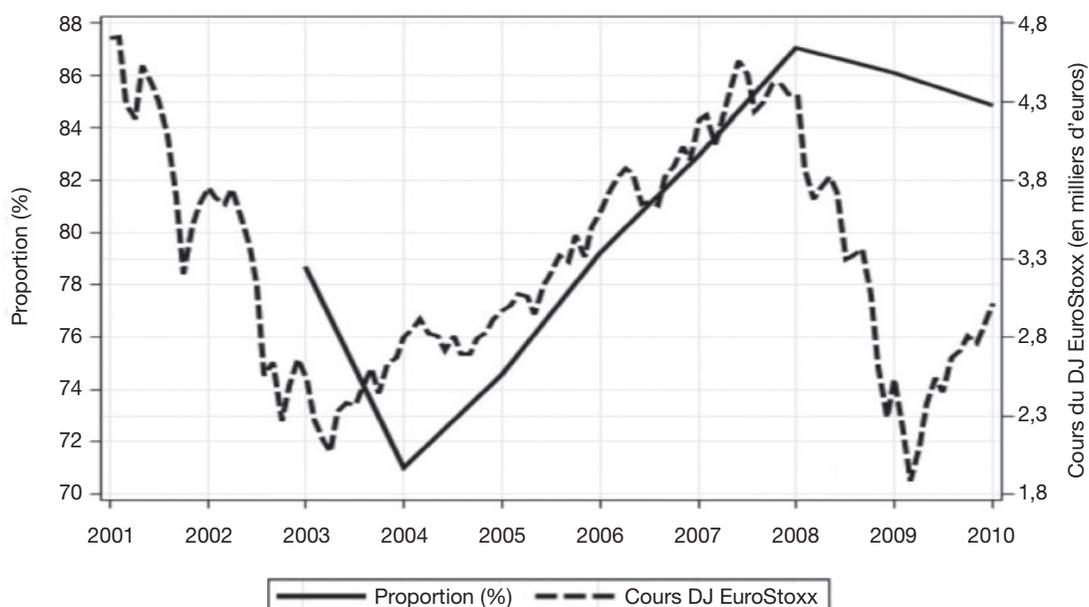
5. Ce flux équivaut au stock la première année de versement.  
6. La comparaison avec d'autres indices boursiers que le DJ Eurostoxx 50, comme le CAC 40 ou le DJ Industrial Average ne modifierait pas le caractère procyclique de la part en UC étant donnée la forte corrélation des indices boursiers depuis 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)



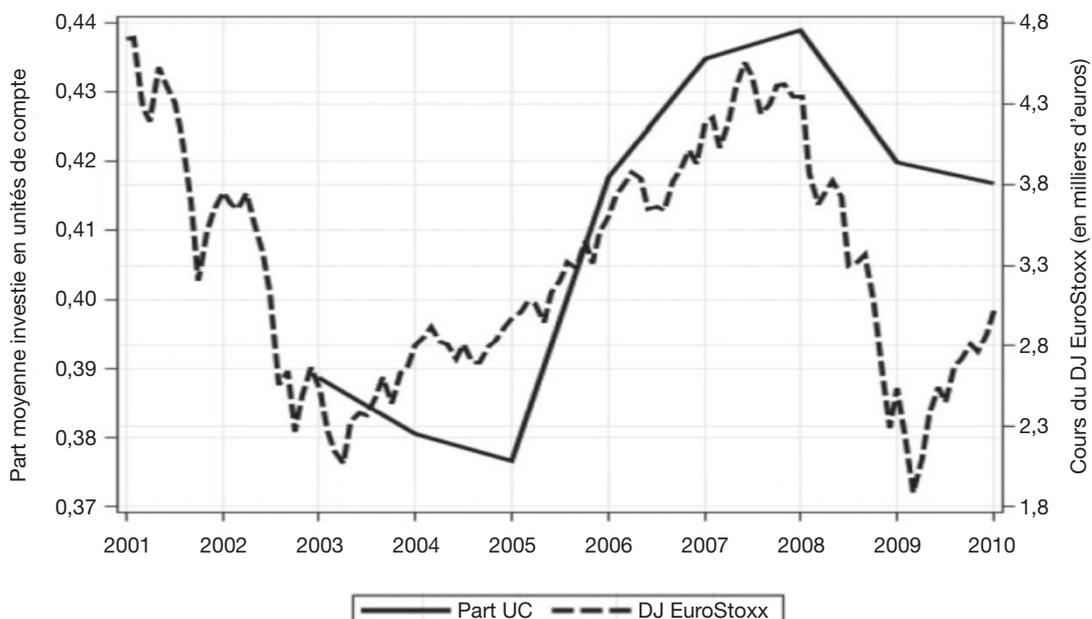
Lecture : les parts d'UC de l'année  $n = 2002, \dots, 2009$  sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1<sup>er</sup> janvier de l'année  $n+1$ . La part moyenne investie en unités de compte était en 2006 de 33 %.  
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 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<sup>er</sup> 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<sup>er</sup> 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.

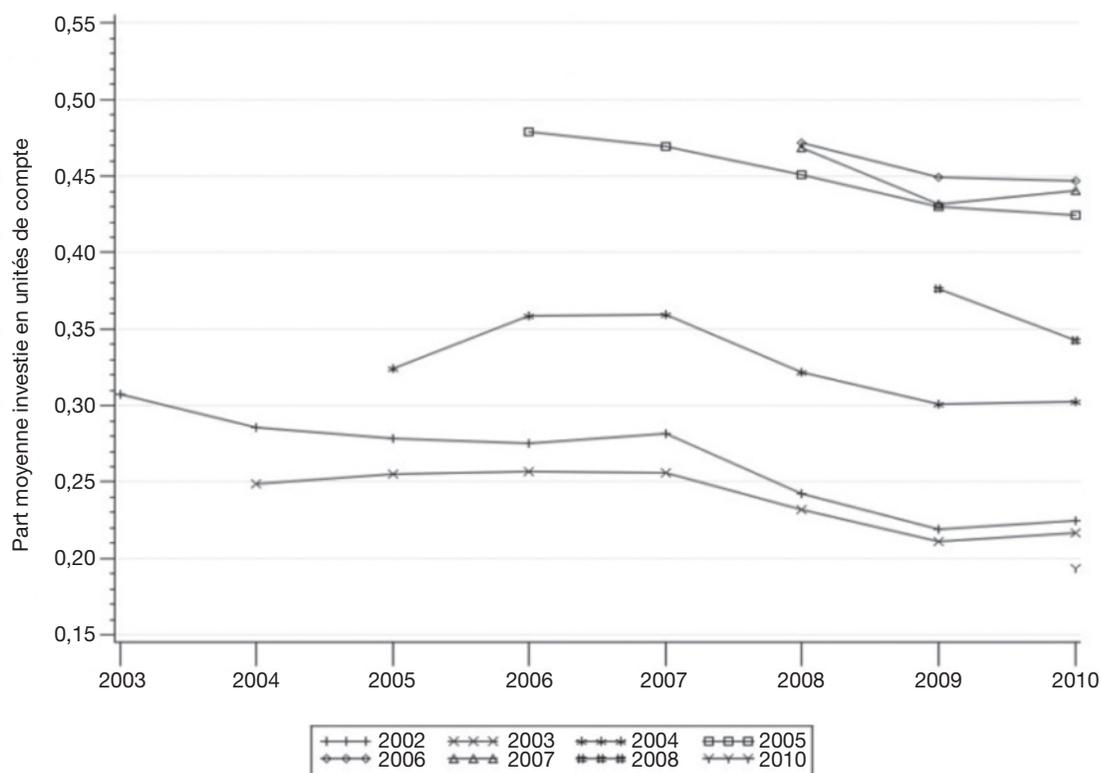
**La conjoncture boursière récente détermine la décision des épargnants l'année de souscription mais n'intervient quasiment plus ensuite.**

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.

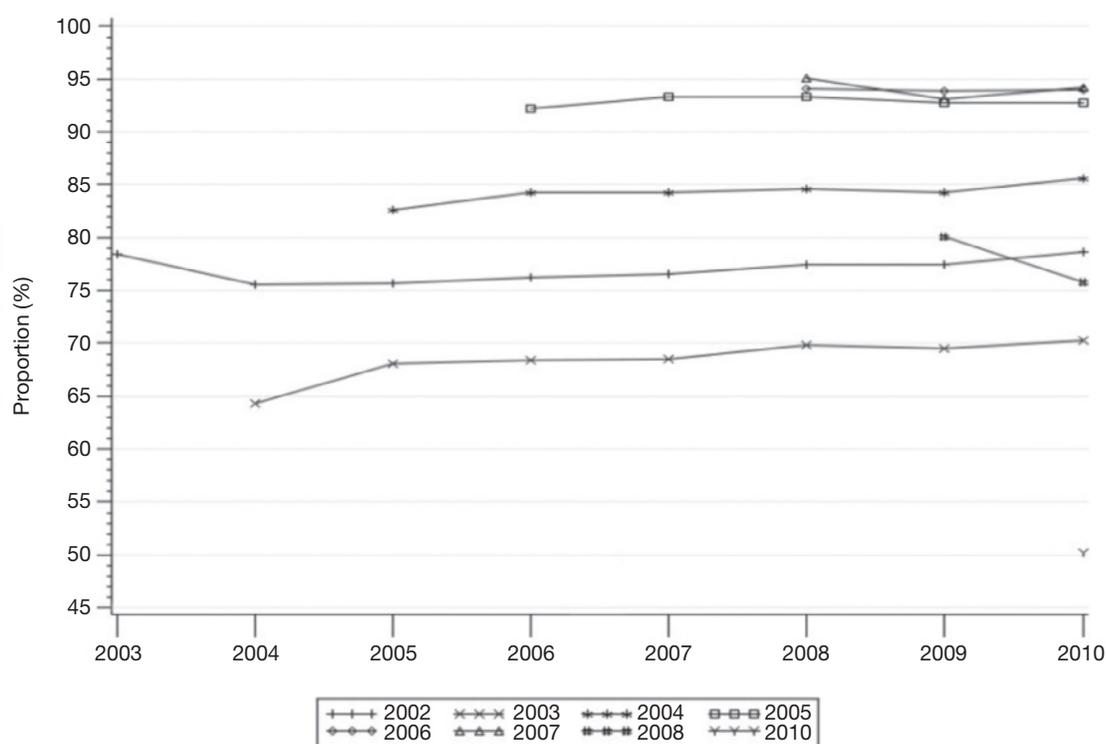
tiel de la date d'ouverture sur les choix de la part d'UC. Si nous nous attachons par exemple à la phase de hausse toutes années d'ouverture confondues qui s'étend de 2004 à 2008 (cf. graphique II), la part d'UC augmente de 27 à 38 %, soit de 11 points. Sur la même période l'évolution de la part d'UC 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<sup>er</sup> 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.<sup>7</sup> Nous constatons également une forte inertie des choix financiers au cours de la vie du contrat. Ainsi, si les nouveaux

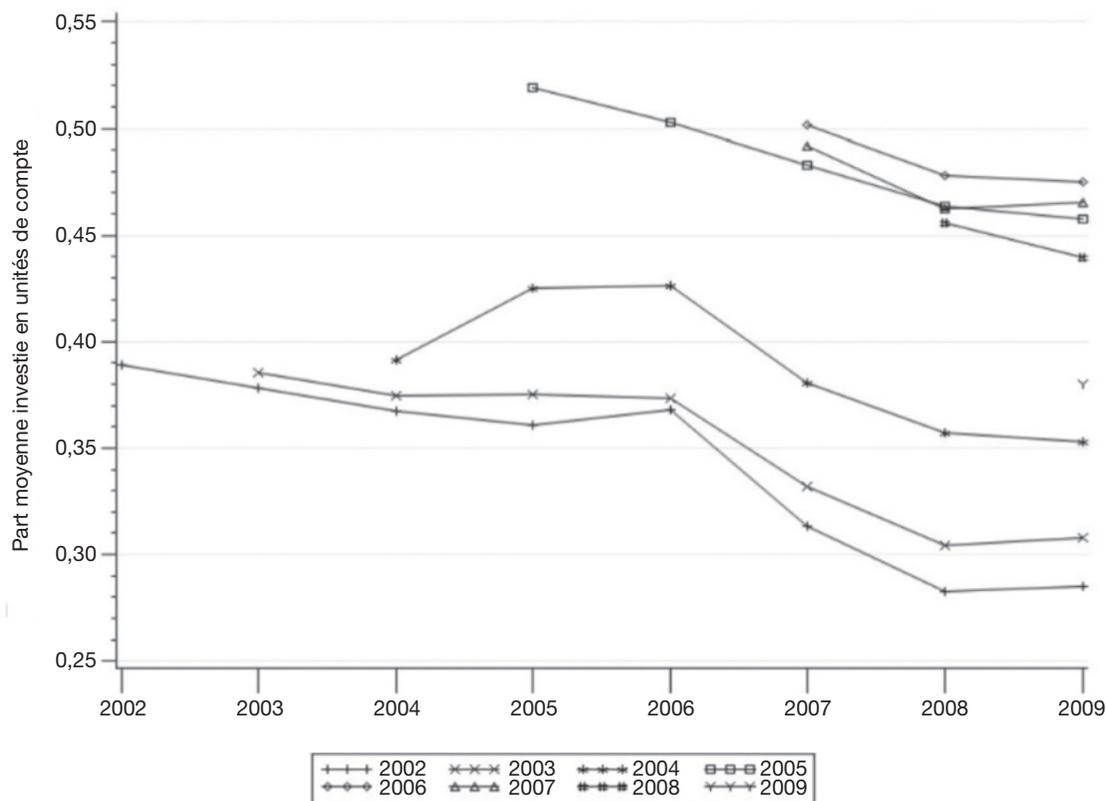
épargnants tendent à acheter des UC au mauvais moment du cycle boursier, ils adoptent ensuite une politique de *buy and hold* et ne vendent pas leurs UC même quand la Bourse baisse.

### 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<sup>er</sup> 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.

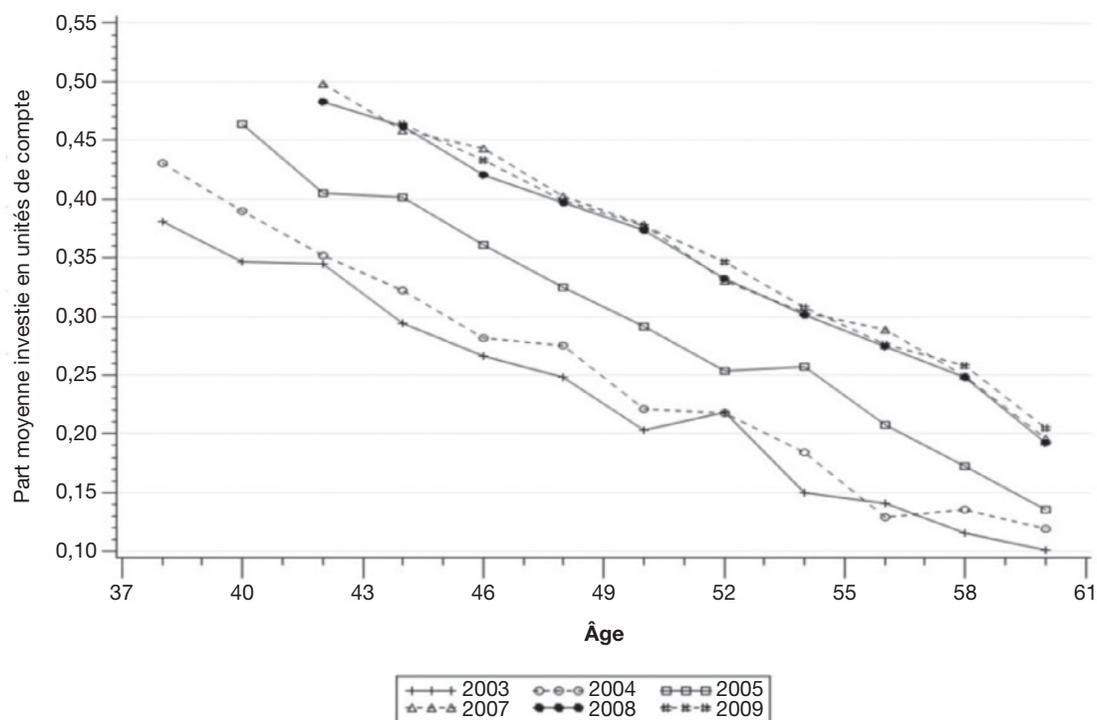
Les épargnants réduisent régulièrement la part investie en UC à mesure qu'ils vieillissent. Remarquons que chaque courbe relie les parts d'UC de générations différentes, ce qui est une présentation valide de l'information seulement en l'absence d'effets génération. Dans ce cas la part d'UC des générations 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 limité<sup>8</sup>. 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

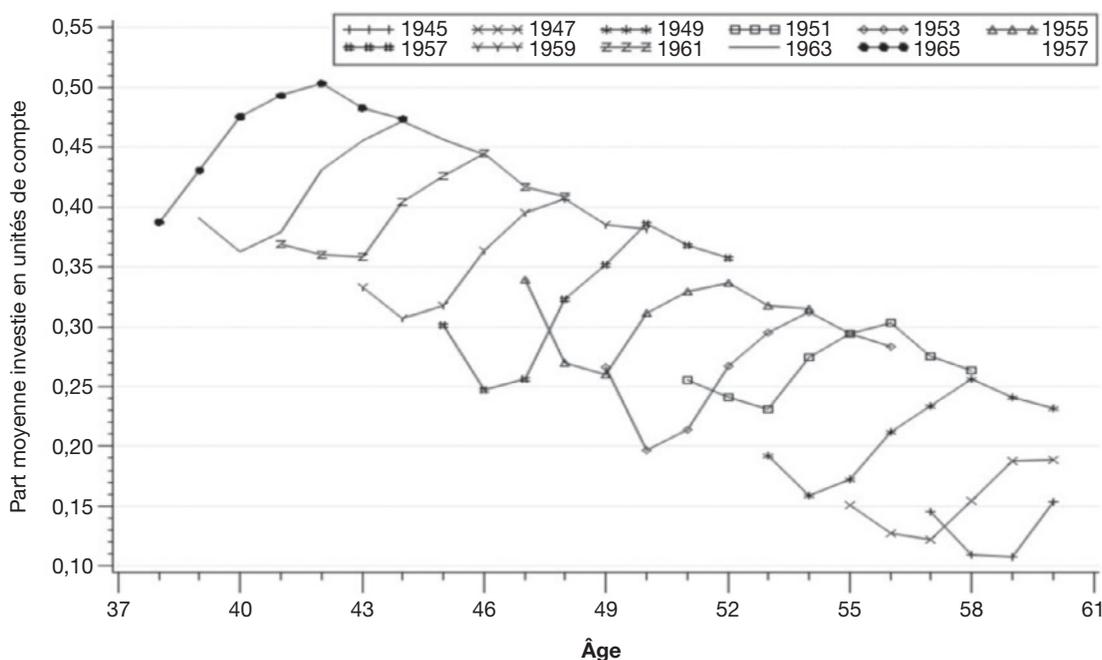
Vue en coupe transversale des parts investies en unités de compte selon l'âge.



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 II<sup>9</sup>. 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 indiciels<sup>10</sup> 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.

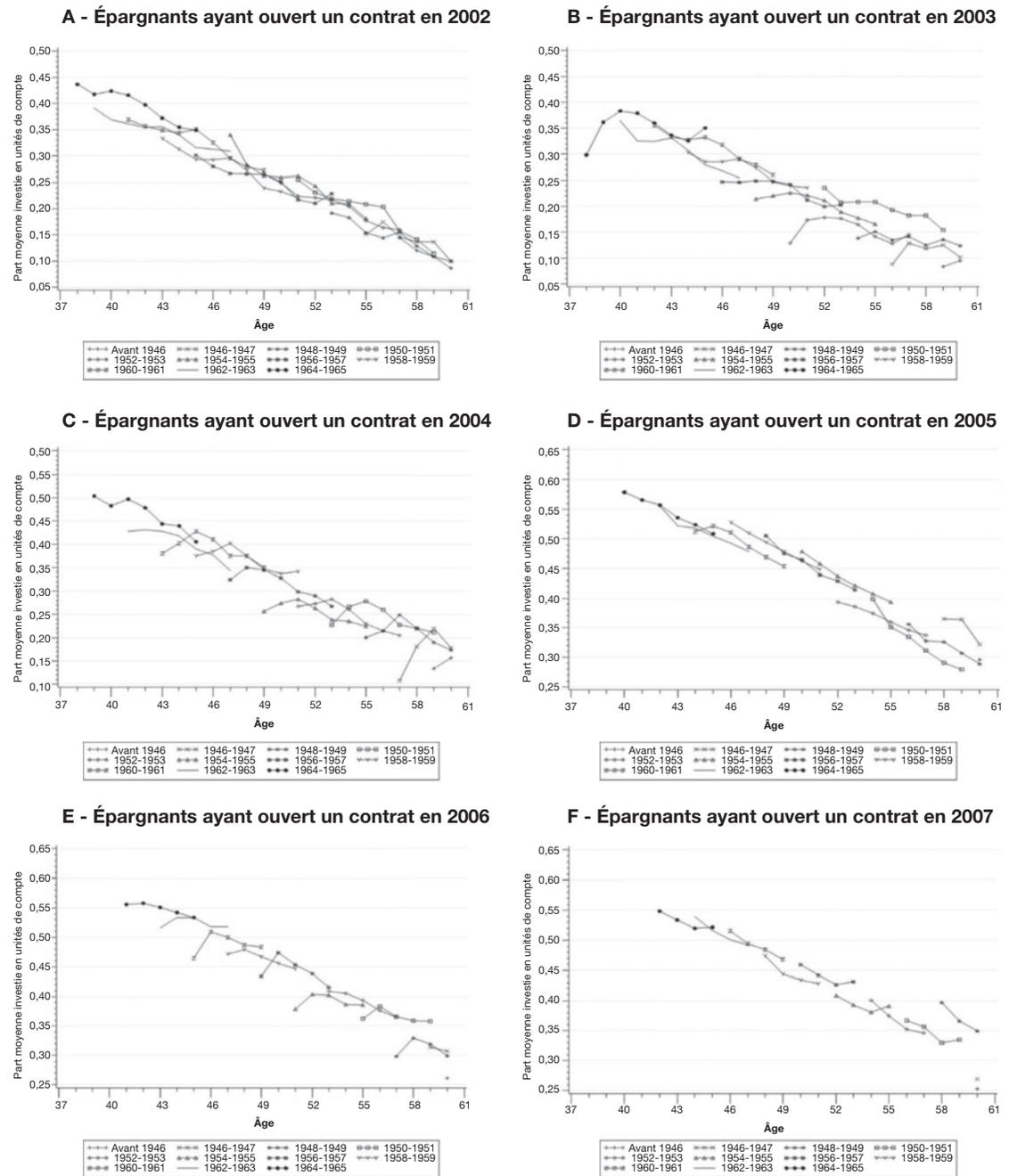
9. L'intérêt de disposer d'un cycle boursier complet apparaît. Si nous n'avions disposé que d'une phase haussière, comme par exemple entre 2002 et 2008, nous n'aurions pu trancher entre un effet temporel croissant et un effet âge également croissant. Ce problème d'identification se pose entre autres 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

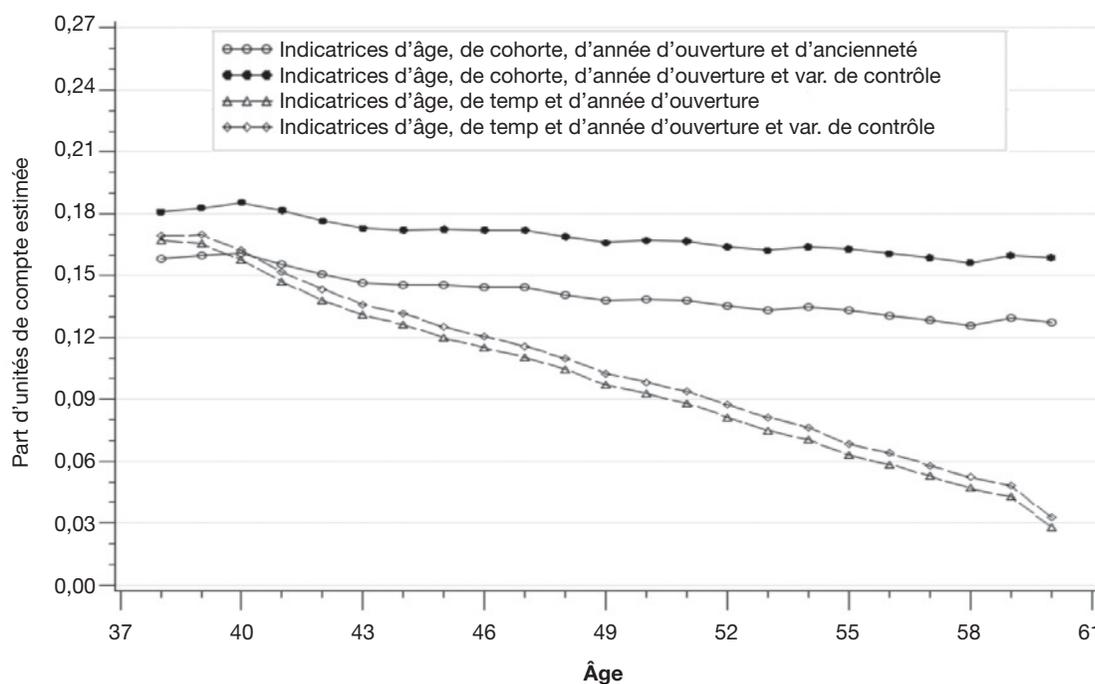
quand les effets générations sont pris en comptes. L'inclusion de contrôles additionnels ne modifie pas la pente mais seulement le niveau.

### 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

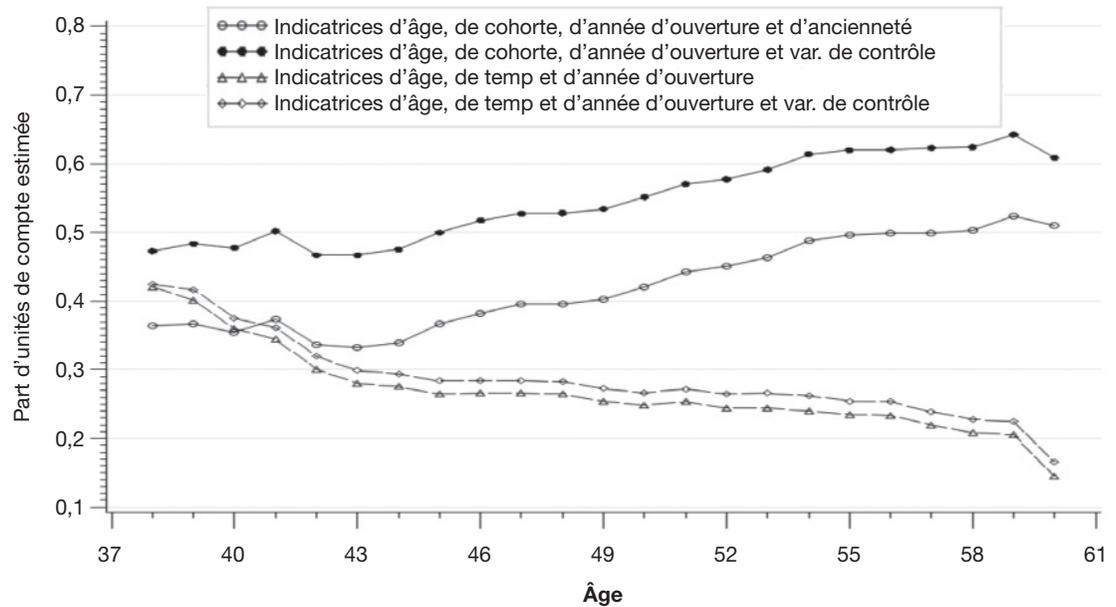


Lecture : ce graphique présente les effets marginaux associés aux indicatrices d'âges dans un modèle où toutes les indicatrices d'âge sont incluses et la constante supprimée. Le graphique indique de combien varie la part moyenne d'unités de compte quand l'âge augmente. Les effets marginaux sont estimés 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**



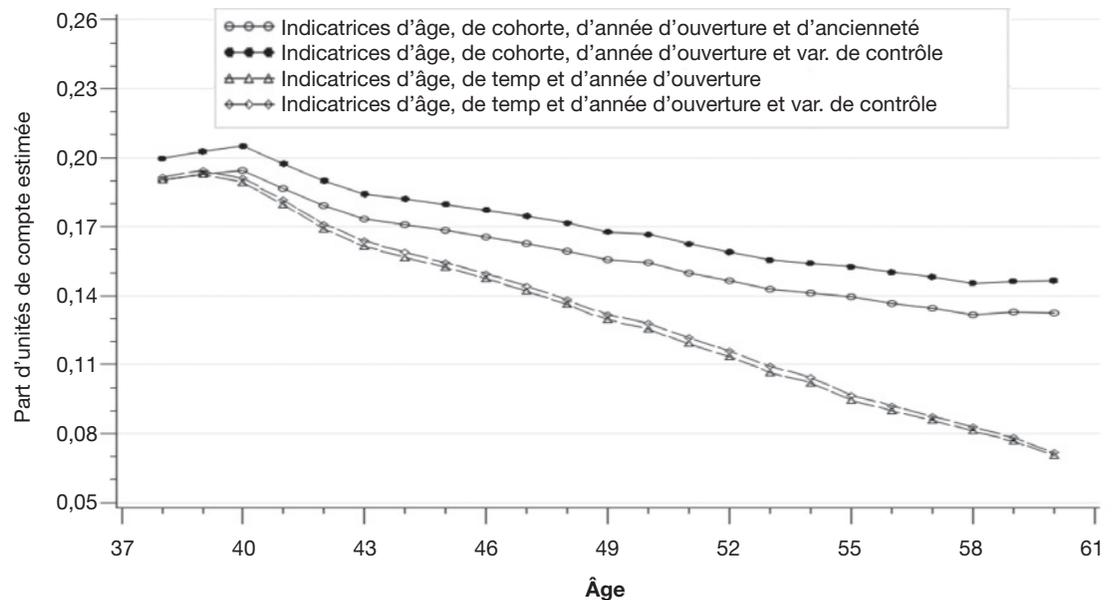
Lecture : ce graphique présente les effets marginaux associés aux indicatrices d'âges dans un modèle où toutes les indicatrices d'âge sont incluses et la constante supprimée. Il indique l'évolution de la probabilité de détenir des unités de compte quand l'âge augmente. Les épargnants âgés de plus de 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.

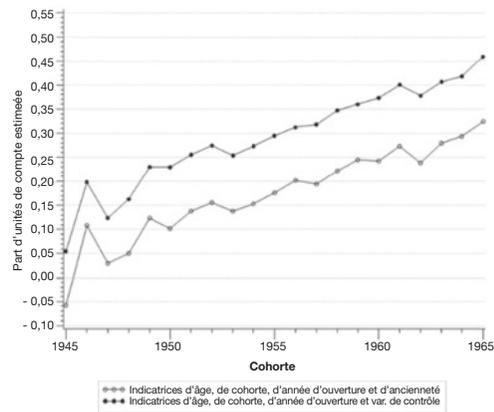
Le graphique XIV présente les effets marginaux sur la part investie en UC des indicatrices de cohorte, d'année d'ouverture, et d'année d'observation dans les régressions Probit estimant la probabilité d'investir en UC et dans les régressions Tobit de la part d'UC conditionnellement à investir en UC. 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 tenus 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).

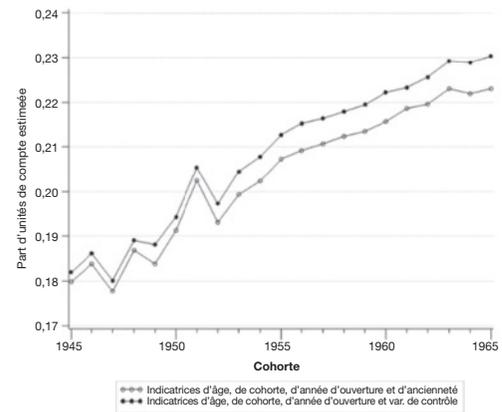
Graphique XIV

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

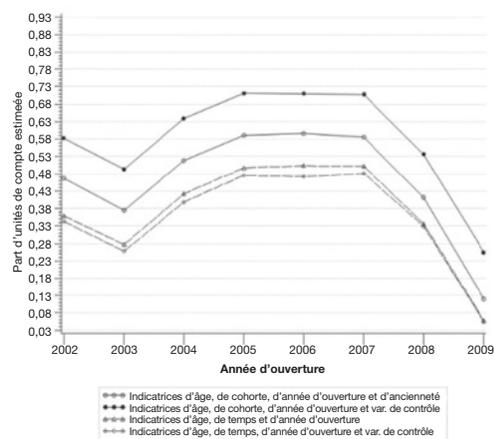
A - Estimation par régression d'un Probit des effets marginaux de l'année de naissance sur la probabilité d'investir en UC



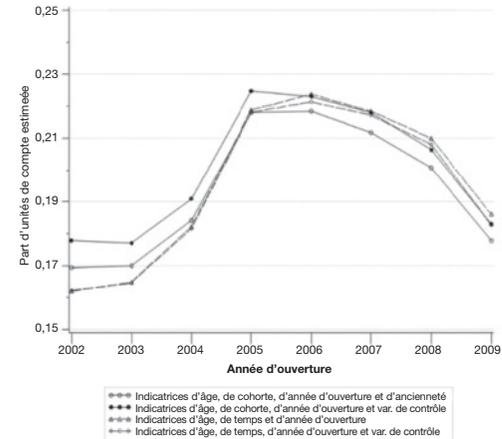
B - Estimation par régression d'un Tobit des effets marginaux de l'année de naissance sur la part d'UC, conditionnellement à investir en UC



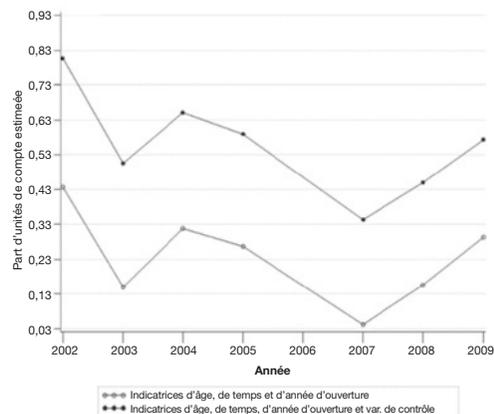
C - Estimation par régression d'un Probit des effets marginaux de l'année de souscription sur la probabilité d'investir en UC



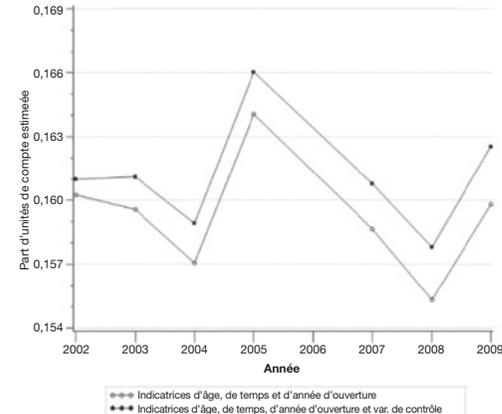
D - Estimation par régression d'un Tobit des effets marginaux de l'année de souscription sur la part d'UC, conditionnellement à investir en UC



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<sup>ère</sup> ligne), d'année d'ouverture (2<sup>e</sup> ligne) et d'année d'observation (3<sup>e</sup> ligne) dans les régressions Probit estimant la probabilité d'investir en UC (1<sup>ère</sup> colonne) et dans les régressions Tobit de la part d'UC conditionnellement à acheter des UC (2<sup>e</sup> 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<sup>e</sup> 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.