

**ÉCOLE DOCTORALE SCIENCES DE L'HOMME ET
DE LA SOCIÉTÉ**

LABORATOIRE D'ÉCONOMIE D'ORLÉANS

THÈSE présentée par :

Adémola Eric YAYI

soutenue le : **26 novembre 2015**

pour obtenir le grade de : **Docteur de l'université d'Orléans**

Discipline : **Sciences Économiques**

**Les choix de portefeuille des ménages au cours du cycle
de vie**

THÈSE dirigée par :

Alexis DIRER

Professeur, Université d'Orléans

RAPPORTEURS :

Najat EL MEKKAoui DE FREITAS

Professeur, Université Paris Dauphine

Bruno SÉJOURNÉ

Maître de Conférences, HDR,
Université d'Angers

JURY :

Alexis DIRER

Professeur, Université d'Orléans

Najat EL MEKKAoui DE FREITAS

Professeur, Université Paris Dauphine

Christophe HURLIN

Professeur, Université d'Orléans

Frédérique SAVIGNAC

Économiste, Banque de France

Bruno SÉJOURNÉ

Maître de Conférences, HDR,
Université d'Angers

*L'université d'Orléans n'entend donner aucune approbation
ni improbation aux opinions émises dans cette thèse ;
elles doivent être considérées comme
propres à leurs auteurs.*

Remerciements

Avant tout, j'aimerais exprimer toute ma gratitude à mon encadrant Alexis Direr pour avoir accepté de diriger cette thèse. Je le remercie pour avoir su me laisser la liberté intellectuelle nécessaire dans mes travaux tout en gardant un œil critique et avisé. Je lui suis reconnaissant pour son encadrement attentif, sa rigueur, sa patience lors de nos discussions, sa disponibilité et ses conseils très précieux pour l'achèvement de cette initiation à la recherche. Ces trois dernières années à ses côtés resteront une expérience très enrichissante et inoubliable. Merci pour tout.

Je voudrais également remercier Madame Najat El Mekkaoui De Freitas et Monsieur Bruno Séjourné pour m'avoir fait l'honneur de rapporter cette thèse. Je remercie également Monsieur Christophe Hurlin pour avoir accepté de présider ce jury et Madame Frédérique SAVIGNAC pour avoir accepté de siéger dans mon Jury de thèse.

Mes remerciements vont à l'endroit des professeurs Jean Paul Pollin et Patrick Villieu pour leurs conseils et remarques précieux lors de mes présentations en séminaires de recherche et des auditions. Leurs remarques ont aidé à l'amélioration de cette thèse. Je suis également reconnaissant pour les financements ATER dont j'ai bénéficié et qui m'ont permis de poursuivre mes études de troisième cycle.

Ce travail de recherche s'est déroulé au sein du Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO). C'est un cadre de recherche qui se démarque par l'ambiance conviviale de travail et l'interaction entre chercheurs qui y règnent. Je voudrais remercier tous les enseignants chercheurs du LEO en particulier Aymen Belgacem, Amine Lahiana, Aziz Ndoeye et Christophe Rault pour leur encouragement et conseils. Un merci tout spécial à Renée-Hélène, Cécile, Caroline, Colette, Karine et Solange pour leur sollicitude et leur aide dans toutes mes procédures administratives. Un merci à Yvan pour sa disponibilité et sa bonne humeur.

Je voudrais également remercier l'équipe pédagogique du Master ESA en particulier Sébastien Ringuedé, Gilbert Colletaz et Christophe Hurlin pour leur soutien et encouragement.

Je ne saurais terminer sans dire merci à tous mes collègues et amis du LEO avec qui j'ai partagé des moments inoubliables. Je voudrais nommer Ahmed, Asma, Aurélien, Désiré,

Ismaël, Alexandra, Armand, Aslan, Denisa, Fadi, Hadi, Muhammad, Nabila, Noaman, Oana, Sylvain, Yannick, Christian, Florian, Leonardo, Marie-Pierre, Nicolas, Achille, Jérémy.

En dernier point et non des moindres, je tiens à adresser mes remerciements à ma famille et mes amis qui m'ont soutenu au cours de cette thèse. À mes parents, Paul et Andréa, j'aimerais exprimer ma profonde gratitude pour leur amour inconditionnel et leur soutien constant. Je voudrais ensuite remercier mes frères et sœurs Aristide, Pélagie Lucie et Lydia pour leur encouragement. Je remercie enfin Cyrille, Donald et Juanita pour leur soutien inébranlable.

Table des matières

Remerciements	v
Sommaire	vii
Liste des graphiques	xi
Liste des Tableaux	xiii
Abréviations	xv

Introduction générale	12
-----------------------	----

1 Sécurisation progressive de l'épargne : l'approche moyenne variance	13
1.1 Introduction	13
1.2 Sécurisation de l'épargne avec rendements indépendants	16
1.3 Les données	18
1.3.1 Le profil de désinvestissement	18
1.3.2 Les données de rendement	20
1.4 Sécurisation de l'épargne avec rendements historiques	22
1.4.1 L'arbitrage rendement-risque	22
1.4.2 Le risque de baisse	25
1.4.3 La prime de risque	26
1.5 Robustesse	29
1.5.1 Variation des profils de désinvestissement	30
1.5.2 Période d'observation alternative	31
1.5.3 Marché boursier alternatif	36
1.5.4 Jusqu'où un profil décroissant réduit-il le risque?	41
1.5.5 Synthèse des résultats	46
1.6 Conclusion	48
1.A Annexe A : Démonstration des propositions de la section 2	50
1.B Annexe B : données de désinvestissement en actifs risqués	58
1.C Annexe C : Résultats du test d'indépendance temporelle des rendements financiers	59
1.D Annexe D : Significativité des différentiels de rendement par contrat	61
1.E Analyse exploratoire sur les rendements cumulés	61
1.E.1 Données sur les États-unis	62

1.E.2	Données françaises	64
1.F	Calcul des rendements sur le marché français	66
2	Les fluctuations boursières et l'inertie de portefeuille	69
2.1	Introduction	69
2.2	Données	74
2.3	L'investissement en actifs risqués en fonction du cycle boursier	76
2.4	Décomposition de l'investissement en actifs risqués en fonction de l'année d'ouverture du contrat	79
2.5	Évolution des parts d'actifs risqués des épargnants : fluctuation boursière ou effet d'ajustement ?	83
2.5.1	Mesure de l'inertie de portefeuille	83
2.5.2	Les conditions d'arbitrage entre inertie et réallocation	85
2.5.3	Évolution du statut d'inertie des choix au cours du temps	90
2.6	Les déterminants de l'inertie de portefeuille	91
2.6.1	Les effets de l'âge sur l'inertie de portefeuille	92
2.6.2	Les effets temporels sur l'inertie de portefeuille	93
2.6.3	L'incidence des variations boursières sur l'inertie de portefeuille	96
2.6.4	Influence des caractéristiques des épargnants et des contrats sur l'inertie de portefeuille	98
2.7	Conclusion	101
2.A	Description des variables explicatives de la base	103
2.B	L'évolution de la part d'actifs risqués en cas d'inertie de portefeuille	104
2.C	Calcul des effets marginaux d'une variable discrète dans le cas d'un Tobit et d'un Probit	105
2.D	Regression	107
3	L'exposition au risque financier	109
3.1	Introduction	109
3.2	Problèmes d'identification de l'âge, du temps et de la cohorte	112
3.2.1	La théorie de Mason	113
3.2.2	Méthode par effets croisés	114
3.2.3	La combinaison des variables catégorielles et continues	114
3.2.4	Remplacer une variable par une variable externe qui lui est corrélée	115
3.3	Contexte et données de l'étude	115
3.4	Cycle de vie et investissement en actifs risqués	120
3.4.1	Analyse graphique de la relation entre l'âge et la part risquée de l'épargne	123
3.4.2	Analyse économétrique	132
3.5	Conclusion	143
3.A	Description des variables	144
3.B	Comparaison de l'évolution des investissements en unités de compte à celle des investissements en actifs risqués d'AMERIKS et ZELDES (2004)	147
3.C	Modèle Tobit	151
3.D	Calcul des effets marginaux d'une variable discrète dans le cas d'un Tobit et d'un Probit	153
3.E	Régression	154

4	Influence de l'environnement économique sur les choix de portefeuille des ménages	161
4.1	Introduction	161
4.2	Données	165
4.3	Participation des ménages au marché financier	166
4.3.1	Participation des ménages de la zone euro aux marchés financier et immobilier	166
4.3.2	Politiques institutionnelles des pays de la zone euro	168
4.4	Influence de l'environnement économique sur les choix de portefeuille des ménages	171
4.4.1	Incidence de l'environnement économique sur les parts d'actifs immobiliers des ménages	172
4.4.2	Incidence de la détention d'actifs immobiliers sur les parts d'actifs risqués	178
4.5	Les déterminants des choix de portefeuille au sein de la zone euro	180
4.6	Conclusion	185
4.A	Description des variables de contrôle	186
4.B	Des imputations multiples aux paramètres estimés	187
4.C	Tableau des régressions	188
	Conclusion générale	201
	Bibliographie	202

Table des figures

1.1	Part d'actifs risqués moyenne en fonction de l'âge	19
1.2	Part d'actifs risqués moyenne en fonction de l'âge	20
1.3	Distribution du log des rendements des actifs entre 1871 et 2012	21
1.4	Comparaison des deux stratégies d'allocation, 1871–2012	23
1.5	Dissymétrie des rendements en fonction de l'horizon, 1871–2012	26
1.6	Rendement espéré et prime de risque de la stratégie avec profil décroissant, 1871–2012	28
1.7	Différentiel de rendement et de risque par contrat	31
1.8	Comparaison des deux stratégies d'allocation, 1945–2012	32
1.9	Comparaison des coefficients de dissymétrie, 1945–2012	34
1.10	Rendement espéré et prime de risque de la stratégie avec profil décroissant, 1945–2012	35
1.11	Comparaison des deux stratégies d'allocation sur le marché français	37
1.12	Skewness des rendements en fonction de l'horizon sur le marché français .	39
1.13	Rendement espéré et prime de risque de la stratégie avec profil décroissant sur le marché français	40
1.14	Écart-type du rendement final après égalisation des espérances de rendement	42
1.15	Coefficients de dissymétrie des deux stratégies après égalisation des espé- rances de rendement	44
1.16	Rendement annualisé du profil décroissant et prime de risque de la stra- tégie avec profil constant	45
1.17	Évolution des rendements cumulés sur 20 années d'investissement, marché américain (période 1871-2012)	62
1.18	Évolution des rendements cumulés sur 30 années d'investissement, marché américain (période 1871-2012)	63
1.19	Évolution des rendements cumulés sur 20 années d'investissement, marché français (période 1947-2013)	64
1.20	Évolution des rendements cumulés sur 30 années d'investissement, marché français (période 1947-2013)	65
1.21	Evolution des rendements des actifs en France entre 1960 et 2014	66
2.1	Distribution des parts investies en UC.	75
2.2	Part investie en unités de compte (échelle de gauche) et cours d'indice boursier (échelle de droite)	77
2.4	Vue par année d'ouverture des parts investies en unités de compte en fonction du temps	80
2.5	Vue par année d'ouverture des proportions d'épargnants ayant investi en unités de compte en fonction du temps	81

2.6	Vue par année d'ouverture des parts investies en unités de compte en fonction du temps, conditionnellement à investir en unités de compte . . .	82
2.7	Estimation des effets marginaux de l'âge sur la probabilité d'inertie pour différents contrôles	93
2.8	Estimation des effets marginaux de l'année d'ouverture sur la probabilité d'inertie (échelle de gauche) et évolution du cours boursier (échelle de droite)	94
2.9	Estimation des effets marginaux de l'année de versement sur la probabilité d'inertie pour différents contrôles (échelle de gauche) et évolution du cours boursier (échelle de droite)	95
3.1	Part investie en unités de compte en fonction de l'âge	121
3.3	Vue en coupe transversale des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge	124
3.4	Vue en coupe transversale des proportions d'épargnants ayant investi en unités de compte en fonction de l'âge	125
3.5	Vue en coupe transversale des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge, conditionnellement à investir	126
3.6	Vue de cohorte des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge	127
3.7	Vue de cohorte des proportions d'épargnants ayant investi en unités de compte en fonction de l'âge	128
3.8	Vue de cohorte des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge, conditionnellement à investir	129
3.10	Estimation par régression Tobit des effets marginaux de l'âge sur la part en unités de compte pour différents contrôles	135
3.11	Estimation des effets marginaux de l'âge sur la probabilité d'investir en unités de compte par régression Probit pour différents contrôles	136
3.12	Estimation par régression Tobit des effets marginaux de l'âge sur la part en unités de compte, conditionnellement à investir, pour différents contrôles	137
3.14	Estimation des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge par régression à effet fixe avec les variables indicatrices et des variables de contrôle	141
3.15	Estimation des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge par régression à effet fixe avec les variables indicatrices et des variables de contrôle, conditionnellement à investir	142
4.1	Composition des portefeuilles des ménages de la zone euro	167
4.3	Proportion d'épargnants détenant un plan de pension facultatif ou affiliés à un régime de retraite public dans la zone euro	170

Liste des tableaux

1.1	Test de normalité sur la distribution du log des rendements des actifs . . .	21
1.2	Significativité du différentiel de rendement entre les deux stratégies, 1871–2012	24
1.3	Test d’égalité des variances des deux stratégies, 1871–2012	25
1.4	Évolution de la prime de risque et du rendement réel annualisé avec l’horizon et le coefficient d’aversion au risque	29
1.5	Significativité du différentiel de rendement entre les deux stratégies, 1945–2012	32
1.6	Test d’égalité des variances des deux stratégies, 1945–2012	33
1.7	Évolution de la prime de risque et du rendement réel annualisé avec l’horizon et le coefficient d’aversion au risque, 1945–2012	36
1.8	Significativité du différentiel de rendement entre les deux stratégies sur le marché français	38
1.9	Test d’égalité des variances des deux stratégies, données françaises	38
1.10	Évolution de la prime de risque et du rendement réel annualisé avec l’horizon et le coefficient d’aversion au risque, marché français	41
1.11	Test d’égalité des variances des deux stratégies après égalisation des espérances de rendement, 1872–2012	43
1.12	Évolution de la prime de risque et du rendement réel annualisé avec l’horizon et le coefficient d’aversion au risque	45
1.13	Synthèse	47
1.14	Évolution des parts d’actifs risqués sur les grille de sécurisation des plus-values	58
1.15	Test d’indépendance de BDS sur les rendements	60
1.16	Significativité du différentiel de rentabilité entre les deux stratégies par contrats	61
2.1	Rendements historiques de l’indice boursier et des fonds euros	75
2.2	Répartition des données en fonction de l’inertie de portefeuille	85
2.3	Répartition des contrats en fonction de l’inertie de portefeuille et des caractéristiques des contrats et des épargnants	88
2.4	Fréquence d’inertie de portefeuille sur les contrats ouverts entre 2002 et 2005	90
2.5	Régression de la probabilité d’inertie de portefeuille sur sa valeur retardée	91
2.6	Incidence des fluctuations boursières sur la probabilité d’inertie de portefeuille	97
2.7	Effets marginaux sur l’inertie de portefeuille	99
2.8	Régression Probit sur la probabilité d’occurrence de l’inertie de portefeuille	107

3.1	Statistiques descriptives	117
3.2	Statistiques descriptives (suite)	118
3.3	Régressions Tobit sur les parts d'unités de compte (variable dépendante : parts investies en unités de compte)	154
3.4	Régressions MCO sur les parts d'unités de compte strictement positives (variable dépendante : parts investies en unités de compte)	156
3.5	Régressions Probit (variable dépendante : probabilité de détenir une part d'unités de compte strictement positive)	158
4.1	Statistiques descriptives sur les principaux indicateurs	174
4.2	Estimation de l'influence de l'environnement économique sur la détention d'actifs immobiliers	175
4.3	Effets marginaux sur la détention d'actifs immobiliers	177
4.4	Estimation de l'influence des parts d'actifs immobiliers sur la détention d'actifs risqués	179
4.5	Répartition des ménages de la zone euro selon le choix de portefeuille	181
4.6	Estimation des rapports de côtes sur les choix de portefeuille des ménages	184
4.7	Regression sur les choix de portefeuilles des ménages dans la zone euro	193

Abréviations

AFA	Association Française de l'Assurance
BDS	Brock, Dechert and Scheinkman
CREDOC	Centre de Recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de vie
DJE	Dow Jones Eurostoxx 50
ECB	European Central Bank
ELSA	English Longitudinal Study of Ageing
FCP	Fonds Communs de Placement
FFSA	Fédération Française des Sociétés d'Assurances
GEMA	Groupement des Entreprises Mutuelles d'Assurance
HFCN	Household Finance and Consumption Network
HFCS	Household Finance and Consumption Survey
HRS	Health and Retirement Study
IFS	International Financial Statistics
INSEE	Institut National de la Statistique et des Études Économiques
OPCVM	Organismes de Placement Collectif en Valeurs Mobilières
PERP	Plan d'Épargne Retraite Populaire
SCF	Survey of Consumer Finances
SCPI	Sociétés Civiles de Placement Immobilier
SHARE	Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe
SICAV	Société d'Investissement à Capital Variable
TIAA-CREF	Teachers Insurance and Annuity Association - College Retirement Equities Fund
TRI	Total Return Index
UC	Unité de Compte

À Paul et Andrea

Introduction générale

Les dernières décennies ont été marquées par une croissance spectaculaire du patrimoine des ménages. En France, alors qu'il est estimé à 8 067 milliards à la fin de l'année 2005, soit 75 % du patrimoine total de la nation (BOISSINOT et FRIEZ, 2006), il atteint un encours de 10 414 milliards soit 78 % du patrimoine national en 2013 (HUMBERTCLAUDE et al., 2014). Dans le même temps, le produit intérieur brut progressait dans une proportion moindre (COULEAUD et DELAMARRE, 2010) et l'épargne des ménages a connu une tendance haussière. Le taux d'épargne des ménages français est ainsi l'un des plus élevés par rapport à celui des autres pays de l'Europe. Il est estimé en moyenne à 15,3 % du revenu brut du début de 2003 à mi-2008 et atteint les 16 % en 2011 (FELLER, 2013).

Un certain nombre de ménages épargnent sous forme d'actions soit directement à travers des comptes titres, soit indirectement à travers des contrats d'épargne comme l'assurance-vie ou les contrats d'épargne retraite. On compte plus de 17 millions de détenteurs de contrats d'assurance-vie en 2014 pour un encours de 1522 milliards d'euros (Source FFSA). Dans une moindre mesure, des contrats d'épargne retraite comme les contrats Madelin¹ pour les professions indépendantes totalisent 1,15 millions d'adhérents en 2014 (Source AFA). Les Plan d'Epargne Retraite Populaire (ou PERP) pour les salariés comptent 2,2 millions d'adhérents en 2013 (Source FFSA/GEMA). 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 risqué et des unités de compte² investis sur les marchés financiers (actions, obligations, titres monétaires, SCPI, etc.). Les contrats d'assurance-vie

1. Les contrats Madelin sont des produits de rentes viagères permettant aux travailleurs indépendants de financer leur complément de pension à partir de l'âge de la retraite.

2. Les unités de compte sont des supports d'investissement disponibles dans les contrats d'assurance-vie multi-supports et d'épargne retraite. Elles permettent aux souscripteurs d'effectuer des placements plus rentables en contrepartie de risque plus élevé.

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).

Cette participation des ménages aux marchés financiers coïncide avec plus de responsabilité et de décisions auxquelles ces derniers devront faire face. Les ménages américains par exemple, ont ainsi pris de plus en plus de décisions financières de complexité grandissante depuis les années 50³ (CAMPBELL et al., 2011). Il en est de même des ménages français (GARNIER et THESMAR, 2009). Ces décisions concernent notamment la part de la richesse investie dans les contrats d'épargne retraite, l'arbitrage d'une sortie en capital ou en rente viagère, des choix parmi une vaste gamme d'instruments pour financer les projets à court, moyen et long terme (l'achat de biens immobiliers, les besoins de trésorerie ou le financement du vieil âge).

L'autonomie des ménages dans la prise de décisions financières pose des problèmes particuliers de politique publique. L'épargne des ménages joue assurément un rôle prépondérant dans la détermination de l'épargne nationale. Alors que la crise financière récente a rappelé le rôle primordial des comportements financiers des ménages sur les équilibres financiers (ARRONDEL et al., 2011a), les épargnants manquent de connaissance et de culture financière. En effet, KING et LEAPE (1987) soulèvent la question du défaut de connaissance des opportunités d'investissement disponibles. CALVET et al. (2009) ont montré que la culture financière des ménages a une incidence positive sur la sophistication du portefeuille. En absence de connaissance financière, ces derniers se fient aux recommandations des conseillers qui exercent aussi une forte influence sur leurs décisions d'investissement. La complexité grandissante des produits financiers proposés aux ménages, associée aux innovations financières enregistrées ces dernières années, ont d'ailleurs révélé leur vulnérabilité et leur manque d'aptitude à assumer les décisions financières qu'ils prennent⁴.

3. La mise en place des produits financiers comme les fonds communs de placement après l'accord de 1951 entre la *FED* et le trésor américain constitue une innovation financière garante de la pluralité des gammes de produits proposés aux ménages.

4. Des enquêtes réalisées dans des pays membres ou non de l'OCDE montrent que non seulement la culture financière des consommateurs est médiocre, ce qui les empêche de prendre de bonnes décisions financières en connaissance de cause, mais aussi qu'ils surestiment souvent leurs compétences, leurs connaissances (OCDE, 2009).

Dans le même temps, les difficultés des régimes publics de retraite rendent impérieuse la nécessité de mobiliser de l'épargne longue pour financer le vieil âge⁵. Si l'investissement sous forme d'actions est un moyen adéquat d'investir à long terme, encore faut-il correctement gérer son portefeuille sur la durée. Dès lors, il paraît fondamental d'analyser comment évolue l'exposition au risque des actions au cours du cycle de vie des ménages.

De façon traditionnelle, la gestion d'un portefeuille de titres nécessite des choix complexes produisant des conséquences potentiellement lourdes sur le rendement à long terme de l'épargne et donc sur le niveau de vie. C'est pour cela qu'il est généralement conseillé de réduire son exposition au risque d'actions à mesure que l'âge de la retraite s'approche (AMERIKS et ZELDES, 2004 ; JAGANNATHAN et KOCHERLAKOTA, 1996). Nous pouvons cependant nous demander si cette recommandation est pleinement justifiée.

Contrairement à une idée parfois rencontrée, le risque de rendement des actifs financiers risqués ne diminue pas avec l'horizon si celui-ci est calculé à échéance. La variable pertinente pour un investisseur à long terme est en effet le rendement final de sa richesse et non le rendement moyen annualisé comme il est parfois suggéré. Cette dernière mesure n'a pas de signification pratique pour un investisseur intéressé par son pouvoir d'achat à l'échéance du contrat. Elle conduirait de plus à la conclusion incorrecte que le risque des actifs risqués diminue avec l'horizon⁶. Cette interprétation erronée de la loi des grands nombres est fréquente (SAMUELSON, 1963), notamment en finance⁷. Elle sert pourtant souvent d'argument pour justifier la politique de décroissance de la part risquée à l'approche de la retraite.

Le risque du rendement cumulé est certes réduit si le rendement financier présente une dynamique de retour vers la moyenne, mais cet effet atténuant ne remet pas en cause la relation croissante entre le risque et l'horizon. Ceci ne signifie pas pour autant qu'un investisseur averse au risque ne devrait pas investir à long terme sur les marchés financiers. L'accroissement du risque avec l'horizon du placement peut en effet se compenser avec la hausse de la prime de risque cumulée qui croît également avec la durée de placement. Lorsque les rendements des actions sont indépendants d'une année sur l'autre, le risque s'accumule de manière parallèle aux gains espérés, si bien que, du point de vue d'un

5. En France, les comptes définitifs du régime général et des fonds de solidarité vieillesse enregistrent un déficit de 13,2 milliards d'euros en 2014 (COMMISSION DES COMPTES, 2015).

6. PASTOR et STAMBAUGH (2012) remettent en question la décroissance du risque de rendement avec l'horizon même sur une base annualisée.

7. C'est le cas par exemple de Jeremy Siegel dans son best-seller "Stocks for the Long Run : The Definitive Guide to Financial Market Returns and Long-Term Investment Strategies".

investisseur averse au risque ces deux effets se compensent. Si les rendements financiers ne sont pas des marches aléatoires mais exhibent un processus de retour vers la moyenne comme cela semble être le cas historiquement, la politique optimale est une politique de décroissance de part investie en actifs risqués (BODIE et CRANE, 1997). BARBERIS (2000) montre également un tel résultat sous l'hypothèse de rendements financiers indépendants et identiquement distribués (i.i.d.), mais avec incertitude sur les paramètres du modèle d'estimation du risque financier.

Un autre argument repose sur le vieillissement du capital humain. Dans un modèle de cycle de vie, sous l'hypothèse de marché complet, la richesse intertemporelle d'un agent est composée d'une accumulation de richesse et de la somme actualisée des salaires, le capital humain. Ce dernier joue le même rôle qu'une dotation en obligations sans risque. Par conséquent, il crée une forte incitation à investir dans des titres risqués quand le niveau du capital humain est très élevé, soit au début du cycle de vie. Puis les épargnants désinvestissent lorsque leur capital humain diminue, c'est-à-dire à mesure qu'ils vieillissent. Par suite, la détention d'actifs risqués dans le portefeuille devrait diminuer avec l'âge (MERTON, 1971).

Les travaux de MERTON (1969), MOSSIN (1968) et SAMUELSON (1969) sont pionniers sur les conditions d'optimalité des choix de portefeuille. Ils montrent qu'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. Ce résultat est basé sur plusieurs hypothèses, parmi lesquelles les plus importantes sont : (i) les rendements des actifs sont identiquement et indépendamment distribués dans le temps, (ii) les agents ont des fonctions d'utilité dont l'indice relatif d'aversion au risque est constant, (iii) les agents n'ont pas de revenus salariaux, ni des actifs négociables et (iv) les marchés sont sans frottement et complets, c'est-à-dire les coûts et les contraintes liés aux transactions sont inexistants. Il faudrait qu'une ou plusieurs de ces hypothèses soient insatisfaites pour que la part de la richesse en actions varie en fonction de l'âge ou du temps.

Par contre, une littérature en expansion suggère que les investisseurs devraient acquérir une part significative d'actions dans la première partie de la vie active puis progressivement désinvestir quand la retraite approche (BODIE et al., 1992 ; BODIE et CRANE, 1997 ; MALKIEL, 1999 ; VICEIRA, 2001 ; COCCO et al., 2005). PRATT et ZECKHAUSER (1987), KIMBALL (1993), et GOLLIER et PRATT (1996), entre autres, montrent, en posant des

conditions assez générales sur la fonction d'utilité, que les investisseurs réduisent leur richesse en actifs risqués quand il y a une augmentation du risque lié à leurs revenus futurs. Mais le résultat de la diminution graduelle des parts de richesse investies en actifs risqués repose sur des hypothèses restrictives. La première est qu'il n'y a pas d'incertitude sur le rendement moyen futur de long terme des actions. On suppose ensuite que le rendement des actions est stationnaire en variance, c'est à dire que la dispersion des rendements est constante dans le temps.

Ces hypothèses sont discutables dans la mesure où il existe un risque d'estimation du rendement moyen futur. PASTOR et STAMBAUGH (2012) mettent ainsi en évidence une augmentation du risque absolu des actions avec la durée de détention, du fait que l'effet modérateur du processus de retour vers la moyenne est plus que compensé par l'incertitude résiduelle pesant sur les prévisions de rentabilité future. Le risque des actions fluctue également au cours du cycle boursier. Toutefois, faute d'études empiriques, il est difficile de savoir si la recommandation de sécurisation progressive de l'épargne est souhaitable d'un point de vue théorique ou si elle est suivie par les épargnants dans la pratique.

D'un autre côté, les modèles de choix de portefeuille standard montrent que la demande d'actifs risqués varie en fonction du risque de portefeuille anticipé par les épargnants. Le comportement financier de ces derniers est ainsi influencé par les tendances boursières. ARRONDEL et MASSON (2014) montrent que les épargnants renoncent à investir dans les actifs risqués suite à des anticipations boursières en matière de rendement ou de volatilité des actifs. Dès lors que les marchés boursiers enregistrent de fortes volatilités et que le risque et l'espérance de rendement évoluent de concert, il est difficile d'anticiper l'évolution des comportements des investisseurs (SÉJOURNÉ, 2004). On ignore s'ils réajustent leur portefeuille en réponse aux fluctuations boursières ou s'ils sont caractérisés par une forte inertie. L'inertie de portefeuille est le mécanisme qui se matérialise lorsqu'un épargnant ne réajuste pas les parts d'actifs détenues dans son portefeuille pendant la durée de son placement. En conséquence, la part d'actifs constituant le portefeuille varie sur l'horizon d'investissement de façon mécanique, en réaction aux fluctuations boursières.

De plus, hormis le risque des marchés financiers, les portefeuilles financiers des ménages peuvent être sujets à des facteurs de risque exogènes comme leur environnement économique ou les facteurs institutionnels. En effet, des règles, spécificités nationales ou

incitations fiscales au service d'objectifs prioritaires de financement, peuvent avoir une incidence sur les choix financiers des ménages. Des politiques publiques orientées vers l'amélioration des conditions d'accès à l'immobilier privé par exemple, peuvent inciter les ménages à investir dans l'immobilier, occasionnant une baisse des parts d'actifs risqués détenues par les ménages. ARRONDEL et SAVIGNAC (2009, 2015) montrent qu'en cas d'exposition au risque immobilier, les ménages restreignent leur part de richesse investie en actifs risqués. Alors que l'accès à l'immobilier en particulier converge vers les politiques publiques des pays de la zone euro, il paraît important de voir comment ces politiques influencent les choix de portefeuille des ménages. D'où les interrogations suivantes :

- Cette part doit-elle rester constante ou varier en fonction de l'horizon du placement et la distance à la retraite ?
- Comment les ménages ajustent-ils leur exposition au risque en réponse aux fluctuations boursières ?
- Les portefeuilles des ménages sont-ils caractérisés par une forte inertie ou un volume de transaction élevé ?
- En pratique, les épargnants réduisent-ils leur exposition au risque des actions à l'approche de la retraite ?
- Quelle est l'incidence du cadre institutionnel sur l'exposition des ménages au risque des actions ?

L'objet de la présente thèse est de répondre à ces questions. Ladite thèse porte principalement sur les choix de portefeuille des ménages au cours de leur cycle de vie. Nous nous interrogeons dans un premier temps sur l'existence d'un fondement théorique sur le mécanisme de désinvestissement graduel en actifs risqués (**Chapitre 1**). Cette interrogation est motivée par l'idée répandue de l'existence d'une relation inverse entre le risque des actifs financiers et l'horizon de placement d'une part. D'autre part, les conseillers en patrimoine suggèrent aux épargnants de désinvestir à l'approche de la retraite.

Par ailleurs, nous ne savons pas si les investisseurs suivent cette stratégie de sécurisation progressive de l'épargne ou s'ils préfèrent réajuster leur portefeuille en réponse aux fluctuations boursières. C'est pour cela que nous nous proposons, à travers le (**Chapitre 2**),

d'analyser le lien entre les choix de portefeuille, le marché boursier et le comportement d'inertie. Ce sujet présente un intérêt particulier au vu du statut controversé de l'optimalité⁸ de l'inertie de portefeuille et de l'incidence de l'absence de réajustement des parts sur la rentabilité d'un investissement. L'identification de cette relation nous amène à nous interroger sur l'incidence du cycle de vie sur les choix de portefeuille des ménages (**chapitre 3**). Ainsi dans ce chapitre, nous étudions le comportement d'investissement des ménages sur le cycle de vie, notamment de la période active au départ à la retraite.

Par ailleurs, les choix de portefeuille peuvent être influencés par des facteurs de risque autres que les caractéristiques des contrats auxquels les ménages souscrivent et leurs caractéristiques personnelles. Il s'agit des facteurs de risque liés à leur environnement économique. Ces facteurs désignent les spécificités nationales, ou incitations fiscales au service d'objectifs prioritaires de financement comme l'immobilier. Nous analysons dans le dernier chapitre (**chapitre 4**), l'influence de l'environnement économique des ménages sur leurs choix de portefeuille.

Pour répondre à ces problématiques, notre analyse s'étendra à la fois sur des dimensions théorique et empirique. Nous présentons dans la suite, le contenu de chaque chapitre, en présentant notamment les objectifs spécifiques, la méthodologie employée et une synthèse des résultats obtenus.

Dans le premier chapitre, nous testons la validité théorique et empirique du mécanisme de gestion de risque financier dit de sécurisation progressive de l'épargne. Ce mécanisme, appelé profil décroissant par opposition au profil constant, vise à réduire automatiquement la part investie en actifs risqués en fonction de l'âge de l'épargnant ou de la distance à la retraite. Pour cela, nous comparons la politique de sécurisation de l'épargne à une politique dont la part investie en actifs risqués reste constante au cours du temps et égale à la moyenne arithmétique de la part investie en actifs risqués de la politique de sécurisation. Ces deux stratégies sont caractérisées par une même exposition au risque en moyenne sur l'ensemble de la période mais la seconde politique dite de sécurisation devrait exhiber un risque inférieur si l'idée reçue sur sa capacité à réduire le risque est valide. Nous retenons comme mesure du risque, l'écart-type, une statistique simple, intuitive et très utilisée pour estimer le risque financier dans la tradition instituée par

8. DA COSTA WERLANG et SIMONSEN (1991) ; GROSSMAN et STIGLITZ (1980b) ; BIELECKI et al. (2004) par exemple, établissent l'inertie de portefeuille comme une réaction rationnelle en présence de coûts onéreux liés à la réallocation de portefeuille alors que d'autres contributions (SÉJOURNÉ, 2007 ; O'NEILL, 2007 ; FRAZZINI, 2006) l'établissent comme une imperfection.

MARKOWITZ (1952). Cette mesure est complétée dans la partie empirique par le moment d'ordre trois afin de capter les risques de gain ou de perte en cas de distribution dissymétrique des rendements. Nous estimons également la prime de risque qu'un épargnant réclamerait pour être indifférent entre les politiques de constance et de décroissance des parts d'actifs risqués.

Par le biais d'une étude théorique et empirique, ce chapitre apporte une contribution au débat sur la validité du mécanisme de gestion du risque financier. Nous montrons, théoriquement sous l'hypothèse de rendements d'actifs indépendants et identiquement distribués, que la stratégie d'investissement à profil constant a à la fois une espérance de rendement supérieure et un risque plus faible comparativement à la stratégie à profil décroissant, usuellement proposée par les conseillers en patrimoine. Mais l'hypothèse de rendements d'actifs indépendants et identiquement distribués est rarement satisfaite sur des horizons d'investissement de plus d'un an. Il nous faut donc vérifier la validité de ces résultats théoriques sur données réelles. Nous mobilisons donc des données historiques de rendements réels d'un panier d'actions cotées aux États-Unis et de bons du Trésor américain à trois mois, fournis par Robert Shiller. Les rendements des bons du Trésor américain sont assimilés à l'actif sans risque. Nous avons recours également aux données d'options de sécurisation proposées par un échantillon de 15 contrats d'assurance-vie ou d'épargne retraite.

À l'aide de ces données, la comparaison de la politique de sécurisation du capital avec une politique de référence nous permet de quantifier les gains liés à la sécurisation du capital. Nous montrons que la stratégie à profil constant exhibe un risque supérieur contrairement à la prédiction théorique. En revanche, elle est préférable à la stratégie de sécurisation progressive en termes de coefficient de dissymétrie et de prime de risque. Nous nous proposons également d'évaluer la robustesse des résultats empiriques. Nous testons donc l'influence de la période d'observation et des marchés boursiers sur nos résultats et mesurons jusqu'à quel point le profil décroissant réduit le risque. Nous concluons qu'il n'existe pas de profil d'investissement supérieur à l'autre qui soit robuste à travers les périodes et les marchés boursiers. À rendements espérés égaux, la stratégie d'investissement à profil constant apparaît comme la plus risquée sur le marché américain, lorsqu'on considère la période d'étude 1872-2012.

Alors que nous avons testé la validité théorique et empirique du mécanisme de sécurisation progressive de l'épargne, il est important de savoir si les investisseurs y fondent leur stratégie de gestion ou préfèrent réajuster leur part d'actifs risqués en réponse aux fluctuations boursières. C'est pour cela que le deuxième chapitre se concentre sur la relation qui prévaut entre les choix financiers, le marché boursier et l'inertie de portefeuille.

Dans ce chapitre, nous mesurons l'incidence du marché boursier sur les choix de portefeuille des épargnants et répertorions les déterminants de l'inertie de portefeuille. La première question à laquelle nous répondons est de savoir comment les épargnants modifient la part investie en actifs risqués en fonction du cycle boursier. Nous étudions 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 seconde question vise à identifier les caractéristiques des épargnants ou des contrats favorables à l'inertie de portefeuille dans les choix financiers. Le troisième point que nous abordons vise à mettre en évidence l'effet non linéaire du marché boursier sur l'inertie de portefeuille.

Nous disposons pour notre étude des données d'une grande compagnie d'assurance enregistrant les souscriptions de contrats Madelin ouverts entre mars 2002 et avril 2009, soit environ 8000 contrats. La base de données inclut des informations sur les souscripteurs et les contrats. Elle renseigne également sur la part du capital accumulé investie en euros, très faiblement risqués, et en unités de compte composées d'OPCVM exposés au risque des marchés financiers. La dimension panel des données nous permet de suivre l'évolution des parts d'unités de compte de chaque épargnant et d'en déduire la présence de l'inertie de portefeuille.

Nous montrons que la part du capital investie en unités de compte est sensible à la conjoncture boursière, mais essentiellement à la date de souscription du contrat. Une fois la part initiale sélectionnée, une forte inertie des choix de portefeuille est observée puisque les épargnants ne reviennent que très rarement sur la décision prise à l'ouverture. Nous constatons une forte procyclicité des choix d'investissement qui peut s'expliquer par une extrapolation de la performance boursière récente. Les nouveaux souscripteurs achètent des actifs risqués lorsque la Bourse monte et cessent d'en acheter quand elle descend. Cela les conduit à détenir une part d'actifs risqués minimum en 2004, au début

d'une phase de hausse de quatre ans et une part maximum en 2008 au début de la chute boursière liée à la crise financière.

Nous montrons également que la propension à l'inertie de portefeuille est influencée par le cycle de vie des épargnants, le temps et l'année d'ouverture du contrat. En cas de fortes variations boursières, comme cela a été sur la période observée, l'inertie de portefeuille diminue avec toutefois un effet asymétrique lié au sens de variation du marché. Les épargnants sont plus sensibles aux baisses et ont tendance à plus réajuster leur portefeuille pour limiter les pertes qu'en période de hausse boursière.

Le troisième chapitre étudie dès lors, l'incidence du cycle de vie sur les choix de portefeuille en France. À travers une approche empirique, 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 incidences sur 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.

Une difficulté que nous avons rencontrée provient 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. Nous disposons pour notre étude des mêmes données assureur que celle du chapitre 2. Le fait que les données couvrent la période 2003-2010 pendant laquelle un cycle boursier complet s'est déroulé s'avère particulièrement utile pour distinguer les effets d'âge des effets temporels.

Nous montrons que la part du capital investie en actifs risqués, choisie par l'épargnant, décline de façon régulière avec l'âge une fois tenu compte des effets temps et en excluant les effets génération. Le profil par âge décline également dans la configuration inverse (prise en compte des effets génération et exclusion des effets temps) mais la baisse est moins accentuée. Elle est en effet le produit de deux phénomènes. D'une part le nombre d'épargnants investissant dans des actifs risqués tend à s'accroître avec l'âge. D'autre part, conditionnellement à investir, la part risquée diminue avec l'âge. L'amplitude de la baisse n'est cependant pas suffisante pour amener la part moyenne investie en actifs risqués à zéro à l'approche de la retraite.

Après avoir abordé ces questions, nous évaluons en quoi le cadre institutionnel peut influencer le comportement d'investissement des ménages. Le dernier chapitre étudie donc la participation des ménages au marché financier au niveau européen ainsi que les incidences de l'environnement économique sur les choix de portefeuille au sein d'un échantillon de pays de la zone euro. Dans un premier temps, il évalue l'incidence des politiques institutionnelles des pays sur les choix de portefeuille. Nous entendons par politique institutionnelle, l'ensemble des règles, spécificités nationales ou incitations fiscales au service d'objectifs prioritaires de financement pouvant avoir une incidence sur les choix financiers des ménages. Dans un second temps, cette étude répond à la question d'identifier le comportement d'investissement en actifs financiers des ménages en présence d'actifs immobiliers.

Notre intérêt pour les actifs immobiliers découle du fait que les institutions des pays de la zone euro accordent une attention à cet actif. De nombreuses politiques publiques de ces pays sont ainsi orientées vers l'amélioration des conditions d'accès à l'immobilier privé. En accordant des avantages à ce type de support d'investissement, elles incitent les ménages à y investir, au détriment des actifs risqués d'une part. Le second argument est que l'immobilier est un actif particulier. Il est à la fois un bien de consommation (en servant d'habitat) et satisfait au besoin d'investissement (actif rémunérateur). Nous identifions de la même façon, les déterminants des choix de portefeuille dans un contexte plus large.

L'analyse empirique s'appuie sur les données de l'enquête sur les finances et la consommation des ménages (HFCS 2013), une nouvelle base de données harmonisées renseignant sur différents aspects du bilan des ménages. La base inclut des informations sur la composition des portefeuilles financiers, le patrimoine, la consommation des ménages de la zone euro et des variables économiques, démographiques et connexes notamment le revenu, les pensions, l'emploi, les legs. Le caractère harmonisé des données individuelles collectées sur les ménages dans quinze des 18 pays de la zone euro nous permet de réaliser une analyse comparative du comportement en matière d'épargne des ménages entre ces pays.

Ce chapitre souligne les différences en matière de participation au marché financier des ménages appartenant à la zone euro. Nous soulignons de grandes différences dans la composition de leur portefeuille, notamment liées au pays de résidence. Il existe également

une différence significative entre les pays en matière de détention de plans de retraite facultatifs. Ensuite, il fournit une preuve empirique de la portée des facteurs institutionnels sur la décision d'investir dans l'immobilier au sein de chaque pays et établit l'influence de la détention de patrimoine immobilier sur la participation au marché financier. Nous mettons en évidence une forme d'effet d'éviction des parts d'actifs risqués détenues par les ménages en raison des politiques institutionnelles des pays de la zone euro au profit de l'immobilier. En dehors de leur environnement économique, les choix de portefeuille des ménages sont influencés par des facteurs démographiques et sociaux.

Chapitre 1

Sécurisation progressive de l'épargne : l'approche moyenne variance

1.1 Introduction

Les difficultés des régimes publics de retraite ainsi que l'encouragement fiscal de l'épargne retraite conduisent un nombre croissant de ménages des pays développés à investir sur les marchés financiers pour préparer leur retraite. Ces ménages font face à des choix difficiles : quelle part de l'épargne investir en actifs risqués ? Cette part doit-elle rester constante ou varier en fonction de l'horizon du placement et la distance à la retraite ? La réponse à ces questions nécessite une connaissance approfondie des marchés financiers dont les épargnants ne disposent pas dans leur grande majorité. Face à ce constat, les banques, fonds de pension ou assureurs qui distribuent les produits d'épargne proposent fréquemment à leur clientèle une option dite de sécurisation progressive de l'épargne qui réduit automatiquement la part investie en actifs risqués en fonction de l'âge de l'épargnant ou de la distance à la retraite. Mais dans quelle mesure cette option permet-elle réellement de réduire l'exposition au risque financier à l'approche de la retraite ?

L'objet de ce chapitre est de tester la validité théorique et empirique de ce mécanisme de gestion du risque financier. Pour évaluer précisément de combien cette mesure réduit le risque, il nous faut définir au préalable deux éléments : une mesure adéquate du risque

et une politique financière alternative de référence. Nous retenons comme principale mesure du risque l'écart-type du rendement cumulé sur la durée complète d'accumulation. L'écart-type est une statistique simple, intuitive et très utilisée pour estimer le risque financier, dans la tradition instituée par MARKOWITZ (1952). Toutefois, cette mesure ne capte pas complètement les risques de pertes ou de gains quand la distribution des rendements est dissymétrique. Nous la complétons dans la partie empirique par le moment d'ordre 3 (coefficient de dissymétrie) de la distribution.

Nous comparons la politique de sécurisation de l'épargne à une politique dont la part investie en actifs risqués reste constante au cours du temps et égale à la moyenne arithmétique de la part investie en actifs risqués de la politique de sécurisation. Par exemple, si la part investie en actifs risqués sur deux périodes passe de 50 à 30 %, nous comparons cette politique avec celle consistant à investir 40 % aux deux périodes. Cette politique de constance des parts investies en actifs risqués est inspirée de la prédiction théorique développée par MERTON (1969), MOSSIN (1968) et SAMUELSON (1969) suggérant 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 indépendamment de l'horizon de son placement ou de son âge. Ces deux stratégies sont caractérisées par une même exposition au risque en moyenne sur l'ensemble de la période mais la seconde politique dite de sécurisation devrait exhiber un risque inférieur si l'idée reçue sur sa capacité à réduire les risques est valide.

Nous utilisons dans la présente étude des données de rendement réel historique d'un panier d'actions cotées aux États-Unis et de bons du Trésor américain à trois mois fournis par Robert Shiller. Les rendements des bons du Trésor américain sont assimilés à l'actif sans risque. Ces données ont l'avantage d'être fiables et de remonter jusqu'à l'année 1871. Nous avons recours également aux données d'options de sécurisation proposées par un échantillon de 15 contrats d'assurance-vie ou d'épargne retraite.

Nous montrons, théoriquement sous l'hypothèse de rendements d'actifs indépendants et identiquement distribués, que la stratégie d'investissement à profil constant a une espérance de rendement supérieure et un risque faible comparativement à la stratégie à profil décroissant, usuellement proposée par les conseillers en patrimoine. Mais l'hypothèse de rendements d'actifs indépendants et identiquement distribués est rarement satisfaite sur des horizons d'investissement de plus d'un an. À partir de données boursières du marché

américain, nous montrons que la stratégie d'investissement à profil constant est équivalente à celle de sécurisation progressive de l'épargne, en termes de prévision du rendement total à maturité et de risque. En revanche, La stratégie de constance des parts d'actifs risqués est préférable à la stratégie de sécurisation progressive en termes de coefficient de dissymétrie et de prime de risque. Il n'existe pas de profil d'investissement supérieur à l'autre qui soit robuste à travers les périodes et les marchés boursiers.

Notre étude est motivée par des considérations pratiques et théoriques. Sur le plan pratique, l'idée qu'il existerait une relation inverse entre le risque des actifs financiers et l'horizon du placement est très répandue parmi les conseillers financiers indépendants ou salariés. Un corollaire de cette idée est que l'exposition au risque financier devrait décroître à l'approche de la liquidation du capital pour financer la retraite. C'est ainsi que l'acquisition dans un compte d'épargne de fonds¹ investis sur les marchés financiers sous la forme d'actions ou d'obligations est fréquemment conseillée dès lors que la durée de détention est suffisamment longue. En France, la quasi totalité des contrats d'assurance-vie disposent d'une option de sécurisation du capital. De même, le Plan d'Epargne Retraite Populaire (PERP) qui compte 2,2 millions de souscripteurs en 2013 institue comme choix par défaut une part maximale investie en actifs risqués qui décroît à l'approche de la retraite². Aux Etats-Unis, la popularité des *target-date funds* (fonds à horizon dont la part investie en actifs risqués décroît en fonction d'une date terminale contractuellement spécifiée) ne se dément pas. 23 % des plans 401(k) investissaient en 2011 plus de 90 % de l'épargne dans des *target date funds*³. Les principales sociétés d'investissement comme *Vanguard*, *Fidelity* ou *Black Rock* proposent leur propres *target date funds* et recommandent leur acquisition pour préparer sa retraite. Sur le versant réglementaire, le *Pension Protection Act* voté en 2006 contraint les entreprises proposant des plans de retraite à leurs salariés de proposer un *target date fund*. Un grand nombre de plans l'instituent même en choix par défaut. MITCHELL et UTKUS (2012) montrent comment cela conduit les épargnants américains à adhérer de façon croissante à ce type de stratégies. Les *target date funds* représentaient 13 % des fonds investis dans les contrats d'épargne 401(k) en 2012.

1. En France, les ménages accèdent à une gamme d'OPCVM (SICAV et FCP) à partir de leur contrat d'assurance-vie ou d'épargne retraite comme le PERP ou les contrats Madelin.

2. Cette part maximum est de 60 % de 10 à 20 ans avant la retraite, 35 % entre 5 et 10 ans, 20 % entre 2 et 5 ans et 10 % deux ans avant la retraite.

3. source : Investment Company Institute

Ce chapitre apporte une contribution théorique et empirique à ces considérations en utilisant comme point de comparaison d'une politique de décroissance de la part investie en actifs risqués une politique investissant une part constante et égale à la moyenne des parts investies dans la première politique. Sur le plan théorique, nous élargissons et confirmons le résultat obtenu par MOSSIN (1968) et SAMUELSON (1969) dans un cadre moyenne variance avec rendements i.i.d.. Cela revient implicitement à supposer que les préférences des investisseurs sont de formes quadratiques. Nous généralisons également le résultat de KRITZMAN (2002) qui démontre qu'il est plus avantageux d'investir la moitié de sa richesse en actifs risqués sur le cycle de vie (ce qui rejoint ici la stratégie d'investissement à profil constant) que d'y investir la totalité de sa richesse pendant la moitié de son cycle de vie pour ensuite détenir uniquement des actifs sans risque pendant la seconde moitié. Sur le plan empirique, la comparaison de la politique de sécurisation du capital avec une politique de référence nous permet de quantifier les gains liés à la sécurisation du capital.

La suite de ce chapitre se présente comme suit. La section 2 présente le modèle de choix de portefeuille. La section 3 décrit les données. les sections 4 et 5 présentent respectivement les travaux empiriques sur la sécurisation de l'épargne et les analyses de robustesse, puis la section 6 conclut.

1.2 Sécurisation de l'épargne avec rendements indépendants

Dans cette section, nous comparons de façon analytique les performances de deux stratégies : une stratégie dont la part investie en actifs risqués est constante au cours du temps et une seconde dont la part est décroissante en fonction du temps. Nous comparons ces deux politiques à l'aune du rendement cumulé espéré et l'écart-type du rendement cumulé. Nous considérons un problème classique de choix de portefeuille avec au moins deux périodes ($k > 1$) et deux actifs, un actif sans risque et un actif risqué. Soient :

- R et R' le rendement final de l'épargne respectivement pour les profils constant et décroissant ;
- r_t le rendement périodique de l'actif risqué à la période t ;
- α_t la part de richesse investie en actif risqué en t ;

- $R_{p,t}$, le rendement du portefeuille en t ;
- r_t^f le rendement de l'actif sans risque en t .

Soit S' une stratégie financière décroissante caractérisée par les parts d'actifs risqués $S' = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_k)$. La politique S' adopte un profil décroissant : $\alpha_1 \geq \alpha_2 \geq \alpha_3 \dots \geq \alpha_k$, avec au moins une inégalité stricte.

Nous définissons la politique alternative S dont la part investie en actifs risqués γ est constante et égale à la moyenne des parts de S' :

$$\gamma = \frac{\alpha_1 + \dots + \alpha_k}{k}$$

Sous cette hypothèse, nous pouvons admettre que les deux stratégies sont exposées en moyenne au même niveau de risque mais que ce dernier n'est pas distribué de la même façon au cours du temps.

Proposition 1. Sous l'hypothèse de rendements d'actifs risqués indépendants et de loi lognormale ($r_t \sim \text{Log} - \mathcal{N}(E_r, \sigma^2)$), le rendement total espéré est supérieur dans la stratégie constante que dans toute autre stratégie d'investissement :

$$\forall k > 1 \text{ et } \alpha_t \in [0, 1]_{t=\{1, \dots, k\}}, \mathbb{E}(R) > \mathbb{E}(R') \quad (1.1)$$

Démonstration : voir l'annexe 1.A.

L'espérance du rendement cumulé d'un investisseur choisissant une part risquée constante est donc supérieure à celle de tout autre investisseur y compris un investisseur sélectionnant une part risquée décroissante au cours du temps. Ceci ne signifie pas que la première stratégie est préférable car elle peut être plus risquée pour un investisseur ayant de l'aversion pour le risque. Pour le vérifier, nous calculons et comparons les variances associées au rendement cumulé des deux stratégies :

Proposition 2. Sous l'hypothèse de rendements risqués indépendants et de loi lognormale ($r_t \sim \text{Log} - \mathcal{N}(E_r, \sigma^2)$), la variance du rendement cumulé est inférieure dans la stratégie S que dans la stratégie S' :

$$\forall k > 1 \text{ et } \alpha_t \in [0, 1]_{t=\{1, \dots, k\}}, \mathbb{V}(R) < \mathbb{V}(R') \quad (1.2)$$

Démonstration : voir l'annexe 1.A.

Remarque 1. Le changement du sens de l'inégalité (ie la politique adopte un profil croissant et est caractérisée par les parts d'actifs risqués $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_k)$ définies telles que $\alpha_1 \leq \alpha_2 \leq \alpha_3 \dots \leq \alpha_k$, avec au moins une inégalité stricte) ne modifie pas les deux propositions précédentes.

Nous en concluons que la stratégie d'investissement à profil constant est plus performante que celle de sécurisation progressive de l'épargne si nous retenons comme critère les deux premiers moments de la distribution des rendements cumulés. La première stratégie génère un rendement supérieur à la seconde et est également moins risquée.

Le résultat précédent bien que général a deux limites. Premièrement il ne vaut que pour des rendements des actifs risqués indépendants temporellement. Un certain nombre d'études empiriques suggèrent une prédictibilité de la prime des risques des actions sur des horizons allant de 2 à 10 ans (CAMPBELL et SHILLER, 1988 ; FAMA et FRENCH, 1988). La plupart des tests montrent une autocorrélation négative économiquement significative bien que statistiquement fragile (COCHRANE, 2008). Il nous faut donc vérifier la validité de ces résultats théoriques sur données réelles. Deuxièmement, nous avons supposé la lognormalité des rendements financiers, ce que nous devons tester sur données réelles.

1.3 Les données

Cette section présente les données utilisées pour vérifier la validité de nos résultats théoriques. Dans la première sous-section, nous définissons un profil empirique de désinvestissement en actifs risqués et présentons les données de rendements dans la seconde sous-section.

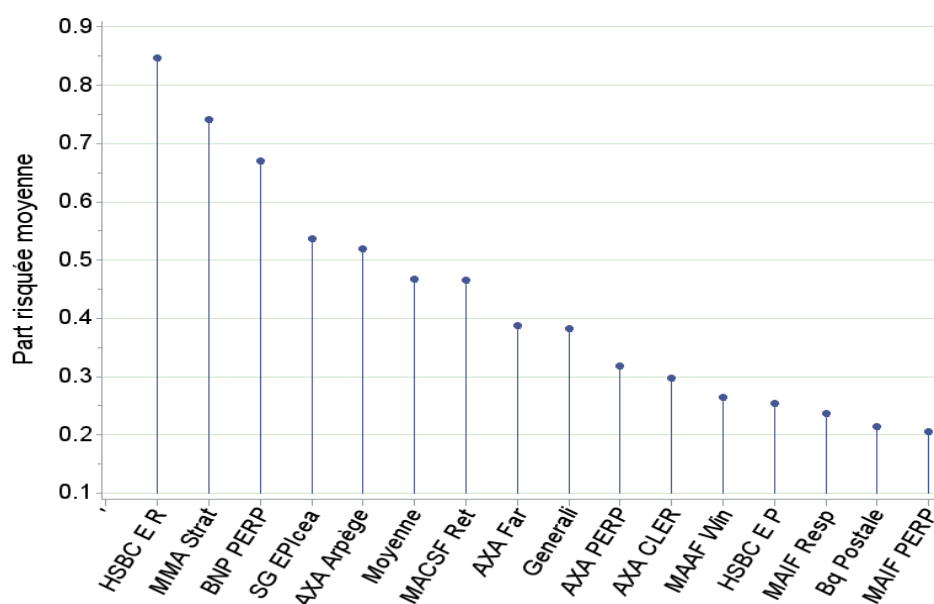
1.3.1 Le profil de désinvestissement

Afin de rester au plus près des pratiques commerciales réelles, nous considérons le profil moyen obtenu à partir des options de sécurisation proposées par un échantillon de 15 contrats d'assurance-vie ou d'épargne retraite commercialisés par des institutions financières diverses⁴. Dans chacun des contrats, l'épargnant délègue l'allocation de son épargne entre un fonds euro non risqué et des OPCVM investis sur les marchés financiers

4. Il s'agit des contrats AXA Arpège, AXA Clèr, AXA Far, AXA PERP, BNP PERP, Solésio de la Banque postale, Générali épargne, HSBC Elysées PERP, HSBC Elysées Retraite individuelle, MAAF Winalto, MAIF PERP Profil 1, MAIF Responsable et Solidaire, MMA multistratégies actifs, Société Générale Epicéa.

conformément à la règle de désinvestissement spécifié contractuellement. Chaque année, l'établissement opère des arbitrages afin de maintenir les parts spécifiées. Le tableau 1.14 en annexe indique à quel rythme les options de sécurisation de l'échantillon font tendre la part investie en actifs risqués vers zéro en fonction de l'âge. Bien que toutes les stratégies fassent décroître la part risquée vers zéro, nous observons une large variété de profils tant en termes de rythme de décroissance qu'en termes de part risquée à chaque âge. Le graphique 1.1 indique la part moyenne investie en actifs risqués pour un épargnant souscrivant à 30 ans et liquidant son plan à 65 ans. Cette part va selon les contrats de plus de 80 % à un peu plus de 20 %. Nous remarquons par conséquent une très forte hétérogénéité des parts investies en fonction des contrats.

GRAPHIQUE 1.1: Part d'actifs risqués moyenne en fonction de l'âge



Notes : le graphique indique la part moyenne investie en actifs risqués entre 30 et 65 ans pour un échantillon de contrats d'épargne. La part moyenne d'actifs risqués proposée par le contrat HSBC Elysées PERP est de 85 %.

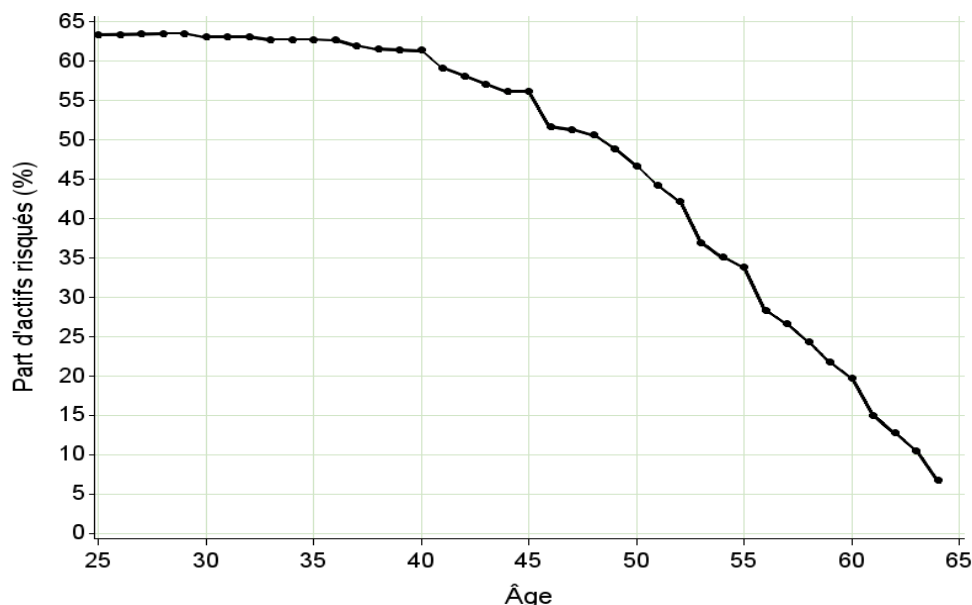
Champ : Les contrats d'épargne sélectionnés sont : AXA Arpège, AXA Clèr, AXA Far, AXA PERP, BNP PERP, Banque postale Solésio, Générali épargne, HSBC Elysées PERP, HSBC Elysées Retraite individuelle, MAAF Winalto, MAIF PERP Profil 1, MAIF Responsable et Solidaire, MMA multistratégies actifs, Société Générale Epicéa.

Source : calculs des auteurs.

Le graphique 1.2 présente le barème de sécurisation moyenné sur l'ensemble des contrats de notre échantillon. La part moyenne investie en actifs risqués reste à peu près constante jusqu'à 40 ans puis décroît approximativement linéairement jusqu'à 6 % à 64 ans. La part risquée recommandée moyenne va bien au-delà de ce que les investisseurs choisiraient spontanément. La part investie en fonds risqués représentait entre 10 et 22 % de l'épargne

placée dans les contrats d'assurance-vie sur la période 1990-2008 (COUR DES COMPTES, 2012). L'option de sécurisation semble un moyen pour les établissements financiers soit de vendre des actifs risqués à leur clientèle (MITCHELL et UTKUS, 2012), soit de sélectionner leur clientèle sur la base de leur appétence pour le risque.

GRAPHIQUE 1.2: Part d'actifs risqués moyenne en fonction de l'âge



Notes : le graphique indique le barème moyen de sécurisation proposés aux épargnants au sein d'un échantillon de contrats. Les épargnants âgés de 45 ans détiennent une part d'actifs risqués d'environ 55 % en adoptant cette grille de sécurisation progressive de l'épargne.

Champ : moyennes sur la base des contrats : AXA Arpège, Axa Clèr, Axa Far, Axa PERP, BNP PERP, Banque postale Solésio, Générali épargne, HSBC Elysées PERP, HSBC Elysées Retraite individuelle, MAAF Winalto, MAIF PERP Profil 1, MAIF Responsable et Solidaire, MMA multistratégies actifs, Société Générale Epicéa.

Source : calculs des auteurs.

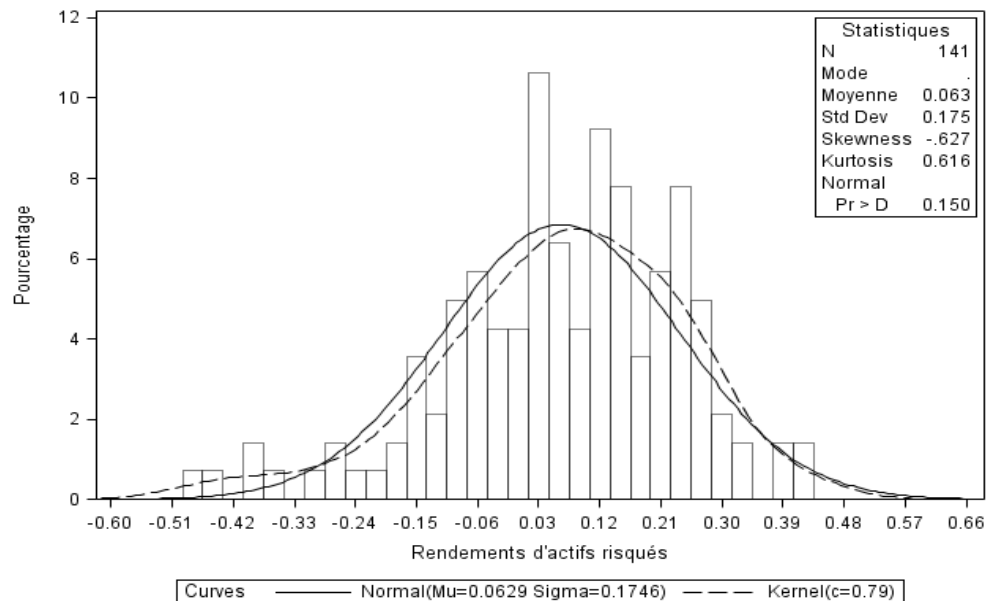
1.3.2 Les données de rendement

Nous utilisons les données de rendement réel historique d'un panier d'actions cotées aux Etats-Unis et de bons du Trésor américain à trois mois fournis par Robert Shiller sur sa page dédiée⁵. Les rendements des bons du Trésor américain sont assimilés à l'actif sans risque. Ces données ont l'avantage d'être de bonne qualité, mises à jour régulièrement et de remonter jusqu'à l'année 1871. L'indice composite S&P est utilisé depuis 1926.

5. Voir www.econ.yale.edu/shiller/data.htm pour les données et la méthodologie de construction. R. Shiller est professeur d'économie à l'Université de Yale et chercheur associé au Bureau national de recherche économique (NBER).

Nous commençons par tester la lognormalité de la distribution des rendements que nous supposons dans le modèle analytique de la section précédente. Le graphique 4.3 indique la distribution historique du log des rendements risqués.

GRAPHIQUE 1.3: Distribution du log des rendements des actifs entre 1871 et 2012



Notes : entre 1871 et 2012, moins d'un pourcent des rendements observés sont évalués à -48% ; 10,5% des rendements observés ont un taux de 3%.

Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

La distribution bien qu'irrégulière semble approximativement symétrique avec peut être une légère dissymétrie à gauche. Les tests statistiques de Kolmogorov-Smirnov et Cramer-von Mises ne peuvent rejeter l'hypothèse de normalité au seuil de 5 %. Le test d'Anderson-Darling conclut quant à lui au rejet à ce même seuil (tableau 1.1).

TABEAU 1.1: Test de normalité sur la distribution du log des rendements des actifs

Test	Statistique		P-value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0,0688	Pr > D	0,0966
Cramer-von Mises	W-Sq	0,1048	Pr > W-Sq	0,0973
Anderson-Darling	A-Sq	0,7737	Pr > A-Sq	0,0446

Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

Les données de rendements financiers satisfont-ils l'hypothèse d'indépendance statistiques supposée dans la section précédente ? Nous mettons en oeuvre le test statistique

Brock-Dechert-Scheinkman (BDS). La statistique BDS a été conçue pour tester l'hypothèse nulle que la série observée est une suite de variables aléatoires indépendantes identiquement distribuées (i.i.d.). Le test BDS rejette l'hypothèse nulle d'une série de variables i.i.d dans le cas de processus stochastiques à hétéroscédasticité conditionnelle (voir BROCK et al., 1996).

Les résultats du tableau (1.15) dans l'annexe 1.C concluent au non rejet de l'hypothèse de rendements indépendants et identiquement distribués au seuil de 5 % à l'horizon annuel. En revanche, pour tout horizon d'investissement de cinq ans et plus, ce test rejette l'hypothèse de rendements i.i.d. Contrairement à ce que nous supposons dans la section 2, l'hypothèse d'indépendance des rendements n'est pas vérifiée empiriquement pour des horizons suffisamment longs. C'est pourquoi nous testons dans la suite nos résultats sur la base des rendements historiques.

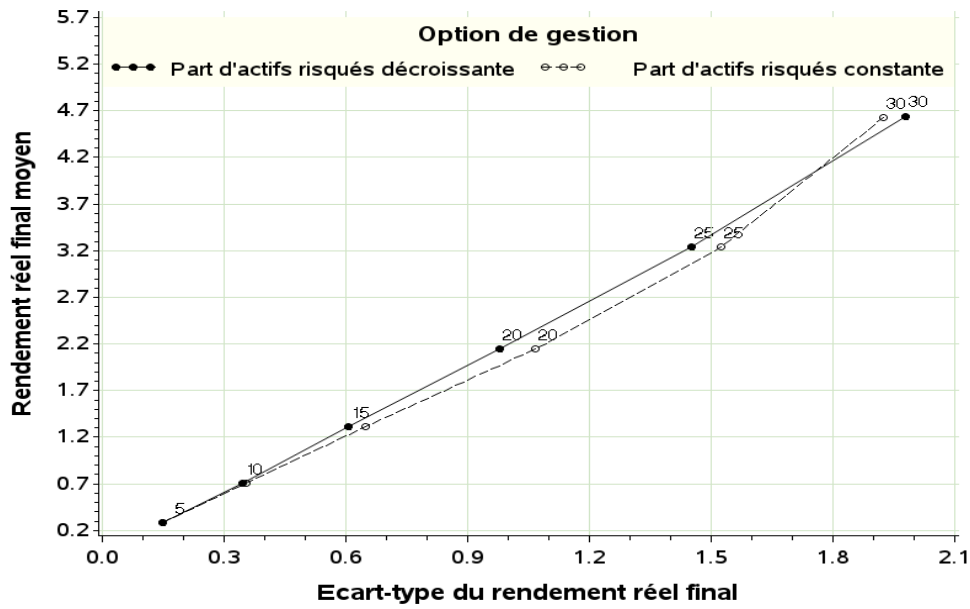
1.4 Sécurisation de l'épargne avec rendements historiques

Dès lors que l'hypothèse d'indépendance des rendements boursiers n'est pas satisfaite, on ne saurait fonder notre étude sur les résultats du modèle analytique. Nous passons donc à une étape d'analyse empirique. Nous commençons par présenter l'arbitrage rendement-risque effectué par tout investisseur ayant le choix entre les deux stratégies d'investissement suslistées. Ensuite, nous comparons ces deux stratégies en termes d'aversion à la dissymétrie dans la deuxième sous-section. Enfin la dernière sous-section expose les performances des deux stratégies du point de vue d'investisseur doté d'une fonction d'utilité de type CRRA.

1.4.1 L'arbitrage rendement-risque

Comme dans la section 1.2, nous formulons une stratégie financière alternative qui consiste à investir une part constante d'actifs risqués égale à la moyenne des parts risquées $\gamma = (\alpha_1 + \dots + \alpha_k)/k$ présentées dans le graphique 1.2. Combinées avec des données de rendements financiers, nous pouvons simuler les rendements pour les deux stratégies. Nous calculons le rendement final moyen de l'investissement à échéance ainsi que le risque associé. Nous distinguons plusieurs horizons d'investissement allant de 5 à 30 ans. Le graphique 1.4 indique le rapport rendement-risque associé aux deux stratégies sur plusieurs horizons d'investissement.

GRAPHIQUE 1.4: Comparaison des deux stratégies d'allocation, 1871–2012



Notes : ce graphique compare les performances de deux stratégies de placement dans l'espace moyenne variance pour des horizons de placement qui s'échelonnent à 5, 10, 15, 20, 25 ou 30 ans.
 Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012.
 Source : R. Shiller.

La stratégie d'allocation à profil constant produit une rentabilité moyenne visuellement similaire à celle de la stratégie avec profil décroissant. Son risque est un peu plus élevé avec un écart qui s'accroît généralement avec la durée de placement pour tout horizon inférieur à 30 ans.

Nous pouvons nous interroger sur la significativité statistique de la surperformance de la stratégie d'allocation à profil décroissant pour les horizons inférieurs à 30 ans. Pour répondre à cette question, nous commençons par récupérer les rendements historiques qui ont servi au calcul des statistiques du graphique 1.4. Pour chaque horizon d'investissement, nous récupérons sur les S périodes d'observation, les rendements réels finals $R_1, R'_1, \dots, R_S, R'_S$ cumulés sur un horizon de T années pour la stratégie à profil constant et décroissant respectivement. Nous construisons ainsi deux échantillons appariés $(\{R_1, R'_1\}, \{R_2, R'_2\}, \dots, \{R_S, R'_S\})$ ⁶ tirés des rendements du profil constant $(R_1, R_2, \dots, R_S)$ et du profil décroissant $(R'_1, R'_2, \dots, R'_S)$. Nous en déduisons le différentiel de rendement entre les deux stratégies en soustrayant deux à deux les rendements à profil décroissant des rendements à profil constant. Puis nous testons la significativité de ce différentiel pour chaque horizon d'investissement à partir d'un test de Student. Les

6. Les graphiques 1.17 et 1.18 de l'annexe 1.E.1 présentent l'évolution des rendements cumulés respectivement à 20 ans et à 30 ans pour chacune des stratégies d'investissement.

résultats de ce test concluent au non-rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des rendements réels finals moyens des stratégies pour tous les horizons au seuil de 5 % (Tableau 1.2). Les rendements des deux stratégies ne sont donc pas significativement différents, ce qui confirme l'impression visuelle.

TABLEAU 1.2: Significativité du différentiel de rendement entre les deux stratégies, 1871–2012

Horizon (en année)	Moyenne	Ecart-type	N	Tstat
5	-0,0001	0,0221	136	-0,04
10	0,0006	0,0785	131	0,09
15	-0,0003	0,1911	126	-0,01
20	0,0009	0,4399	121	0,02
25	-0,0028	0,7840	116	-0,04
30	-0,0124	1,2455	111	-0,10

Notes : pour un horizon d'investissement de 5 ans, la différence de rendement entre la stratégie d'investissement à profil constant et celle de sécurisation progressive est de -0,01 % environ. Cette différence n'est statistiquement pas significative à 10 %.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

De la même façon, nous testons l'égalité des variances des rendements des deux stratégies en appliquant un test de Fisher sur les réalisations des deux variables aléatoires (rendements du profil constant $(R_1, R_2, \dots, R_T)$ et du profil décroissant $(R'_1, R'_2, \dots, R'_T)$). L'analyse du tableau 1.3 conclut au non rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des variances des deux stratégies pour tous les horizons d'investissement considérés.

TABLEAU 1.3: Test d'égalité des variances des deux stratégies, 1871–2012

Horizon (en année)	Nombre d'observation	Statistique de Fisher
5	136	1,0
10	131	1,05
15	126	1,15
20	121	1,19
25	116	1,10
30	111	1,06

Notes : ce tableau présente les résultats du test de Fisher évaluant l'égalité des variances des rendements des deux stratégies. Pour un horizon d'investissement de 5 ans, la statistique de Fisher calculée sous l'hypothèse nulle d'égalité des variances vaut 1. On ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'égalité de la variance au seuil de 5 %.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

Sur la base des deux premiers moments, le profil décroissant ne semble pas dominer le profil constant. Bien que la différence en termes de risque ne soit pas statistiquement significatif, il existe un écart visuel systématique surtout aux horizons d'investissement de 15, 20 et 25 ans.

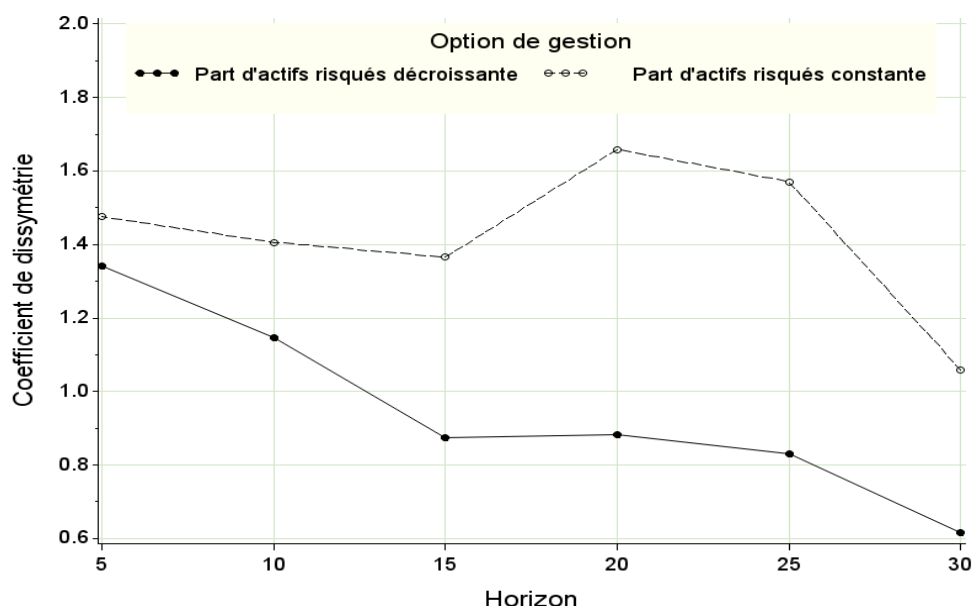
1.4.2 Le risque de baisse

L'écart-type des rendements ne décrit pas complètement le risque financier si la distribution des rendements n'est pas symétrique. Nous calculons les coefficients de dissymétrie de la distribution dans les deux stratégies pour différents horizons. Ce coefficient est en effet important dans les décisions d'investissement (HARVEY et SIDDIQUE, 2000). Un coefficient de dissymétrie négatif révèle une fréquence plus élevée de performances inférieures à la moyenne que de performances supérieures à celle-ci. Indépendamment de l'aversion pour le risque (ARROW, 1965 ; PRATT, 1964), les épargnants prudents sont attirés par les risques de hausse (*upside risk*) et fuient les risques de baisse (*downside risk*) (KIMBALL, 1990). Ils exigeront par conséquent une prime de dissymétrie contre les distributions de rendement à coefficient de dissymétrie négatif.

Nous calculons sur les mêmes données le coefficient de dissymétrie du rendement final pour les deux stratégies et différents horizons. Ce coefficient est toujours positif et suit une tendance globalement baissière avec l'horizon dans les deux stratégies. Toutefois,

on note entre les horizons 15 et 20 ans, une croissance pour le profil constant et une invariabilité pour le profil décroissant. Le coefficient de dissymétrie du profil constant étant supérieur à celui du profil décroissant, la première stratégie est préférée à la seconde par des investisseurs prudents, toutes choses égales par ailleurs.

GRAPHIQUE 1.5: Dissymétrie des rendements en fonction de l'horizon, 1871–2012



Notes : le coefficient de dissymétrie associé au rendement à terme pour un profil constant sur un horizon de 5 ans est approximativement égal à 1,5.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

Au final, la stratégie à profil constant surperforme la stratégie avec profil décroissant en termes de dissymétrie des rendements. Toutefois, ces deux stratégies sont équivalents en termes de rentabilité moyenne réelle finale et de variance d'un point de vue statistique.

1.4.3 La prime de risque

Bien que la différence de performance en termes de rendement espéré et de variance entre les deux stratégies ne soit pas statistiquement significative, il est possible qu'elle reste pertinente d'un point de vue économique. Aussi, nous ne savons pas comment un investisseur fuyant le risque, mais également les distributions des rendements à dissymétrie négative classe les deux stratégies. Pour le savoir, nous estimons la prime de risque qu'un épargnant doté de la fonction d'utilité u réclamerait pour investir son épargne dans un compte avec désinvestissement graduel plutôt qu'avec une part risquée constante. Nous

repreons les notations de la section 1.2 et choisissons une fonction d'utilité standard de forme puissance :

$$u(W) = \frac{W^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

avec γ le degré d'aversion relatif pour le risque de l'investisseur et W sa richesse. La fonction d'utilité choisie se traduit par une aversion relative au risque constante ainsi qu'une aversion au risque de perte⁷. Soit $R_{p,t+1}$ le rendement du portefeuille de l'investisseur en $t+1$:

$$R_{p,t+1} = \alpha_t r_t + (1 - \alpha_t) r^f \quad (1.3)$$

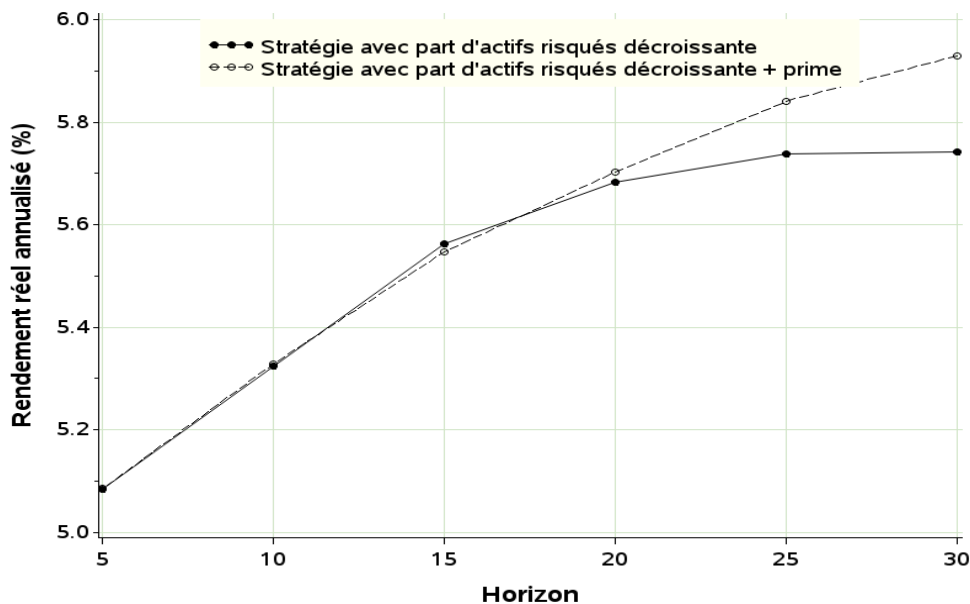
R et R' sont respectivement le rendement cumulé final dans les profils constant et décroissant. En posant $W_0 = 1$ la richesse initiale, l'utilité de la richesse finale s'écrit $u(R)$ et $u(R')$ dans les deux stratégies respectives. Pour un niveau d'aversion au risque donné, nous calculons l'utilité terminale pour chaque stratégie et horizon d'investissement. Nous définissons la prime de risque P comme le surcroît de rendement, appliqué à la stratégie avec profil décroissant, réclamé par l'investisseur pour être indifférent entre les politiques de constance et de décroissance de la part risquée :

$$\frac{1}{S} \sum_{s=1}^S u(R_s) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S u(R'_s + P) \quad (1.4)$$

avec $\{R_{s;s=1,\dots,S}\}$ et $\{R'_{s;s=1,\dots,S}\}$ les rendements cumulés calculés sur les S périodes d'observation pour la stratégie à profil constant et décroissant respectivement. Une prime positive signifie que le profil constant est plus performant, une prime négative l'inverse. Afin de rendre comparable les horizons, nous annualisons ensuite les rendements cumulés et les primes de risque. Le graphique 1.6 présente les résultats pour un degré d'aversion au risque égal à 2.

7. La dérivée troisième de u est positive. L'épargnant est donc prudent et exprime une désutilité pour les distributions dont le coefficient de dissymétrie est négatif.

GRAPHIQUE 1.6: Rendement espéré et prime de risque de la stratégie avec profil décroissant, 1871–2012



Notes : le rendement réel cumulé annualisé est de 5,68 % pour un horizon d'investissement de 20 ans. La prime de risque annualisé du profil constant est de 0,0198 %. Le degré d'aversion au risque est égal à 2. Une prime positive signifie que le profil constant est plus performant.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

La prime de risque demandée par l'investisseur pour passer d'une stratégie avec profil constant à une stratégie avec profil décroissant est visuellement positive à partir d'un horizon de 20 ans. La stratégie à profil constant est donc préférable à celle de désinvestissement graduel en actifs risqués.

La prime est croissante à partir de l'horizon 20 ans. Elle représente en moyenne un peu moins de deux points de base à cet horizon. Le tableau 1.4 montre que le rendement réel annualisé moyen augmente avec l'horizon et que la prime de risque augmente avec le coefficient d'aversion au risque pour un horizon d'investissement donné. La prime est positive pour tout degré d'aversion supérieur à deux.

TABLEAU 1.4: Évolution de la prime de risque et du rendement réel annualisé avec l'horizon et le coefficient d'aversion au risque

		Horizon d'investissement (années)					
Coefficient d'aversion		5	10	15	20	25	30
Prime annualisée (%)	$\gamma = 1$	-0,001	0,0012	-0,027	-0,021	0,014	2,333
	$\gamma = 1,5$	-0,0002	0,0024	-0,025	-0,006	0,054	0,131
	$\gamma = 2$	0,0006	0,0056	-0,0152	0,0198	0,1038	0,187
	$\gamma = 2,5$	0,0018	0,011	0,0007	0,0528	0,159	0,235
	$\gamma = 3$	0,0032	0,017	0,022	0,089	0,216	0,275
	$\gamma = 4$	0,0064	0,033	0,073	0,166	0,329	0,275
Rendement annualisé (%)		5,09	5,32	5,56	5,68	5,73	5,74

Notes : pour un horizon d'investissement de 5 ans, la prime de risque correspondant à un niveau d'aversion égal à 2 est de 0,0006 %. Une prime positive signifie que le profil constant est plus performant. Le rendement réel annualisé moyen du profil décroissant est de 5,09%.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

En somme, cette section présente les résultats suivants : (i) la stratégie avec profil constant produit un rendement espéré équivalent à celui de la stratégie avec profil décroissant. (ii) Il en est de même en termes de moment d'ordre 2. (iii) La première stratégie est plus performante en termes de dissymétrie de la distribution des rendements. (iv) Elle est donc préférée par un investisseur doté d'une fonction d'utilité isoélastique, d'un degré d'aversion au risque réaliste et d'un horizon de placement suffisamment long. Nous testons dans la suite, la robustesse de ces résultats dans plusieurs directions.

1.5 Robustesse

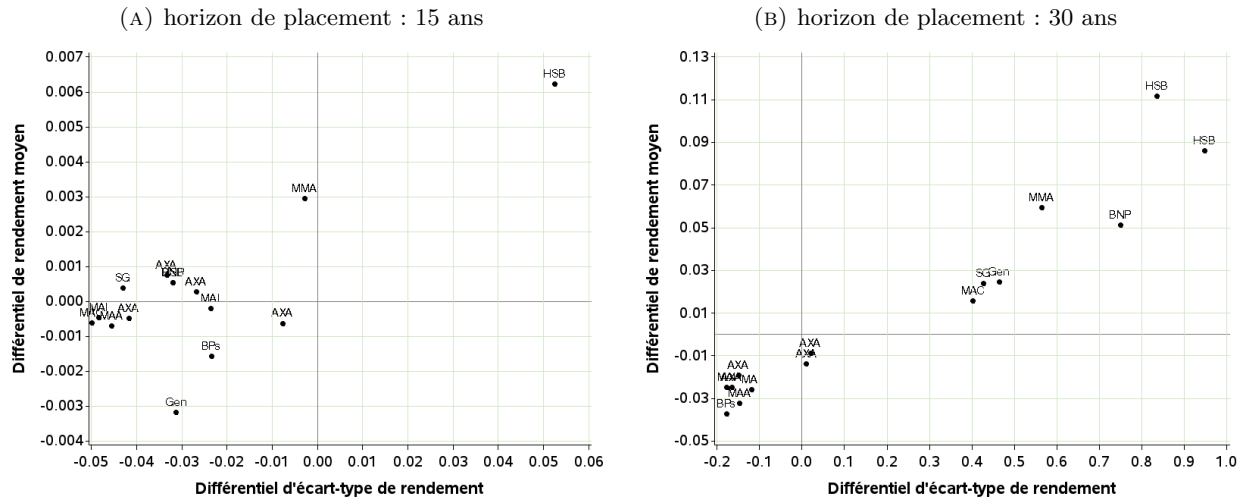
Cette section se propose d'évaluer la robustesse des résultats présentés dans la section précédente. Nous commençons par tester la pertinence des résultats sur d'autres contrats de désinvestissement. Ensuite, nous évaluons l'influence de la période d'observation sur nos résultats. La troisième sous-section s'intéresse à la robustesse des résultats obtenus sur un marché alternatif. La quatrième sous-section identifie jusqu'à quel point le profil décroissant réduit le risque. Enfin la dernière sous-section propose une synthèse.

1.5.1 Variation des profils de désinvestissement

Le résultat précédent vaut pour une stratégie de sécurisation moyenne. Étant donnée la forte dispersion des profils de désinvestissement observée d'un contrat à l'autre comme l'illustre le tableau 1.14, il se peut que certaines stratégies de sécurisation soient moins performantes que d'autres. C'est pourquoi nous analysons les différentiels de rentabilité et de risque par contrat pour divers horizons d'investissement. Le graphique 1.7 présente les résultats. Nous reportons sur l'axe vertical l'écart de rendement moyen entre les profils décroissant et constant pour chaque contrat. Un écart positif (un contrat représenté au dessus de la droite d'équation $y=0$) signifie que le rendement moyen de la stratégie avec profil décroissant est supérieur à celui du profil constant. Sur l'axe horizontal est reporté l'écart de risque moyen entre les profils décroissant et constant. Un écart positif (un contrat représenté à droite de la droite d'équation $x=0$) signifie que le risque du profil décroissant est supérieur à celui du profil constant.

L'analyse des différentiels de rentabilité et de risque par contrat indique de fortes similitudes de performances des stratégies d'investissement. Elle suggère une forte concentration des contrats autour d'un centroïde. Nous voyons que les résultats trouvés sur le profil moyen s'appliquent à la quasi-totalité des contrats de notre échantillon. Les contrats forment un nuage de points concentré autour de la droite définie par les cadrans Sud-Ouest et Nord-Est. Sur l'horizon de placement de 15 ans, la quasi-totalité des différentiels de risque est négatif. Le risque élevé du profil constant est bien mis en évidence conformément au résultat du graphique 1.4. Le contrat HSBC Elysées Retraite se comporte en *outliers*. Sa particularité est qu'il apparait comme le contrat de désinvestissement le plus risqué comme l'illustre le graphique 1.1. À 30 ans, on observe des différentiels de risque situés de part et d'autre de la droite d'équation $x=0$. Les contrats situés à droite, beaucoup plus éloignés de la droite de référence comparativement aux différentiels de gauche, montrent que le différentiel de risque est positif en moyenne. Le profil constant est donc moins risqué à 30 ans, ce qui est cohérent avec le graphique 1.4. Les différentiels de rendements par contrat n'étant pas significatifs comme l'illustre le tableau 1.16 de l'annexe 1.D, nous retrouvons le résultat initial du tableau 1.2.

GRAPHIQUE 1.7: Différentiel de rendement et de risque par contrat



Notes : nous reportons sur l'axe vertical l'écart de rendement moyen entre les profils décroissants et constants pour chaque contrat. Un écart positif signifie que le rendement moyen de la stratégie avec profil décroissant est supérieur à celui du profil constant. Sur l'axe horizontal est reporté l'écart de risque moyen entre les profils décroissant et constant. Un écart positif signifie que le risque du profil décroissant est supérieur à celui du profil constant. Sur le graphique, nous notons chaque contrat par ces trois premières lettres (AXA= AXA Arpège). Il s'agit des contrats AXA Arpège, Axa Clèr, Axa Far, Axa PERP, BNP PERP, Banque postale Solésio, Générali épargne, HSB Ellysées PERP, HSB Ellysées Retraite individuelle, MAAF Winalto, MAIF PERP Profil 1, MAIF Responsable et Solidaire, MMA multistratégies actifs, Société Générale Epicéa.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1871 et 2012.

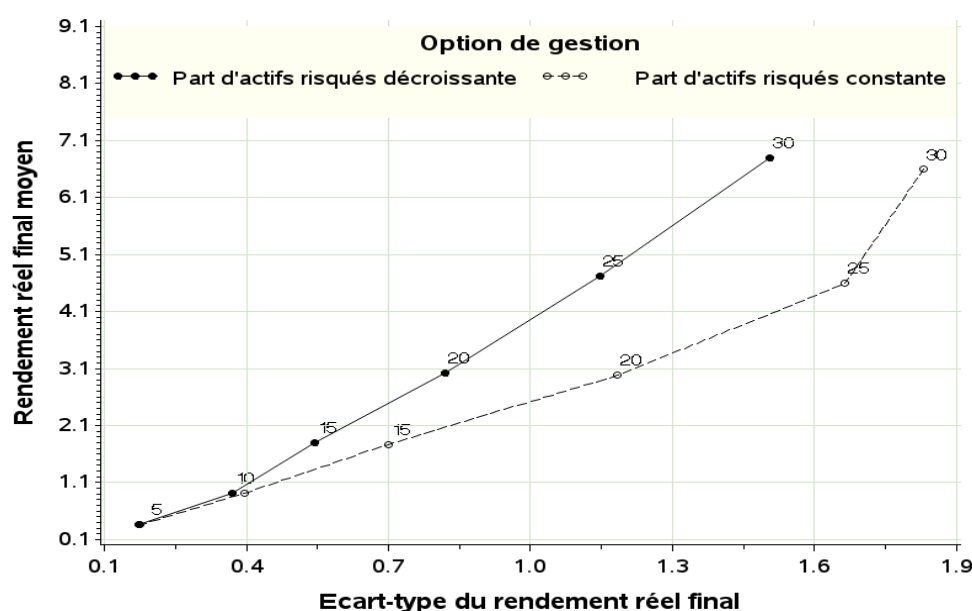
Source : R. Shiller.

1.5.2 Période d'observation alternative

Nous pouvons nous demander si l'équivalence des deux profils en termes des moments d'ordre 1 et 2, l'infériorité du profil décroissant en termes de moment d'ordre 3 sont robustes à la période sur laquelle nous testons les deux stratégies. Le graphique 1.8 présentent les performances des deux profils en se restreignant à la période plus récente 1945-2012 à la place de 1872-2012. La stratégie d'investissement à profil décroissant enregistre une rentabilité moyenne légèrement supérieure comparativement à la stratégie à profil constant. Elle réduit le risque lié à l'investissement. Ces résultats⁸ sont qualitativement similaires à ce qu'on observe sur le graphique 1.4 même si les écarts de risque sont plus prononcés dans le cas présent.

8. La prise en compte de périodes différentes (1920-2006, 1925-2006, 1930-2012 et autres) ou la suppression de la récente période baissière (2007-2012) ne change pas qualitativement les résultats par rapport à 1945-2012.

GRAPHIQUE 1.8: Comparaison des deux stratégies d'allocation, 1945–2012



Notes : ce graphique compare les performances de deux stratégies de placement dans l'espace moyenne variance pour des horizons de placement qui s'échelonnent de 5, 10, 15, 20, 25 à 30 ans. Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1945 et 2012. Source : R. Shiller.

Tout comme dans la sous-section 1.4.1, nous nous interrogeons sur la significativité de la supériorité de la stratégie de sécurisation de l'épargne. Le tableau 1.5 présente les résultats sur la significativité du différentiel de rendements entre les deux stratégies.

TABLEAU 1.5: Significativité du différentiel de rendement entre les deux stratégies, 1945–2012

Horizon (en année)	Moyenne	Ecart-type	N	Tstat
5	-0,0019	0,0206	63	-0,77
10	-0,0066	0,08	58	-0,63
15	-0,0259	0,2353	53	-0,8
20	-0,0476	0,6333	48	-0,52
25	-0,1282	1,3320	43	-0,63
30	-0,2104	2,2964	38	-0,56

Lecture : pour un horizon d'investissement de 5 ans, la différence de rendement entre la stratégie d'investissement à profil constant et celle de sécurisation progressive est de -0,19 % environ. Cette différence n'est statistiquement pas significative à 10 %.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1945 et 2012.

Source : R. Shiller.

Ce tableau montre que le différentiel de rendements n'est pas significatif aux seuils statistiques usuels. Les rendements des deux profils sont similaires.

De la même façon, nous testons l'égalité des variances des rendements des deux stratégies. L'analyse du tableau 1.6 conclut au rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des variances des deux stratégies pour tout horizon d'investissement supérieur à 10 ans.

TABLEAU 1.6: Test d'égalité des variances des deux stratégies, 1945–2012

Horizon (en année)	Nombre d'observation	Statistique de Fisher
5	63	1,03
10	58	1,16
15	53	1,65 *
20	48	2,09 **
25	43	2,11 **
30	37	1,48 *

Notes : ce tableau présente les résultats du test de Fisher évaluant l'égalité des variances des rendements des deux stratégies. Pour un horizon d'investissement de 5 ans, la statistique de Fisher calculée sous l'hypothèse nulle d'égalité des variances vaut 1,03. On ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'égalité de la variance au seuil de 5 % à cet horizon.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

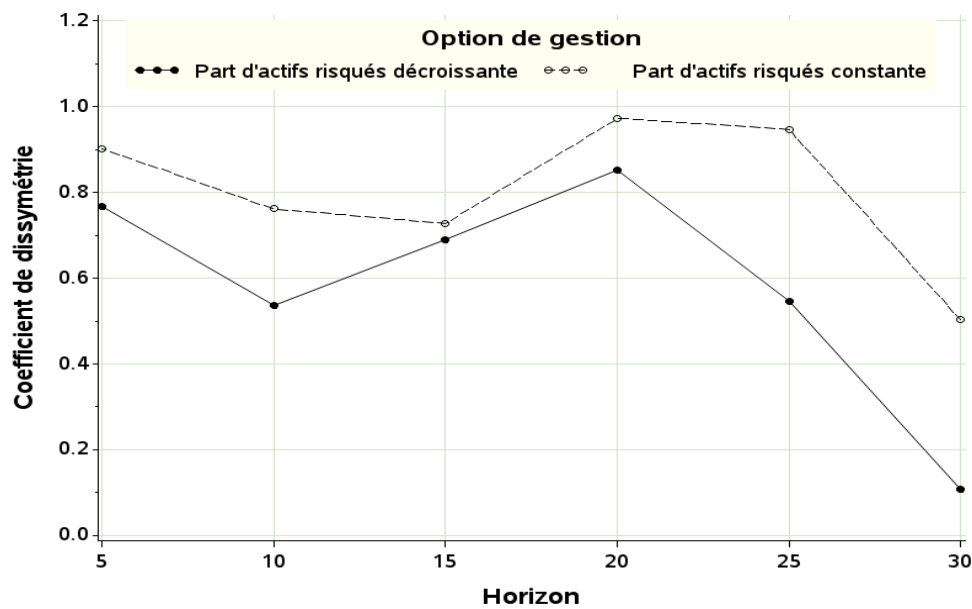
Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1945 et 2012.

Source : R. Shiller.

L'investissement à profil constant apparaît comme la stratégie inférieure en terme d'exposition au risque, du moins pour tout horizon d'investissement supérieur à 10 ans. Nous captions le risque complémentaire en cas d'asymétrie de la distribution des rendements en nous intéressant au moment d'ordre 3. Le graphique 1.9 présente dès lors la dissymétrie des rendements en fonction de l'horizon.

L'analyse des coefficients de dissymétrie à horizon (graphique 1.9) présente des résultats similaires à ceux du graphique 1.5. La positivité des coefficients de dissymétrie et la supériorité de la stratégie d'investissement à profil constant en termes de moment d'ordre 3 sont bien confirmées, même si les écarts semblent moins marqués dans le cas présent.

GRAPHIQUE 1.9: Comparaison des coefficients de dissymétrie, 1945–2012



Notes : le coefficient de dissymétrie associé au rendement à terme pour un profil constant sur un horizon de 5 ans est de 0,9.

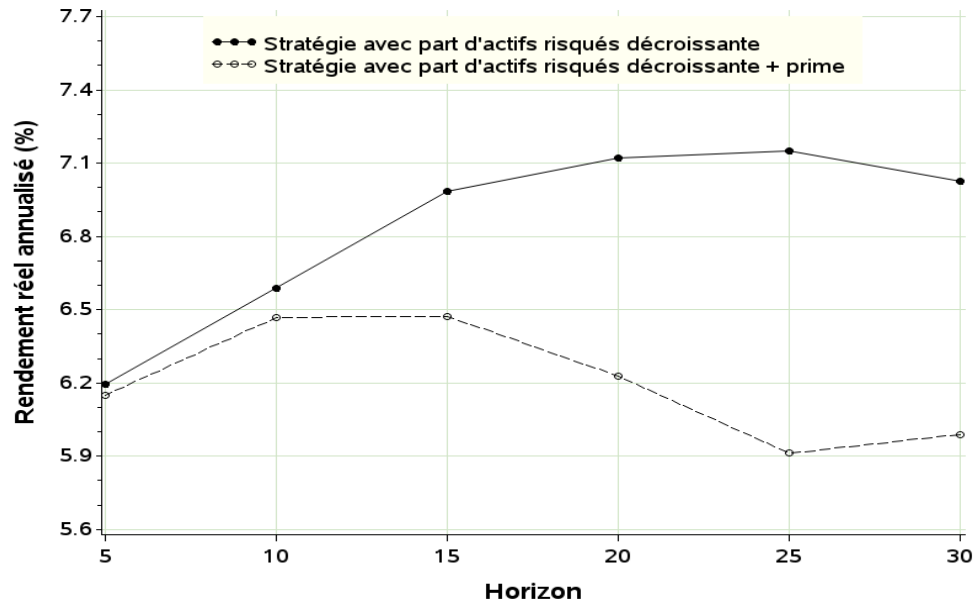
Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

Dès lors que le différentiel de rendements entre les deux stratégies n'est pas significativement non nul, nous nous intéressons à la pertinence des différences de performances entre les deux stratégies du point de vue d'investisseur doté d'une fonction d'utilité de type CRRA comme dans la sous-section 1.4.3. La prime ainsi calculée est obtenue à partir de l'équation (1.4). Le graphique suivant présente le rendement espéré annualisé cumulé suivant le profil décroissant ainsi que la prime de risque.

L'analyse du graphique 1.10 montre une évolution non linéaire du rendement espéré annualisé de la stratégie à profil décroissant. La prime de risque est à présent négative à tous les horizons. L'écart croît globalement avec l'horizon. Ceci s'explique par le fait que la réduction du risque opérée par la stratégie à profil décroissant l'emporte dorénavant sur la rentabilité de la stratégie à profil constant. Cette valeur négative souligne la supériorité globale de l'utilité procurée par la stratégie d'investissement à profil décroissant.

GRAPHIQUE 1.10: Rendement espéré et prime de risque de la stratégie avec profil décroissant, 1945–2012



Notes : le rendement cumulé à 5 ans annualisé est de 6,19 % pour un horizon d'investissement de 5 ans. La prime de risque du profil constant est de -0,043 %. Le degré d'aversion est égal à 2. Une prime positive signifie que le profil constant est plus performant.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1945 et 2012.

Source : R. Shiller.

Par ailleurs, la prime de risque dans l'équation (1.4) étant négative, elle diminue avec le coefficient d'aversion d'une part. Le rendement réel annualisé augmente généralement avec l'horizon, conformément aux résultats du tableau 1.4 de la section 1.4 (tableau 1.7) d'autre part.

TABLEAU 1.7: Évolution de la prime de risque et du rendement réel annualisé avec l'horizon et le coefficient d'aversion au risque, 1945-2012

		Horizon d'investissement (années)					
Coefficient d'aversion		5	10	15	20	25	30
Prime annualisée (%)	$\gamma = 1$	-0,042	-0,101	-0,359	-0,600	-0,919	-0,890
	$\gamma = 1,5$	-0,043	-0,113	-0,440	-0,756	-1,090	-0,969
	$\gamma = 2$	-0,043	-0,121	-0,512	-0,894	-1,240	-1,038
	$\gamma = 2,5$	-0,043	-0,125	-0,575	-1,018	-1,370	-1,096
	$\gamma = 3$	-0,042	-0,126	-0,629	-1,127	-1,483	-1,146
	$\gamma = 4$	-0,040	-0,118	-0,714	-1,307	-1,663	-1,220
Rendement annualisé (%)		6,19	6,59	6,98	7,12	7,15	7,03

Notes : pour un horizon d'investissement de 5 ans, la prime de risque correspondant à un niveau d'aversion égal à 1 est de -0,042 %. Une prime négative signifie que le profil constant est moins performant. Le rendement réel annualisé moyen du profil décroissant est de 6,19 %.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1945 et 2012.

Source : R. Shiller.

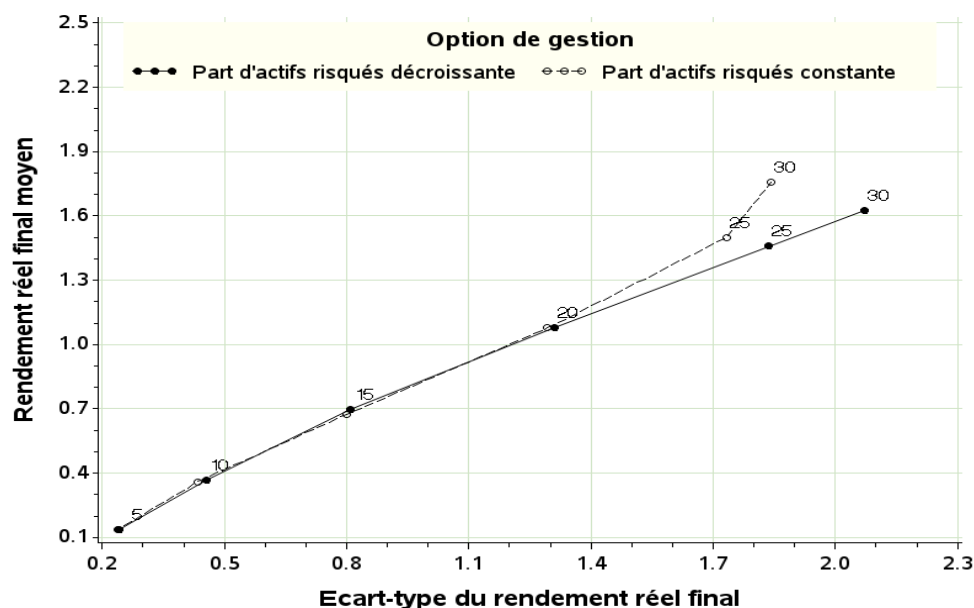
En somme, on montre dans cette sous-section que sur une période d'observation plus récente, (i) les rendements espérés des deux stratégies sont similaires. (ii) La stratégie d'investissement à profil constant est une stratégie inférieure en termes de variance, du moins pour tout horizon d'investissement supérieur à 10 ans. (iii) La stratégie de constance des parts d'actifs risqués reste néanmoins la stratégie performante en termes de dissymétrie des rendements. Hormis les résultats sur la variance et la prime de risque, tous ces points sont conformes avec les résultats de la section 1.4. Nos résultats ne sont donc pas robustes à la période d'observation. Néanmoins, le sont-ils si nous considérons un marché boursier alternatif? Nous répondons à cette question dans la sous-section suivante.

1.5.3 Marché boursier alternatif

Nous reproduisons les calculs précédents en considérant le marché boursier français. Nous utilisons l'indice CAC 40 représentant l'actif risqué et les bons du Trésor à 10 ans, considérés sans risque. Nous combinons les données de HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et celles de l'*International Financial Statistics (IFS)* pour obtenir une base qui s'étend sur la période 1947-2013. Nous en déduisons les rendements réels à partir des données historiques du taux d'inflation de l'INSEE. Nous décrivons la méthode d'obtention des rendements réels dans l'annexe 1.F.

Le graphique 1.11 présente les performances rendement-risque des deux profils.

GRAPHIQUE 1.11: Comparaison des deux stratégies d'allocation sur le marché français



Notes : pour une stratégie d'investissement donnée, de la gauche vers la droite, nous avons en moyenne les rendements du portefeuille de plans d'épargne qui s'échelonnent respectivement sur un horizon de 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35 et 40 ans. Un épargnant à profil constant qui investit en actifs risqués sur un horizon de 5 ans a un rendement à horizon évalué à 12 % avec un risque de 22 %.

Champ : données de rentabilité nominales des indices recueillies sur le marché français de 1947–2013.

Source : HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

Comparativement au graphique 1.4, on note des résultats qualitativement différents, avec des écarts de rendement moyen entre les deux stratégies plus accentués pour les horizons 25 et 30 ans. La stratégie à profil constant réduit le risque associé à l'investissement pour tout horizon d'investissement supérieur à 5 ans mais génère ici un rendement moyen plus élevé pour tout horizon d'investissement supérieur à 20 ans.

La significativité statistique de la surperformance de la stratégie d'allocation à profil constant en termes de rentabilité à échéance, conforme aux résultats théoriques, est testée suivant la démarche décrite dans la sous-section 1.4.1. Les résultats de ce test concluent au non rejet de l'hypothèse de nullité du différentiel des rendements des stratégies au seuil statistique usuel (tableau 1.8). Les rendements des deux stratégies sont similaires à tous les horizons.

TABLEAU 1.8: Significativité du différentiel de rendement entre les deux stratégies sur le marché français

Horizon (en année)	Moyenne	Ecart-type	N	Tstat
5	0,0032	0,0391	61	0,65
10	-0,0028	0,1040	56	-0,20
15	-0,0134	0,2169	51	-0,45
20	0,0189	0,3786	46	0,34
25	0,0559	0,5821	41	0,62
30	0,1670	0,6690	36	1,52

Notes : pour un horizon d'investissement de 5 ans, la différence de rendement entre la stratégie d'investissement à profil constant et celle de sécurisation progressive est de 0,32 % environ. Cette différence n'est statistiquement pas significative à 10 %.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

Champ : données de rentabilité nominales des indices recueillies sur le marché français de 1947–2013.

Source : HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

De la même façon, nous testons l'égalité des variances des rendements des deux stratégies. L'analyse du tableau 1.9 conclut au non rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des variances des deux stratégies.

La stratégie à profil constant est donc similaire à celle de désinvestissement graduelle en termes de moment d'ordre 2 conformément au résultat de la section 1.4.

TABLEAU 1.9: Test d'égalité des variances des deux stratégies, données françaises

Horizon (en année)	Nombre d'observation	Statistique de Fisher
5	62	1,03
10	57	1,09
15	52	1,03
20	47	1,09
25	42	1,03
30	37	1,26

Notes : ce tableau présente les résultats du test de Fisher évaluant l'égalité des variances des rendements des deux stratégies. Pour un horizon d'investissement de 5 ans, la statistique de Fisher calculée sous l'hypothèse nulle d'égalité des variances vaut 1,03. On ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'égalité de la variance au seuil de 5 % à cet horizon.

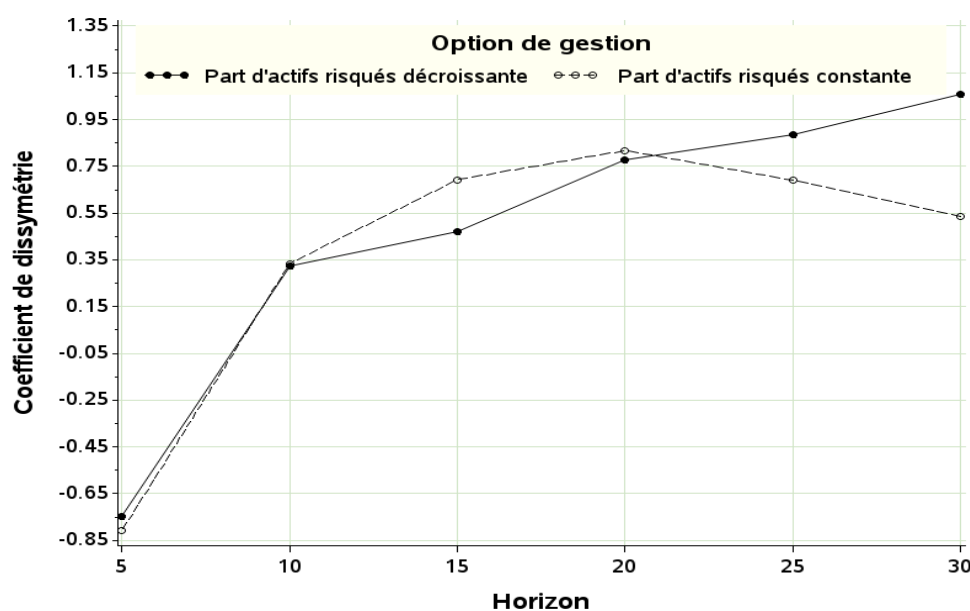
* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

Champ : données de rentabilité nominales des indices recueillies sur le marché français de 1947–2013.

Source : HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

Par ailleurs, la supériorité de la stratégie à profil constant en terme d'analyse des coefficients de dissymétrie à horizon dépendrait du marché boursier considéré. En effet, une analyse réalisée sur des données boursières françaises sur la période 1947–2013, comme l'illustre le graphique 1.12 aboutit à des résultats qualitativement différents de ceux du graphique 1.5. Dans le cas présent, le coefficient de dissymétrie des deux stratégies est négatif à l'horizon d'investissement de 5 ans, avec toutefois une supériorité de la stratégie à profil décroissant. Pour tout horizon supérieur à 5 ans, ce coefficient est positif, avec une supériorité de la stratégie à profil constant pour les horizons 10, 15 et 20 ans, et une supériorité de la stratégie à profil décroissant pour tout horizon de plus de 20 ans.

GRAPHIQUE 1.12: Skewness des rendements en fonction de l'horizon sur le marché français



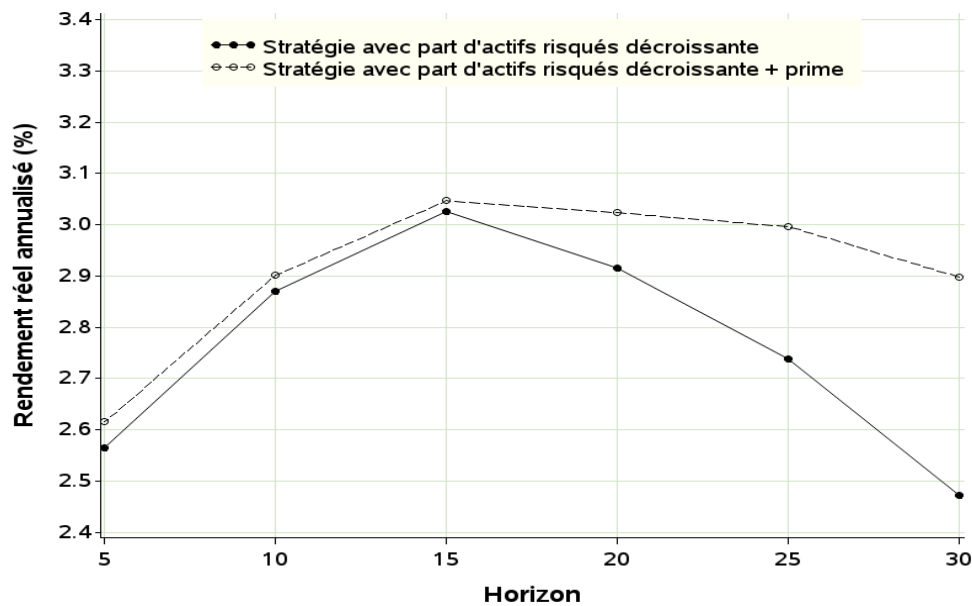
Notes : le skewness associé au rendement à maturité d'un épargnant à profil constant qui investit en actifs risqués sur un horizon de 5 ans est évalué à -0,80.

Champ : données annuelles du prix du CAC-40 et des obligations du trésor français de 1947–2013.

Source : HAUTCEUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

Dès lors que le différentiel de rendements cumulés à échéance n'est pas statistiquement non nul, nous explorons sa pertinence en termes économiques en nous concentrant sur l'analyse de la prime de risque précédemment présentée dans l'équation (1.4). Le graphique 1.13 présente les résultats. On note une prime de risque positive. La stratégie à profil constant domine donc globalement la stratégie à profil décroissant, ce qui rejoint les résultats du graphique 1.6.

GRAPHIQUE 1.13: Rendement espéré et prime de risque de la stratégie avec profil décroissant sur le marché français



Notes : le rendement cumulé à 5 ans annualisé est de 2,57 % pour un horizon d'investissement de 5 ans. La prime de risque du profil constant est de 0,05 %. Le degré d'aversion est égal à 2. Une prime positive signifie que le profil constant est plus performant.

Champ : données annuelles du prix du CAC-40 et des obligations du trésor français de 1947–2013.

Source : HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

Par ailleurs, on retrouve aisément les résultats du tableau 1.4 de la section 1.4 qui stipule que le rendement réel annualisé moyen augmente généralement avec l'horizon et que la prime de risque augmente avec le coefficient d'aversion au risque (tableau 1.10). Cela confirme les conclusions sur le cas américain à partir de 1871, mais à partir de profils de rendement et risque différent. Le profil constant est meilleur mais pour des raisons différentes.

TABLEAU 1.10: Évolution de la prime de risque et du rendement réel annualisé avec l'horizon et le coefficient d'aversion au risque, marché français

		Horizon d'investissement (années)					
Coefficient d'aversion		5	10	15	20	25	30
Prime annualisée (%)	$\gamma = 1$	0,03	-0,02	-0,08	0,06	0,28	0,56
	$\gamma = 1,5$	0,04	0,01	-0,03	0,09	0,27	0,50
	$\gamma = 2$	0,05	0,03	0,02	0,11	0,26	0,42
	$\gamma = 2,5$	0,06	0,05	0,07	0,12	0,24	0,34
	$\gamma = 3$	0,08	0,08	0,10	0,12	0,23	0,27
	$\gamma = 4$	0,13	0,12	0,16	0,12	0,20	0,14
Rendement annualisé (%)		2,57	2,87	3,03	2,92	2,74	2,47

Notes : pour un horizon d'investissement de 5 ans, la prime de risque correspondant à un niveau d'aversion égal à 1 est de 0,03 %. Une prime positive signifie que le profil constant est plus performant. Le rendement réel annualisé moyen du profil décroissant est de 2,57%. Champ : données annuelles du prix du CAC-40 et des obligations du trésor français de 1947–2013.

Source : HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

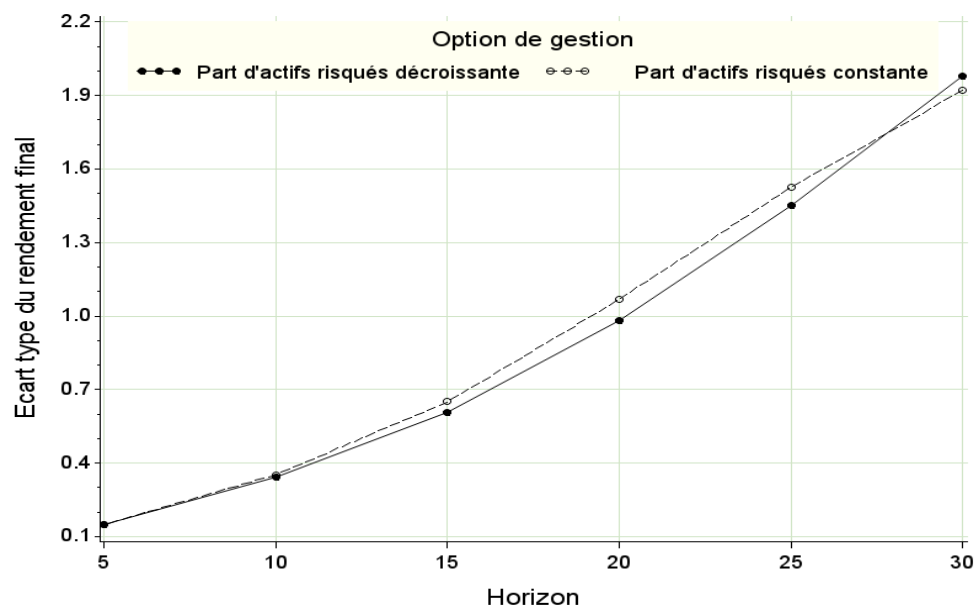
Nous avons pu établir que le résultat d'équivalence des deux stratégies d'investissement en termes de moment d'ordre 2 n'est pas robuste dans le temps. Le profil décroissant peut dominer en termes de moment d'ordre 2. Dès lors, nous évaluons à présent jusqu'à quel point il réduit le risque.

1.5.4 Jusqu'où un profil décroissant réduit-il le risque ?

Dans le scénario de base (marché américain entre 1871 et 2012), les tests statistiques ont montré que les profils constant et décroissant ont des rentabilités non strictement identiques. Nous comparons dans cette sous-section le risque d'un profil d'investissement décroissant et celui d'un profil constant dont la part risquée est calculée de manière à égaliser les rendements espérés des deux stratégies. Cette procédure nous permet de nous concentrer sur le risque de ces deux stratégies d'investissement.

Comme dans la section précédente nous testons les deux profils sur les données boursières du marché américain entre 1871 et 2012. Le graphique 1.14 indique les écarts-types du rendement final pour les deux stratégies. La politique avec profil constant a un écart-type supérieur à celle avec profil décroissant. L'écart est le plus élevé pour les stratégies à 15 ans, 20 et 25 ans.

GRAPHIQUE 1.14: Écart-type du rendement final après égalisation des espérances de rendement



Notes : ce graphique compare les performances des deux stratégies de placement en termes d'écart-type du rendement final pour des horizons de placement qui s'échelonnent à 5, 10, 15, 20, 25 et 30 ans. Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012. Source : R. Shiller.

À rendements espérés égaux, la stratégie à profil constant apparaît comme la plus risquée. Ce résultat est en adéquation avec les résultats empiriques de la section 1.4 notamment celui indiqué par le graphique 1.4. De la même façon, nous testons l'égalité des variances des rendements des deux stratégies. L'analyse du tableau 1.11 conclut au non rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des variances des deux stratégies à tous les horizons d'investissement.

TABLEAU 1.11: Test d'égalité des variances des deux stratégies après égalisation des espérances de rendement, 1872–2012

Horizon (en année)	Nombre d'observation	Statistique de Fisher
5	136	1,0
10	131	1,05
15	126	1,15
20	121	1,19
25	116	1,10
30	111	1,06

Notes : ce tableau présente les résultats du test de Fisher évaluant l'égalité des variances des rendements des deux stratégies. Pour un horizon d'investissement de 5 ans, la statistique de Fisher calculée sous l'hypothèse nulle d'égalité des variances vaut 1,0. On ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'égalité de la variance au seuil de 5 % à cet horizon.

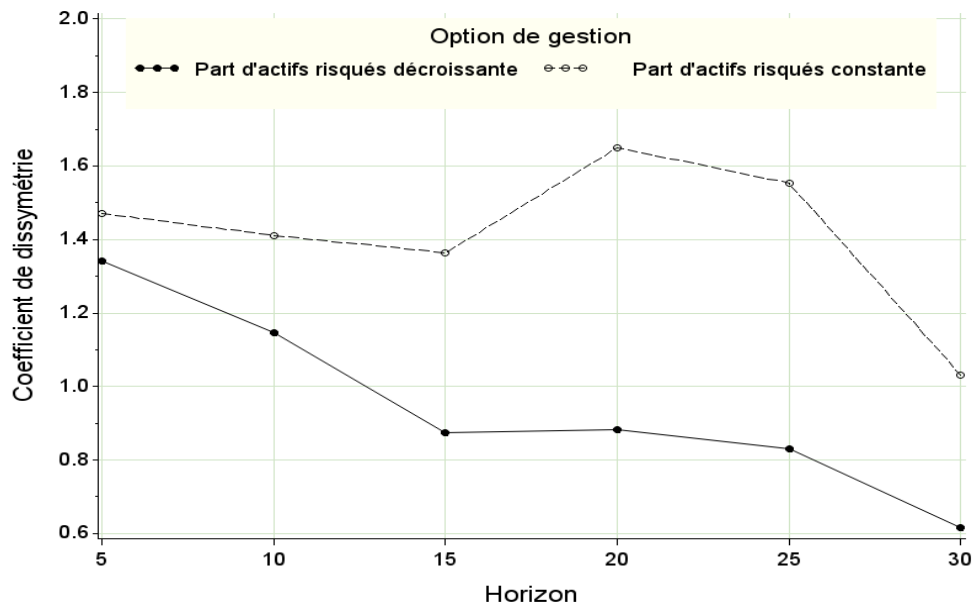
* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1945 et 2012.

Source : R. Shiller.

Toutefois, la stratégie à profil constant reste préférable en terme d'analyse du coefficient de dissymétrie comme le suggère l'analyse du graphique 1.15 qui est similaire au graphique 1.5.

GRAPHIQUE 1.15: Coefficients de dissymétrie des deux stratégies après égalisation des espérances de rendement



Notes : ce graphique compare les performances de deux stratégies de placement en termes de dissymétrie du rendement final pour des horizons de placement qui s'échelonnent de 5, 10, 15, 20, 25 à 30 ans.

Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012.

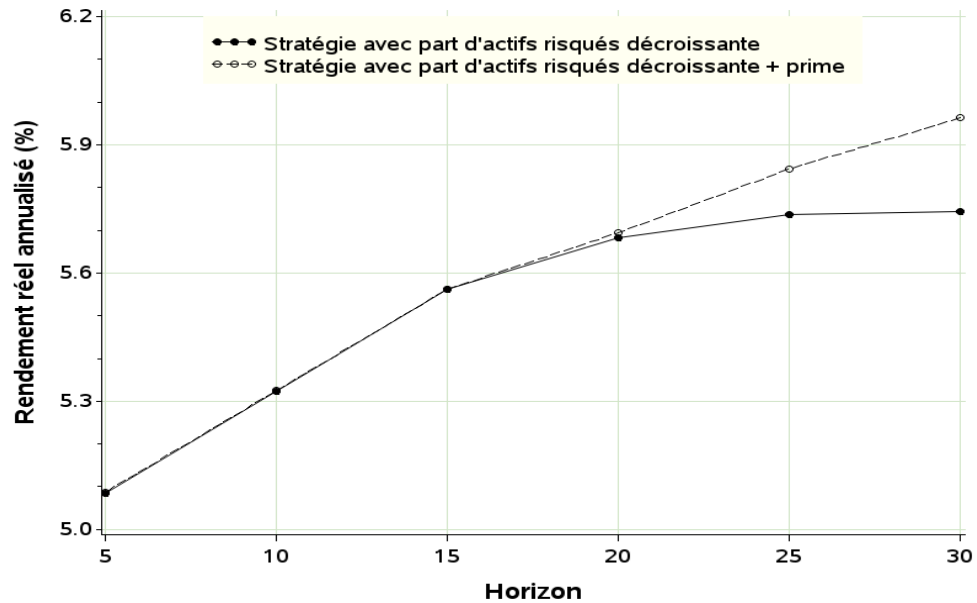
Source : R. Shiller.

Par ailleurs, il paraît intéressant d'évaluer la stratégie qui maximise au mieux l'utilité de l'investisseur lorsque le niveau de rendements espérés des deux stratégies est identique. Le graphique 1.16 présente le rendement annualisé de la stratégie d'investissement à profil décroissant associé à plusieurs échéances, ainsi que le compte rendement-prime de risque illustrant la prime nécessaire à un épargnant investissant à profil constant pour être indifférent entre les politiques de constance et de décroissance de la part risquée.

Comme on peut le remarquer, à niveau de rendements espérés identiques, la prime de risque (equation (1.4)) qu'un épargnant réclamerait pour investir son épargne dans un compte avec désinvestissement graduel plutôt qu'avec part risquée constante est positive. Ce résultat est conforme avec celui du graphique 1.6.

En somme, à rendements espérés égaux, les résultats obtenus dans le scénario de base restent inchangés.

GRAPHIQUE 1.16: Rendement annualisé du profil décroissant et prime de risque de la stratégie avec profil constant



Lecture : le rendement cumulé à 5 ans annualisé est de 5,09 % pour un horizon d'investissement de 5 ans. La prime de risque du profil constant est de 0,003 % . Le degré d'aversion est égal à 2. Une prime positive signifie que le profil constant est plus performant.

Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

Par ailleurs, on retrouve les résultats du tableau 1.4 stipulant que le rendement réel annualisé moyen augmente avec l'horizon et que la prime de risque augmente avec le coefficient d'aversion au risque pour un horizon d'investissement donné (tableau 1.12).

TABLEAU 1.12: Évolution de la prime de risque et du rendement réel annualisé avec l'horizon et le coefficient d'aversion au risque

		Horizon d'investissement (années)					
		5	10	15	20	25	30
Prime annualisée (%)	$\gamma = 1$	0,0015	-0,0039	-0,0256	-0,0276	0,0216	0,1101
	$\gamma = 1,5$	0,0022	-0,0026	-0,0238	-0,0139	0,0591	0,1676
	$\gamma = 2$	0,0030	0,0009	0,0000	0,0112	0,1066	0,2201
	$\gamma = 2,5$	0,0041	0,0061	0,0015	0,0435	0,1593	0,2649
	$\gamma = 3$	0,0054	0,0127	0,0220	0,0796	0,2140	0,3005
	$\gamma = 4$	0,0085	0,0296	0,0730	0,1546	0,3220	0,3441
Rendement annualisé (%)		5,09	5,32	5,56	5,68	5,73	5,74

Notes : pour un horizon d'investissement de 5 ans, la prime de risque correspondant à un niveau d'aversion égal à 1 est de 0,02%. Une prime positive signifie que le profil constant est plus performant. Le rendement réel annualisé moyen du profil décroissant est de 5,09%.

Champ : rendements réels annuels des actions et bons du Trésor américains à trois mois entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

1.5.5 Synthèse des résultats

Cette sous-section présente une synthèse des résultats théoriques et empiriques obtenus dans cette étude. La première colonne du tableau 1.13 indique le type d'analyse effectuée, la deuxième colonne renseigne sur le critère discriminant les stratégies et enfin la troisième colonne présente la stratégie dominante.

TABLEAU 1.13: Synthèse

Analyse	Critère	Stratégie dominante
Modèle théorique	• Rendement espéré	• Profil constant
	• Variance de rendement	• Profil constant
	Conclusion	Profil constant
Modèle empirique de base (données américaines, 1872-2012)	• Rendement espéré	• Aucune
	• Variance de rendement	• Aucune
	• Dissymétrie du rendement	• Profil constant
	Critère de la prime de risque	Profil constant

Robustesse

Modèle empirique Données américaines (1945-2012)	• Rendement espéré	• Aucune
	• Variance de rendement	• Profil décroissant
	• Dissymétrie du rendement	• Profil constant
	Critère de la prime de risque	Profil décroissant
Modèle empirique données françaises (1947-2013)	• Rendement espéré	• Aucune
	• Variance de rendement	• Aucune
	• Dissymétrie du rendement	• Ambigu
	Critère de la prime de risque	Profil constant
Modèle empirique : égalité des espérances de rendement (données américaines, 1872-2012)	• Rendement espéré	• Aucune
	• Variance de rendement	• Aucune
	• Dissymétrie du rendement	• Profil constant
	Critère de la prime de risque	Profil constant

Source : auteurs

1.6 Conclusion

Dans ce chapitre, nous testons la validité théorique et empirique du mécanisme de gestion du risque financier reposant sur la sécurisation progressive de l'épargne. Ce mécanisme est une sorte d'heuristique, généralement suggérée aux épargnants ayant un horizon d'investissement relativement long, qui réduit automatiquement la part de la richesse investie en actifs risqués en fonction de la distance à la retraite ou de l'âge de l'épargnant.

Il s'agit d'évaluer dans quelle mesure la stratégie de sécurisation progressive de l'épargne permet de réduire l'exposition au risque financier à l'approche de la retraite. Pour cela, nous avons défini une mesure de risque appropriée qu'est l'écart-type. Nous complétons dans la partie empirique cette mesure de risque par le moment d'ordre 3 de la distribution afin de corriger les insuffisances de cette mesure en cas de dissymétrie de la distribution des rendements.

Nous comparons cette politique de sécurisation progressive de l'épargne avec une politique alternative de référence dont la part investie en actifs risqués reste constante durant toute la durée de l'investissement. Dans la politique alternative, dite de constance, la part d'actifs risqués est égale à la moyenne arithmétique de la part investie en actifs risqués de la politique de sécurisation.

Nous montrons que les performances des stratégies d'investissement en actifs risqués présentent une forte sensibilité à l'hypothèse d'indépendance des rendements et à la période d'analyse considérée. Le modèle théorique reposant sur l'hypothèse de rendements indépendants et identiquement distribués conclut à la dominance de la stratégie d'investissement à profil constant dans le cadre moyenne-variance.

Mais cette hypothèse est rarement satisfaite sur des horizons d'investissement de plus d'un an. Nous confirmons cela sur les données empiriques et montrons que la stratégie d'investissement à profil constant est équivalente à celle de sécurisation progressive de l'épargne, en termes de rendement total espéré à l'échéance et de risque. En revanche, la stratégie de constance des parts d'actifs risqués est préférable à la stratégie de sécurisation progressive en termes de coefficient de dissymétrie et de prime de risque. Il n'y a pas de profil supérieur à l'autre qui soit robuste à travers les périodes d'investissement et les marchés boursiers. L'affirmation usuelle selon laquelle une stratégie de désinvestissement

graduel des marchés financiers réduit le risque au passage à la retraite n'est pas validée par les données.

Dès lors que nous avons pu tester la validité théorique et empirique du mécanisme de sécurisation de portefeuille généralement suggéré aux épargnants, nous ne savons pas si ces derniers ont tendance à y fonder leur stratégie d'investissement, ou s'ils préfèrent réajuster leurs parts d'actifs risqués en fonction des fluctuations boursières. C'est pour cela que le chapitre 2 se concentre sur la relation qui prévaut entre les choix de portefeuille, le cycle boursier et l'inertie de portefeuille.

1.A Annexe A : Démonstration des propositions de la section 2

Lemme 1. Sous l'hypothèse d'indépendance et de lognormalité des rendements des actifs risqués, le rendement du portefeuille en $t + 1$ s'écrit :

$$r_{p,t+1} = \alpha_t r_{t+1} + r_{t+1}^f + \frac{1}{2} \alpha_t (1 - \alpha_t) \sigma^2 \quad (1.5)$$

Démonstration du Lemme 1.

$$\begin{aligned} R_{p,t+1} &= \alpha_t R_{t+1} + (1 - \alpha_t) R_{t+1}^f \\ 1 + R_{p,t+1} &= 1 + \alpha_t R_{t+1} + (1 - \alpha_t) R_{t+1}^f \\ 1 + R_{p,t+1} &= 1 + R_{t+1}^f + \alpha_t R_{t+1} - \alpha_t R_{t+1}^f \\ 1 + R_{p,t+1} &= (1 + R_{t+1}^f) + \alpha_t (R_{t+1} - R_{t+1}^f) \\ 1 + R_{p,t+1} &= (1 + R_{t+1}^f) + \alpha_t ((1 + R_{t+1}) - (R_{t+1}^f + 1)) \\ \frac{1 + R_{p,t+1}}{1 + R_{t+1}^f} &= 1 + \alpha_t \left(\frac{1 + R_{t+1}}{1 + R_{t+1}^f} - 1 \right) \end{aligned} \quad (1.6)$$

Une approximation log de (9) donne :

$$r_{p,t+1} - r_{t+1}^f = \log[1 + \alpha_t (\exp(r_{t+1} - r_{t+1}^f) - 1)] \quad (1.7)$$

Nous transformons cette expression en utilisant le lemme d'Îto. Le rendement logarithmique du portefeuille noté $r_{p,t+1}$ est une approximation en temps discret de son équivalent en continu. Nous supposons qu'il existe deux actifs risqués; nous utilisons l'un des deux actifs comme référence. Sans perte de généralité, nous supposons que l'actif de référence est un instrument risqué à court terme dont le prix sera noté B_t . Nous commençons par préciser les processus de rendement de l'instrument à court terme B_t et de l'actif risqué P_t en temps continu :

$$\frac{dB_t}{B_t} = \mu_{b,t} dt + \sigma_b dW_t \quad (1.8a)$$

$$\frac{dP_t}{P_t} = \mu_t dt + \sigma dW_t \quad (1.8b)$$

avec $\mu_{b,t}$ et μ_t les taux de dérive, σ_b et σ les volatilités des prix et W_t un mouvement Brownien de dimension m . $\mu_{b,t}$, μ_t sont des scalaires et σ_b , σ sont de dimension $1 * m$

Nous permettons aux dérivées de dépendre d'autres variables d'état, mais pour simplifier la notation, nous levons cette dépendance et utilisons simplement l'indice temporelle. En outre, il est à remarquer que le même W_t apparaît dans les deux équations.

Puisque nous travaillons avec des rendements en log, nous appliquons le lemme d'Îto à chaque actif :

$$\begin{aligned} d\log B_t &= \left(\frac{dB_t}{B_t} \right) - \frac{1}{2} (\sigma_b \sigma_b') dt, \\ d\log P_t &= \left(\frac{dP_t}{P_t} \right) - \frac{1}{2} (\sigma \sigma') dt, \end{aligned}$$

Soit V_t , la valeur du portefeuille à la date t . Nous utiliserons $d\log V_t$ pour approximer $r_{p,t+1}$.

$$d\log V_t = \left(\frac{dV_t}{V_t} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{dV_t}{V_t} \right)^2$$

Nous essayerons à présent de calculer ces deux termes :

$$\begin{aligned} \frac{dV_t}{V_t} &= \alpha_t \left(\frac{dP_t}{P_t} \right) + (1 - \alpha_t) \left(\frac{dB_t}{B_t} \right) \\ &= \alpha_t \left(d\log P_t + \frac{1}{2} (\sigma \sigma') dt \right) + (1 - \alpha_t) \left(d\log B_t + \frac{1}{2} (\sigma_b \sigma_b') dt \right) \\ &= \alpha_t (d\log P_t - d\log B_t) + d\log B_t + \frac{1}{2} \alpha_t (\sigma \sigma' - \sigma_b \sigma_b') dt + \frac{1}{2} \sigma_b \sigma_b' \end{aligned}$$

Aussi,

$$\left(\frac{dV_t}{V_t} \right)^2 = \alpha_t^2 (d\log P_t - d\log B_t)^2 + (d\log B_t)^2 + 2\alpha_t^2 (d\log P_t - d\log B_t)(d\log B_t) + o(dt),$$

où les termes $o(dt)$ disparaissent parce qu'ils impliquent soit $(dt)^2$ ou $(dt)(dW_t)$.

À présent, en calculant la différence entre les équations (1.8a), (1.8b), et en ignorant les termes en dt , on a :

$$d\log P_t - d\log B_t = (\sigma - \sigma_b) dW_t \tag{1.9}$$

Par suite on a :

$$\begin{aligned}(d\log P_t - d\log B_t)^2 &= (\sigma - \sigma_b)(\sigma - \sigma_b)' \\ (d\log P_t - d\log B_t)(d\log B_t) &= (\sigma - \sigma_b)\sigma_b'\end{aligned}$$

En collectant ces résultats, et en utilisant notre notation de l'excédent de rendement ($x_{t+1} = d\log P_t - d\log B_t$), de l'actif défini sans risque (r_{t+1}^f) et en posant le paramètre $dt = 1$, on a :

$$r_{p,t+1} = d\log V_t \tag{1.10}$$

$$= \alpha_t x_{t+1} + r_{t+1}^f + \frac{1}{2} \alpha_t (\sigma \sigma' - \sigma_b \sigma_b') - \frac{1}{2} [\alpha_t^2 (\sigma - \sigma_b)(\sigma - \sigma_b)' + 2\alpha_t (\sigma - \sigma_b)\sigma_b'] \tag{1.11}$$

$$= \alpha_t x_{t+1} + r_{t+1}^f - \frac{1}{2} \alpha_t^2 (\sigma - \sigma_b)(\sigma - \sigma_b)' + \frac{1}{2} \alpha_t (\sigma \sigma' + \sigma_b \sigma_b' - 2\sigma \sigma_b) \tag{1.12}$$

On sait également que :

$$(\sigma - \sigma_b)(\sigma - \sigma_b)' = \sigma \sigma' + \sigma_b \sigma_b' - 2\sigma \sigma_b = \sigma_t^2$$

Avec ces termes, le rendement du portefeuille devient :

$$r_{p,t+1} = \alpha_t x_{t+1} + r_{t+1}^f + \frac{1}{2} \alpha_t (1 - \alpha_t) \sigma_t^2 \tag{1.13}$$

□

Lemme 2. Le rendement cumulé espéré de la politique à parts constantes est :

$$E(R) = \gamma.k.E_r + k(1 - \gamma)r_{t+1}^f + \frac{k}{2}\gamma(1 - \gamma)\sigma^2$$

Démonstration du Lemme 2.

$$E(R) = \sum_{t=1}^k E \left(\gamma r_{t+1} + (1 - \gamma)r_{t+1}^f + \frac{1}{2}\gamma(1 - \gamma)\sigma^2 \right)$$

$$E(R) = \gamma.k.E_r + k(1 - \gamma)r_{t+1}^f + \frac{k}{2}\gamma(1 - \gamma)\sigma^2$$

$$E(R) = \frac{\alpha_1 + \dots + \alpha_k}{k} k E_r + k \left(1 - \frac{\alpha_1 + \dots + \alpha_k}{k} \right) r_{t+1}^f + \frac{k}{2} \frac{\alpha_1 + \dots + \alpha_k}{k} \left(1 - \frac{\alpha_1 + \dots + \alpha_k}{k} \right) \sigma^2$$

$$E(R) = (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) E_r + (k - (\alpha_1 + \dots + \alpha_k)) r_{t+1}^f + \frac{1}{2k} (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) (k - (\alpha_1 + \dots + \alpha_k)) \sigma^2$$

$$E(R) = (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) E_r + \underbrace{(1 + \dots + 1)}_k - (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) r_{t+1}^f + \frac{1}{2k} (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) \times$$

$$\underbrace{(1 + \dots + 1)}_k - (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) \sigma^2$$

$$E(R) = (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) E_r + ((1 - \alpha_1) + \dots + (1 - \alpha_k)) r_{t+1}^f + \frac{1}{2k} (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) ((1 - \alpha_1) + \dots + (1 - \alpha_k)) \sigma^2$$

$$E(R) = \sum_{t=1}^k (\alpha_t) E_r + \sum_{t=1}^k (1 - \alpha_t) r_{t+1}^f + \frac{\sigma^2}{2k} \sum_{t=1}^k (\alpha_t) \sum_{t=1}^k (1 - \alpha_t)$$

Le résultat du Lemme 2 en découle. □

Lemme 3. Pour tout $\alpha_1 > \alpha_2 > \dots > \alpha_k > 0$, on a :

$$\left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 - k \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \right) < 0$$

Démonstration du Lemme 3. Montrons par récurrence que si $\alpha_1 > \alpha_2 > \dots > \alpha_k > 0$, alors :

$$\left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 - k \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \right) < 0$$

Pour $k=2$, on a :

$$(\alpha_1 + \alpha_2)^2 - 2(\alpha_1^2 + \alpha_2^2) = -(\alpha_1 - \alpha_2)^2 < 0$$

Supposons le résultat acquis au rang (horizon d'investissement) $k \geq 2$. On se donne une suite croissante $(\alpha_k)_{1 \leq t \leq k+1}$ de réels positifs. On a :

$$\begin{aligned} \left(\sum_{t=1}^{k+1} \alpha_t \right)^2 - (k+1) \left(\sum_{t=1}^{k+1} \alpha_t^2 \right) &= \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 - k \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \right) + \alpha_{k+1} \left(2 \sum_{t=1}^k \alpha_t + \alpha_{k+1} \right) - \\ &\quad \sum_{t=1}^k \alpha_t^2 - (k+1) \alpha_{k+1}^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \left(\sum_{t=1}^{k+1} \alpha_t \right)^2 - (k+1) \left(\sum_{t=1}^{k+1} \alpha_t^2 \right) &= \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 - k \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \right) + \alpha_{k+1} \left(2 \sum_{t=1}^k \alpha_t \right) - \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \right) - k \alpha_{k+1}^2 \\ &= \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 - k \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \right) - \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 - 2 \alpha_{k+1} \sum_{t=1}^k \alpha_t + k \alpha_{k+1}^2 \right) \\ &= \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 - k \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \right) - \left(\sum_{t=1}^k (\alpha_t - \alpha_{k+1})^2 \right) \end{aligned}$$

Et l'inégalité

$$\left(\sum_{t=1}^{k+1} \alpha_t \right)^2 - (k+1) \left(\sum_{t=1}^{k+1} \alpha_t^2 \right) < 0$$

sera réalisée si

$$\left(\sum_{t=1}^k (\alpha_t - \alpha_{k+1})^2 \right) > 0$$

qui est bien vérifiée. □

Démonstration de la Proposition 1. Sous l'hypothèse d'indépendance et de lognormalité des rendements, le rendement du portefeuille en $t + 1$ s'écrit (voir le lemme 1 et sa démonstration ci-dessous) :

$$r_{p,t+1} = \alpha_t r_{t+1} + r_{t+1}^f + \frac{1}{2} \alpha_t (1 - \alpha_t) \sigma^2 \quad (1.14)$$

Le rendement total de l'épargne au bout des k périodes pour le profil constant est :

$$R = \sum_{t=1}^k \left(\gamma r_{t+1} + (1 - \gamma) r_{t+1}^f + \frac{1}{2} \gamma (1 - \gamma) \sigma^2 \right) \quad (1.15)$$

L'espérance du rendement total de l'investissement à échéance est alors (voir le lemme 2 et sa démonstration ci-dessous) :

$$E(R) = \gamma \cdot k \cdot E_r + k(1 - \gamma) r_{t+1}^f + \frac{k}{2} \gamma (1 - \gamma) \sigma^2$$

Pour le profil décroissant, le rendement total espéré s'écrit :

$$R' = \sum_{t=1}^k \left(\alpha_t r_{t+1} + (1 - \alpha_t) r_{t+1}^f + \frac{1}{2} \alpha_t (1 - \alpha_t) \sigma^2 \right)$$

L'espérance du rendement total de l'investissement pour un profil décroissant à échéance est :

$$E(R') = \sum_{t=1}^k (\alpha_t) E_r + \sum_{t=1}^k (1 - \alpha_t) r_{t+1}^f + \frac{\sigma^2}{2} \sum_{t=1}^k \alpha_t (1 - \alpha_t) \quad (1.16)$$

$$E(R) - E(R') = \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{1}{k} \sum_{t=1}^k (\alpha_t) \sum_{t=1}^k (1 - \alpha_t) - \sum_{t=1}^k \alpha_t (1 - \alpha_t) \right) \quad (1.17)$$

Posons $E(R) - E(R') = B$

$$\begin{aligned} B &= \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{1}{k} \sum_{t=1}^k (\alpha_t) \sum_{t=1}^k (1 - \alpha_t) - \sum_{t=1}^k \alpha_t (1 - \alpha_t) \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{1}{k} (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) [(1 - \alpha_1) + \dots + (1 - \alpha_k)] - [\alpha_1 (1 - \alpha_1) + \dots + \alpha_k (1 - \alpha_k)] \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{1}{k} (\alpha_1 + \dots + \alpha_k) (k - \alpha_1 - \dots - \alpha_k) - [\alpha_1 - \alpha_1^2 + \dots + \alpha_k - \alpha_k^2] \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{1}{k} (k\alpha_1 - \alpha_1^2 - \alpha_1\alpha_2 \dots + k\alpha_k - \alpha_1\alpha_k \dots - \alpha_k^2) - [\alpha_1 - \alpha_1^2 + \dots + \alpha_k - \alpha_k^2] \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
B &= \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{1}{k} (k\alpha_1 + \dots + k\alpha_k - \alpha_1^2 - \dots - \alpha_k^2 - 2\alpha_1\alpha_2 - \dots - 2\alpha_{k-1}\alpha_k - k\alpha_1 \dots - k\alpha_k \right. \\
&\quad \left. + k\alpha_1^2 + \dots + k\alpha_k^2) \right) \\
B &= \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{k-1}{k} (\alpha_1^2 + \dots + \alpha_k^2) - \frac{2}{k} (\alpha_1\alpha_2 + \dots + \alpha_{k-1}\alpha_k) \right) \\
&= \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{k-1}{k} (\alpha_1^2 + \dots + \alpha_k^2) - \frac{1}{k} (2\alpha_1\alpha_2 + \dots + 2\alpha_{k-1}\alpha_k) \right) \\
&= \frac{\sigma^2}{2} \left(\frac{k-1}{k} (\alpha_1^2 + \dots + \alpha_k^2) - \frac{1}{k} ((\alpha_1 + \dots + \alpha_k)^2 - (\alpha_1^2 + \dots + \alpha_k^2)) \right) \\
&= \frac{\sigma^2}{2} \left((\alpha_1^2 + \dots + \alpha_k^2) - \frac{1}{k} (\alpha_1 + \dots + \alpha_k)^2 \right) \\
&= \frac{\sigma^2}{2} \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 - \frac{1}{k} \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 \right) > 0 \text{ (voir Lemme 3)}
\end{aligned}$$

Par suite, on a :

$$E(R) - E(R') = \frac{\sigma^2}{2} \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t^2 - \frac{1}{k} \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 \right) > 0, \quad \forall k > 1 \quad (1.18)$$

□

Démonstration de la Proposition 3. La variance du rendement total de la stratégie à part risquée constante est (voir le Lemme 1 ci-dessus pour l'expression de R) :

$$V(R) = \sum_{t=1}^k V \left(\gamma r_{t+1} + (1 - \gamma) r_{t+1}^f + \frac{1}{2} \gamma (1 - \gamma) \sigma^2 \right)$$

Cette variance peut se réécrire comme étant :

$$V(R) = k \gamma^2 V(r_{t+1}) \quad (1.19)$$

La variance du rendement total de la stratégie à parts risquées décroissantes est égale à (voir le Lemme xx ci-dessus l'expression de R) :

$$V(R') = \sum_{t=1}^k V \left(\alpha_t r_{t+1} + (1 - \alpha_t) r_{t+1}^f + \frac{1}{2} \alpha_t (1 - \alpha_t) \sigma^2 \right)$$

Cette variance peut se réécrire comme étant :

$$V(R') = \sum_{t=1}^k (\alpha_t^2 V(r_{t+1})) \quad (1.20)$$

D'après les equations 1.19 et 1.20, on a :

$$\begin{aligned} V(R) - V(R') &= k \gamma^2 V(r_{t+1}) - \sum_{t=1}^k \alpha_t^2 V(r_{t+1}) \\ &= \sigma^2 \left(\frac{1}{k} \left(\sum_{t=1}^k \alpha_t \right)^2 - \sum_{t=1}^k \alpha_t^2 \right) < 0 \quad \text{Voir Lemme 3.} \end{aligned}$$

□

1.B Annexe B : données de désinvestissement en actifs risqués

TABLEAU 1.14: Évolution des parts d'actifs risqués sur les grille de sécurisation des plus-values

Contrats d'assurance	Parts d'actifs risqués				
	40 ans	25 ans	15 ans	5 ans	0 an
Axa Arpège	0,7	0,7	0,5	0,3	0,2
Axa CLER	0,43	0,43	0,31	0,2	0,15
Axa Far	0,5	0,5	0,375	0,25	0,2
AXA PERP	0,55	0,55	0,25	0	0
BNP PERP	1	1	0,6	0,35	0,1
B P Solésio Vie Opaze	0,5	0,35	0,2	0	0
Generali épargne	0,8	0,7	0,35	0	0
HSBC Elys, Retrait, Ind,	1	1	1	0,5	0
MAAF Winalto Pro	0,4	0,4	0,3	0	0
MACSF RE Fd Avenir	0,75	0,69	0,48	0,13	0
MAIF PERP PROFIL 1	0,4	0,28	0,18	0,17	0,03
MAIF Resp et Solidaire	0,14	0,3	0,37	0,1	0
MMA multi Strate-actifs	0,9	0,9	0,9	0,86	0
SG EPICEA	0,8	0,8	0,6	0,20	0
Règle moyenne	0,63	0,61	0,47	0,20	0,05

Lecture : le contrat « Axa Arpège » propose à ses souscripteurs une grille de sécurisation progressive de l'épargne qui table la part d'actifs risqués dans le portefeuille, à 70 % à 40 ans de la retraite, contre 20 % à la retraite.

Champ : données de grille de désinvestissement progressive en actions.

Source : sites internet des gestionnaires de fonds suslistés

1.C Annexe C : Résultats du test d'indépendance temporelle des rendements financiers

Le test BDS est un test non paramétrique basé sur l'intégrale de corrélation. Il permet de tester l'hypothèse nulle de série indépendante et identiquement distribuée contre une alternative non spécifiée. Soit une série de rendement observée $\{x_1 \dots x_t \dots x_N\}$ et un espace de phase au moyen des m-uples : $X_t = (x_t \dots x_{t+m-1})$. L'intégrale de corrélation $C_m(r)$ mesure, pour tout t, s quelconque, la proportion de vecteurs (X_t, X_s) de l'espace d'immersion R^m qui sont distants de moins de r . Si x_i est une variable i.i.d. alors pour tout m et tout r : $C_m(r) = [C_1(r)]^m$.

m et r sont définis tels que : $\frac{N}{m} > 200$ et $r = D * \sigma$, avec σ l'écart type de la série. Sur échantillon fini comme c'est le cas ici, l'hypothèse de normalité asymptotique du test BDS n'est pas garantie. Nous utilisons donc des estimateurs « bootstrap » des probabilités critiques pour décider de la nature des séries. Le tableau 1.15 présente les résultats de ce test.

Le test BDS réalisé sur la série de rendement annuel conclut au non rejet de l'hypothèse nulle de rendements indépendants et identiquement distribués au seuil de 5 %. En revanche, réalisé sur les rendements d'horizon supérieurs à un an, il conclut au rejet de l'hypothèse nulle de rendements indépendants et identiquement distribués au seuil de 5 %.

TABLEAU 1.15: Test d'indépendance de BDS sur les rendements

Horizon	Dimension (m)	BDS	Pr > BDS
1 an	2	16,198	0,1597
	3	12,942	0,2394
	4	0,9488	0,3523
	5	1,376	0,2099
	6	1,42	0,1985
5 ans	2	12,667	0,0031
	3	12,4215	0,0063
	4	12,4154	0,0107
	5	12,6618	0,0072
	6	12,8431	0,0001
10 ans	2	18,1212	0,0018
	3	18,9334	0,004
	4	19,2194	0,0075
	5	19,6495	0,0039
	6	20,3104	0,0001

Lecture : pour un horizon d'investissement d'un an, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de rendements i.i.d. Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

1.D Annexe D : Significativité des différentiels de rendement par contrat

TABLEAU 1.16: Significativité du différentiel de rentabilité entre les deux stratégies par contrats

Contrats/Horizon	10	20	30
AXA Arpège	0,0003 (0,0546)	0,0055 (0,3473)	0,0088 (1,2340)
AXA CLER	-0,00003 (0,0142)	0,0077 (0,1364)	0,0247 (0,6362)
AXA Far	0,0002 (0,0334)	0,0053 (0,2098)	0,0193 (0,7369)
AXA PERP	0,0005 (0,0441)	0,0134 (0,3926)	0,0139 (1,555)
BNP PERP	0,0008 (0,1248)	-0,0068 (0,5119)	-0,0513 (2,3765)
Bq Postale Vie Opaze	0	0,0136 (0,3137)	0,0372 (1,1416)
Generali épargne	0	0,0184 (0,5009)	-0,0244 (2,2412)
HSBC Elysé PERP	0,0008 (0,1248)	-0,0068 (0,5119)	-0,0859 (1,6255)
HSBC Elysé Retraite Ind	0,00205 (0,3012)	-0,0508 (1,0188)	-0,111 (2,2060)
MAAF Winalto Pro	0,0005 (0,0462)	0,0129 (0,3973)	0,0322 (1,1372)
MACSF Retraite Fd Avenir	0,0009 (0,0807)	0,0140 (0,6227)	-0,015 (1,9769)
MAIF PERP Profil 1	0,0002 (0,0251)	0,006 (0,1574)	0,0249 (0,6049)
MAIF Responsable et Sol	0,0006 (0,0630)	0,0076 (0,3562)	0,0259 (0,7208)
MMA Strat, Actifs	0,00124 (0,1994)	-0,0264 (0,8254)	-0,0593 (1,8619)
SG EPICEA	0,0011 (0,1131)	0,0008 (0,5843)	-0,0238 (1,912)

Lecture : pour un horizon d'investissement de 10 ans, la différence de rendement entre la stratégie d'investissement à profil constant et celle de sécurisation progressive est de -0,03 % environ dans le contrat Axa Arpège et n'est pas statistiquement significative au seuil de 5 %.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

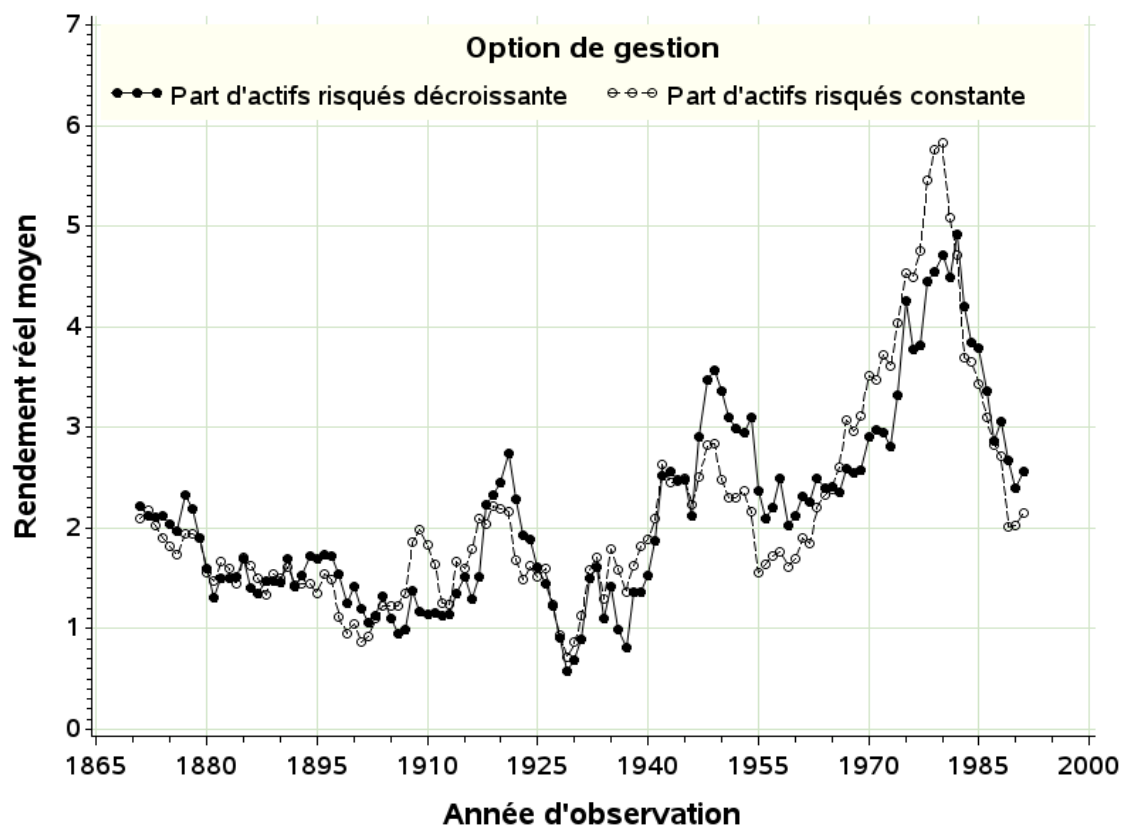
Champ : données de rendement de long terme des actions et des obligations recueillies sur le marché américain entre 1871 et 2012.

Source : données de marché boursier de Robert Shiller.

1.E Analyse exploratoire sur les rendements cumulés

1.E.1 Données sur les États-unis

GRAPHIQUE 1.17: Évolution des rendements cumulés sur 20 années d'investissement, marché américain (période 1871-2012)

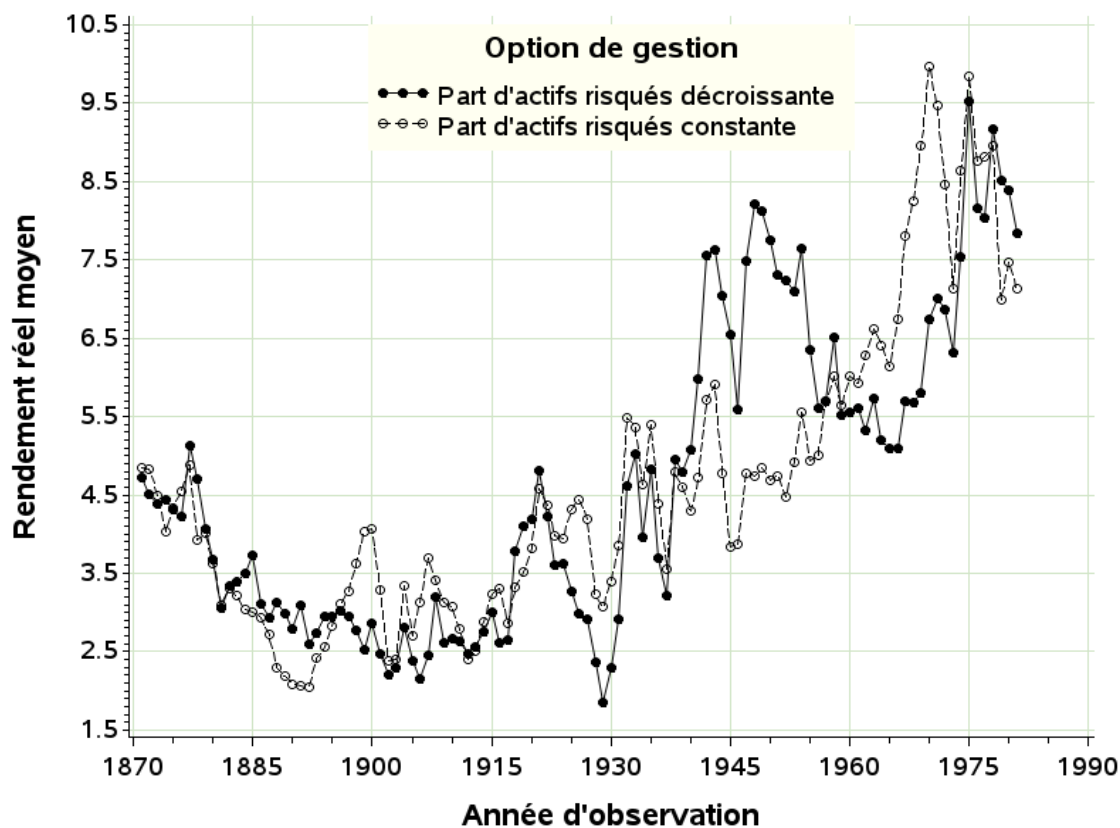


Notes : ce graphique présente les rendements de portefeuille cumulés sur un horizon de 20 ans suivant les stratégies à profils constant et décroissant. Chaque point (ou année d'observation) représente le rendement cumulé sur 20 années d'investissement à partir de l'année considérée pour la stratégie à profil constant et décroissant respectivement.

Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

GRAPHIQUE 1.18: Évolution des rendements cumulés sur 30 années d'investissement, marché américain (période 1871-2012)



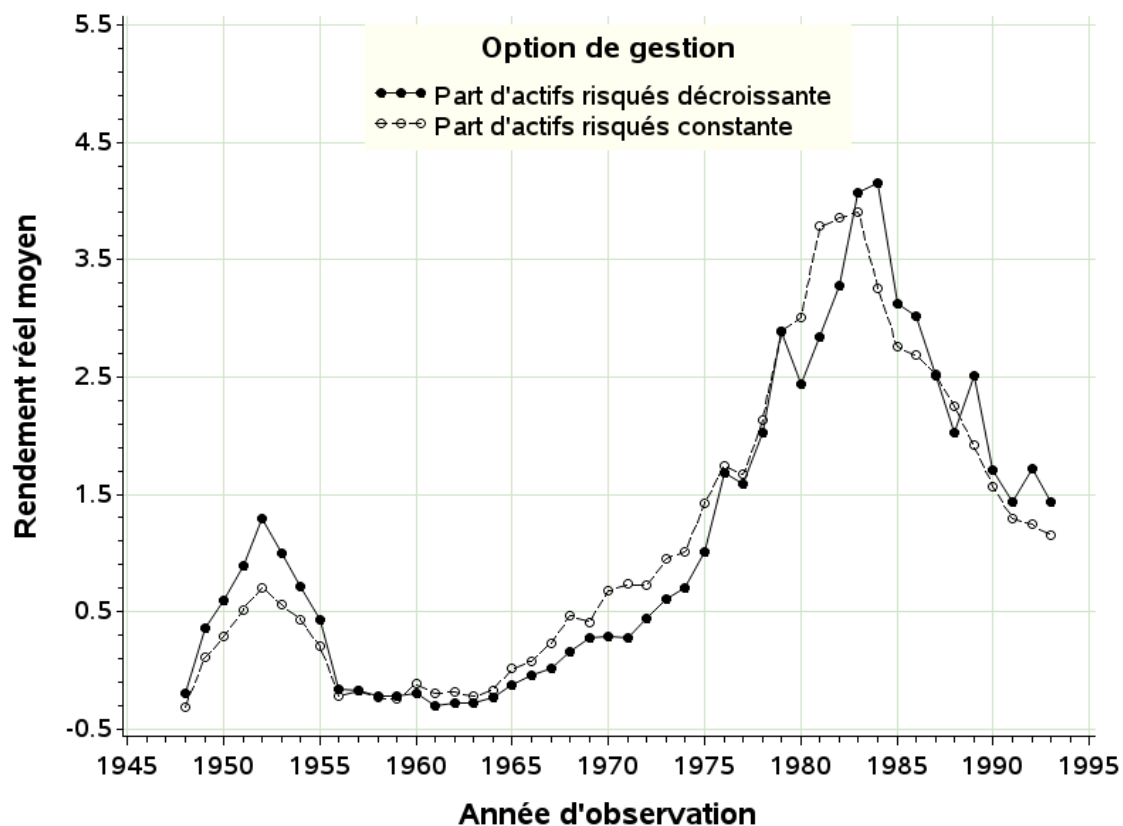
Notes : ce graphique présente les rendements de portefeuille cumulés sur un horizon de 30 ans suivant les stratégies à profils constant et décroissant. Chaque point (ou année d'observation) représente le rendement cumulé sur 30 années d'investissement à partir de l'année considérée pour la stratégie à profil constant et décroissant respectivement. On note une forte supériorité de la stratégie à profil décroissant entre 1944 et 1959.

Champ : rendements réels annuels des actions américaines entre 1871 et 2012.

Source : R. Shiller.

1.E.2 Données françaises

GRAPHIQUE 1.19: Évolution des rendements cumulés sur 20 années d'investissement, marché français (période 1947-2013)

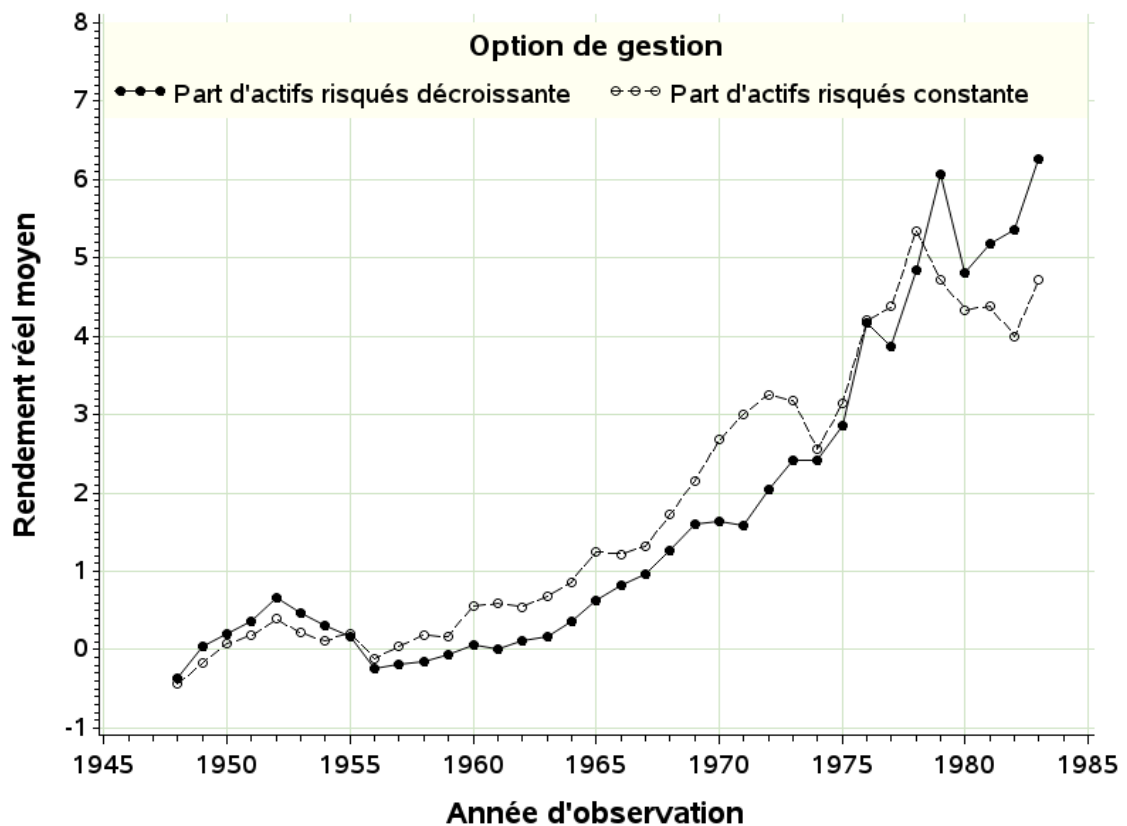


Notes : ce graphique présente les rendements de portefeuille cumulés sur un horizon de 20 ans suivant les stratégies à profils constant et décroissant. Chaque point (ou année d'observation) représente le rendement cumulé sur 20 années d'investissement à partir de l'année considérée pour la stratégie à profil constant et décroissant respectivement. On note une supériorité de la stratégie à profil constant entre 1964 et 1982.

Champ : données annuelles du prix du CAC-40 et des obligations du trésor français de 1947–2013.

Source : HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

GRAPHIQUE 1.20: Évolution des rendements cumulés sur 30 années d'investissement, marché français (période 1947-2013)



Notes : ce graphique présente les rendements de portefeuille cumulés sur un horizon de 30 ans suivant les stratégies à profils constant et décroissant. Chaque point (ou année d'observation) représente le rendement cumulé sur 30 années d'investissement à partir de l'année considérée pour la stratégie à profil constant et décroissant respectivement. On note une supériorité de la stratégie à profil constant entre 1956 et 1977.

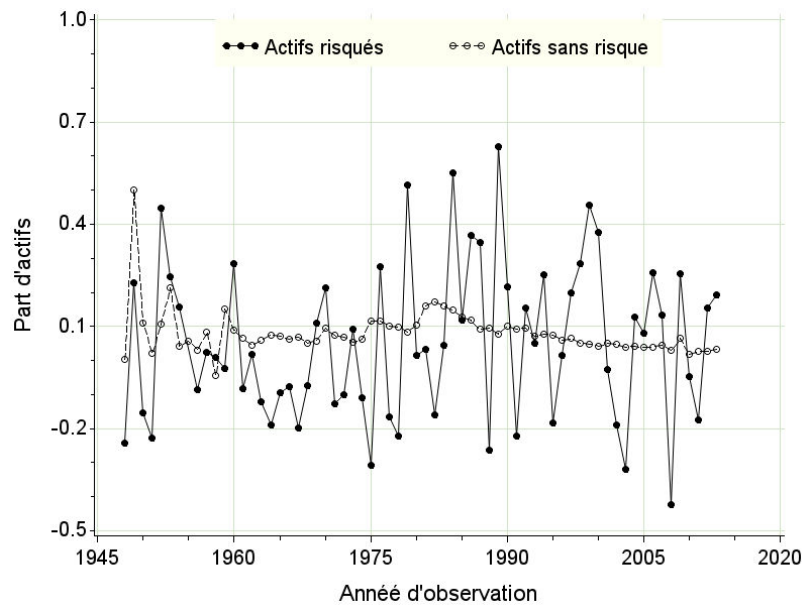
Champ : données annuelles du prix du CAC-40 et des obligations du trésor français de 1947-2013.

Source : HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

1.F Calcul des rendements sur le marché français

Nous utilisons l'indice CAC 40 représentant l'actif risqué et les bons du Trésor à 10 ans, considéré sans risque. Nous combinons les données de HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et celles de l'*International Financial Statistics (IFS)*, 2104, pour obtenir une base qui s'étend sur la période 1947-2013. Le graphique 1.21 présente l'évolution des rendements des actifs entre 1947 et 2014.

GRAPHIQUE 1.21: Evolution des rendements des actifs en France entre 1960 et 2014



Champ : données de rentabilité nominales des indices recueillies sur le marché français de 1947–2014.
Source : HAUTCŒUR et LE BRIS (2010) et IFS 2014.

À partir de ces données, nous déduisons les rendements réels à partir des données historiques du taux d'inflation de l'INSEE. Nous décrivons la méthode d'obtention des rendements réels ci dessous :

Disposant des données nominales de prix (P_t^n) et de l'indice de rendement total (total return index (TRI_t^n)) du CAC 40, nous calculons :

- le dividende nominal (D_t^n) du CAC 40 :

$$D_t^n = \frac{TRI_t^n}{TRI_{t-1}^n} * P_{t-1}^n - P_t^n$$

- le rendement nominal (r_t^n) du CAC 40 :

$$r_t^n = \frac{P_t^n - P_{t-1}^n + D_t^n}{P_{t-1}^n}$$

- le rendement réel (r_t) du CAC 40 :

$$r_t = \frac{r_t^n - \pi_t}{1 + \pi_t}$$

avec π_t le taux d'inflation en t .

- le rendement réel (r_t^f) des bons du trésor :

$$r_t^f = \frac{r_t^{f,n} - \pi_t}{1 + \pi_t}$$

Chapitre 2

Les fluctuations boursières et l'inertie de portefeuille

2.1 Introduction

Quels sont les déterminants des choix de portefeuille dans le temps ? Comment les ménages ajustent-ils leur exposition au risque en réponse aux fluctuations boursières ? Les portefeuilles des ménages sont-ils caractérisés par une forte inertie ou un volume de transactions élevé ? Ce chapitre utilise les données d'un grand assureur français, répertoriant les souscriptions de contrats Madelin entre 2002 et 2009, pour répondre à ces questions.

Savoir quand réallouer ou non son portefeuille est perçu comme un élément clé dans l'explication des choix financiers des ménages et le fonctionnement des marchés. Les travaux récents sur les choix de portefeuille des ménages (BERTAUT, 1998 ; HEATON et LUCAS, 2000 ; CAMPBELL et VICEIRA, 2002, par exemple) ont montré que les ménages devraient ajuster leurs parts d'actifs risqués dans le portefeuille en réponse aux changements survenus au cours de leur vie (par le niveau de richesse, le revenu ou l'âge) ou aux fluctuations boursières. En absence de réallocation, la part d'actifs constituant un portefeuille varie sur l'horizon d'investissement de façon mécanique, en réaction aux fluctuations du marché boursier. C'est une conséquence de l'inertie de portefeuille. Cette variation mécanique n'est pas forcément bénéfique pour les investisseurs : cela dépend des tendances boursières. En effet, lorsqu'on enregistre une forte tendance baissière sur le

marché boursier, l'absence de réajustement des parts d'actifs risqués peut avoir des conséquences lourdes sur la valeur du portefeuille. Dès lors, ce chapitre fournit des éléments empiriques sur la relation entre le marché boursier, l'inertie et les choix de portefeuille.

Nous nous concentrons sur deux aspects fondamentaux du choix de portefeuille. Le premier aspect concerne l'évolution de l'exposition au risque des actions. Le deuxième aspect repose sur les déterminants de l'inertie de portefeuille. Ces aspects concernent certains des thèmes les plus importants de la littérature théorique sur les choix de portefeuille. Cette littérature (parfois contradictoire) fournit des prédictions normatives et suggère comment les portefeuilles peuvent être réajustés en fonction de diverses caractéristiques et de l'aversion au risque.

La première question à laquelle nous répondons est de savoir comment les épargnants modifient la part investie en actifs risqués en fonction du cycle boursier. Nous étudions 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 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 ; KOIJEN et NIEUWERBURGH, 2007). CAMPBELL et VICEIRA (1999) démontrent qu'il est possible, pour des investisseurs averses 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 boursiers¹.

La seconde question que nous abordons est celle de la présence ou non de l'inertie de portefeuille. Nous cherchons en particulier à identifier les caractéristiques des épargnants et des contrats favorables à l'inertie de portefeuille dans les choix financiers. Bien que la littérature suggère un rééquilibrage des parts d'actifs risqués détenues dans le portefeuille, l'inertie de portefeuille peut avoir un impact positif sur l'investissement lorsqu'il est conjugué à d'autres imperfections. BILIAS et al. (2010) par exemple, montre qu'une mauvaise allocation de portefeuille peut être corrigée par l'inertie de portefeuille au fil du

1. L'achat de titres en période haute du cycle peut occasionner le risque d'achat à des prix surévalués. Leur vente en période de creux boursier engendre des risques de pertes.

temps. Nous essayons donc d'identifier les conditions dans lesquelles l'inertie des choix est observée. Nous analysons également l'incidence du cycle boursier sur l'inertie des choix.

Nous disposons pour notre étude des données d'une grande compagnie d'assurance enregistrant les souscriptions de contrats Madelin ouverts entre mars 2002 et avril 2009, soit environ 8000 contrats. La base de données inclut des informations sur les souscripteurs (sexe, situation familiale, nombre d'enfants, année de naissance, département d'habitation, catégorie professionnelle, profil patrimonial et indice de revenu) et les contrats (canal de distribution, mois et année d'ouverture du contrat, mois et année du versement, montants versés). Elle renseigne également sur la part du capital accumulé investie en euros, très faiblement risqués, et en unités de compte composées d'OPCVM exposés au risque des marchés financiers. La dimension panel des données nous permet de suivre l'évolution des parts d'unités de compte de chaque épargnant et d'en déduire la présence de l'inertie de portefeuille.

Nous montrons que la part du capital investie en unités de compte est sensible à la conjoncture boursière, mais essentiellement à la date de souscription du contrat. Une fois la part initiale sélectionnée, une forte inertie des choix de portefeuille est observée puisque les épargnants ne reviennent que très rarement sur la décision prise à l'ouverture. Nous constatons une forte procyclicité des choix d'investissement qui s'explique par une extrapolation de la performance boursière récente. Les nouveaux souscripteurs achètent des actifs risqués lorsque la Bourse connaît une tendance haussière et cessent d'en acheter quand elle est dans sa phase baissière. Cela les conduit à détenir une part d'actifs risqués minimum en 2004, au début d'une phase de hausse de quatre ans et une part maximum en 2008 au début de la chute boursière liée à la crise financière.

Nous montrons également que la propension à l'inertie de portefeuille est fortement influencée par le cycle de vie des épargnants, le temps et l'année d'ouverture du contrat. En cas de fortes variations boursières, l'inertie de portefeuille enregistre une tendance baissière avec toutefois un effet asymétrique lié au sens de variation du marché. Les épargnants sont plus sensibles aux pertes et ont tendance à plus réajuster leur portefeuille pour limiter les pertes qu'en période de hausse boursière.

Dans un contexte plus général, l'inertie de portefeuille peut être perçue comme un comportement optimal. De nombreuses contributions l'établissent comme une réaction rationnelle en présence de coûts onéreux liés à la réallocation de portefeuille. Ces coûts peuvent être liés aux frais de transaction, générés par le réajustement des parts, ou d'ordre psychologique. Des études montrent que le comportement d'un investisseur rationnel diffère selon qu'il y ait ou non des coûts de transaction. DA COSTA WERLANG et SIMONSEN (1991) montrent que l'inertie de portefeuille peut évidemment être causée par les coûts de transaction. GROSSMAN et STIGLITZ (1980b) montrent qu'un investisseur n'accepte d'effectuer une opération d'achat ou de vente de titres qu'à partir du moment où le bénéfice marginal associé à l'opération est supérieur aux coûts qu'elle engendre. Les résultats de BIELECKI et al. (2004) vont dans ce sens.

L'aversion à l'ambiguïté permet également d'expliquer l'optimalité de l'inertie de portefeuille. Les travaux pionniers de DA COSTA WERLANG et DOW (1992b) sur l'impact de l'ambiguïté et de l'aversion à l'ambiguïté ont montré l'existence d'un intervalle sur le prix d'actifs pour lequel la décision optimale des investisseurs averses à l'ambiguïté est de ne pas prendre position sur ces actifs. Un tel intervalle (de non-participation) n'existe pas pour les investisseurs indifférents à l'ambiguïté. Ce résultat rejoint celui de ILLEDITSCH (2011) qui étudie les effets du risque et de l'ambiguïté sur les portefeuilles optimaux et met en évidence des comportements de l'inertie informationnelle. Il montre qu'en présence de fortes variations inattendues des prix, ces derniers peuvent ne pas réagir même en absence de coûts de transaction ou autres frictions sur le marché. Les résultats de MUKERJI et TALLON (2003) convergent dans ce sens.

D'autres contributions établissent l'inertie des choix comme une imperfection sous certaines conditions. En effet, l'allocation optimale d'un portefeuille d'actifs est sensible aux opportunités d'investissement qui varient dans le temps (SÉJOURNÉ, 2007). Dès lors, on s'attend à un réajustement volontaire des parts d'actifs risqués détenues dans le portefeuille de façon périodique. En ce sens, des études réalisées en finance comportementale suggèrent que les investisseurs agissent émotionnellement sur les marchés et prennent des décisions financières qui nuisent à leur propre intérêt (O'NEILL, 2007).

En période de creux boursier, l'effet de disposition étudié par certains auteurs comme FRAZZINI (2006), CAMERER et WEBER (1998), CALVET et al. (2009) peut expliquer l'inertie des choix. L'effet de disposition est la tendance des investisseurs à vendre des

titres individuels qui ont pris de la valeur tout en décidant de conserver ceux en baisse en espérant une remontée de leurs cours. Lorsque le cours de tous les titres constituant un portefeuille chute, l'effet de disposition conduit son détenteur à ne pas faire de réajustement, provoquant ainsi une inertie des choix financiers. On devrait voir une asymétrie des réponses dans les données en fonction des hausses ou des baisses. Cet effet est contraire à la théorie financière traditionnelle suggérant qu'à chaque instant, un investisseur devrait être en mesure de recomposer son portefeuille en fonction de l'évolution de ses anticipations (SÉJOURNÉ, 2007).

Les travaux de BELSKY et GILOVICH (1999) montrent que le biais de *statu-quo* peut également expliquer l'existence de l'inertie dans la gestion de portefeuille. Ce biais est une façon de penser erronée qui consiste à ne pas réviser ses choix initiaux durant toute la durée de l'investissement. Il peut s'expliquer par la volonté de l'épargnant de ne pas être confronté à des informations susceptibles de mettre en évidence ses mauvais choix initiaux d'investissement (O'NEILL, 2007). Le comportement d'inertie de portefeuille peut être également expliqué par l'incapacité de l'investisseur à traiter les flux d'informations qu'il reçoit. En effet, une abondance d'informations peut être la source d'une dissonance cognitive, entraînant un manque de réaction de sa part (SÉJOURNÉ, 2007). Lorsqu'ils sont confrontés à des décisions complexes qui impliquent de nombreuses options différentes, les investisseurs suivent souvent le chemin le moins compliqué. Autrement dit, ils sont susceptibles de faire des choix qui nécessitent le moins d'effort, et qui généralement revient à conserver les choix initiaux. Ce phénomène est appelé la prise de décision passive (O'NEILL, 2007).

D'autres contributions essaient d'identifier les déterminants de l'inertie de portefeuille. GOUSKOVA et al. (2004) utilisent les données de l'enquête sur la dynamique des revenus aux États-Unis pour expliquer les changements notés dans les décisions de participation des ménages aux marchés financiers entre 1994 et 1999. Ils montrent qu'il existe hormis les coûts de participation, d'autres facteurs comme le refinancement hypothécaire, qui influencent la participation des ménages au marché financier, en particulier chez les ménages riches. BRUNNERMEIER et NAGEL (2008) utilisent les données de l'enquête sur les finances et la consommation des ménages pour évaluer l'effet de la variation de la richesse détenue sous forme de liquidité sur les parts d'actifs risqués des ménages. Ils mettent en évidence une forte inertie de portefeuilles des ménages. Ce résultat rejoint celui de BILIAS et al. (2010).

La suite de ce chapitre se présente comme suit. La section 2 présente les données utilisées. La section 3 présente l'influence du cycle boursier sur les choix des épargnants. La section 4 décompose cet effet par année d'ouverture. La section 5 introduit une mesure d'inertie de portefeuille et met en évidence la relation entre les caractéristiques des épargnants et des contrats puis l'inertie des choix financiers. La section 6 présente les déterminants de l'inertie de portefeuille puis la dernière section conclut.

2.2 Données

L'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 2400 euros. La proportion de souscripteurs au sein de la population éligible est de 57 % en 2009 (sources FFSA), ce qui est élevé si nous la comparons à la population salariée dont environ 8 % possède un plan d'épargne retraite.

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 8000 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, exceptée 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.

Nous utilisons également des données d'un indice boursier représentatif des rendements des marchés d'actions dans la zone euro et celles des rendements annuels du fonds euros entre 2001 et 2010. Le tableau 2.1 indique les rendements annuels de ces deux supports. On note que le rendement du fonds euro fluctue très peu d'une année sur l'autre, contrairement aux rendements de l'indice boursier.

TABLEAU 2.1: Rendements historiques de l'indice boursier et des fonds euros

Année	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Rendement UC	2,04	-23,22	-38,75	26,29	5,12	23,68	13,20	-9,23	-41,02	24,13
Rendement EU	5,72	5,30	5,05	4,75	4,41	4,33	4,42	4,36	4,12	3,52

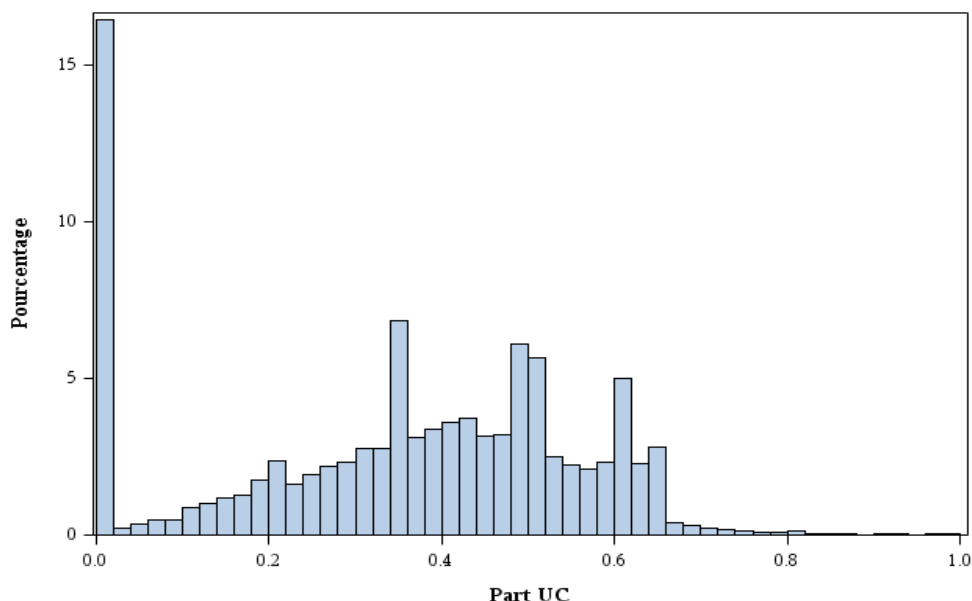
Notes : en 2001, le rendement de l'indice boursier est évalué à 2,04 % alors que les fonds euros n'en ont totalisé que 5,72 %.

Champ : données mensuelles du Dow Jones EuroStoxx 50 (regroupe 50 sociétés selon leur capitalisation boursière au sein de la zone Euro) et des fonds euros de 2001 et 2010.

Source : données assureur et Yahoo Finance.

Dans ce chapitre, l'analyse 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 2.1 présente la distribution des parts d'UC.

GRAPHIQUE 2.1: Distribution des parts investies en UC.



Note : environ 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.

Environ 84 % des épargnants investissent en UC, ce qui est élevé. À titre de comparaison, DIRER et VISSER (2013) exploitent des données d'assurance-vie d'un grand assureur français en 2004 et 2005 et montrent 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.

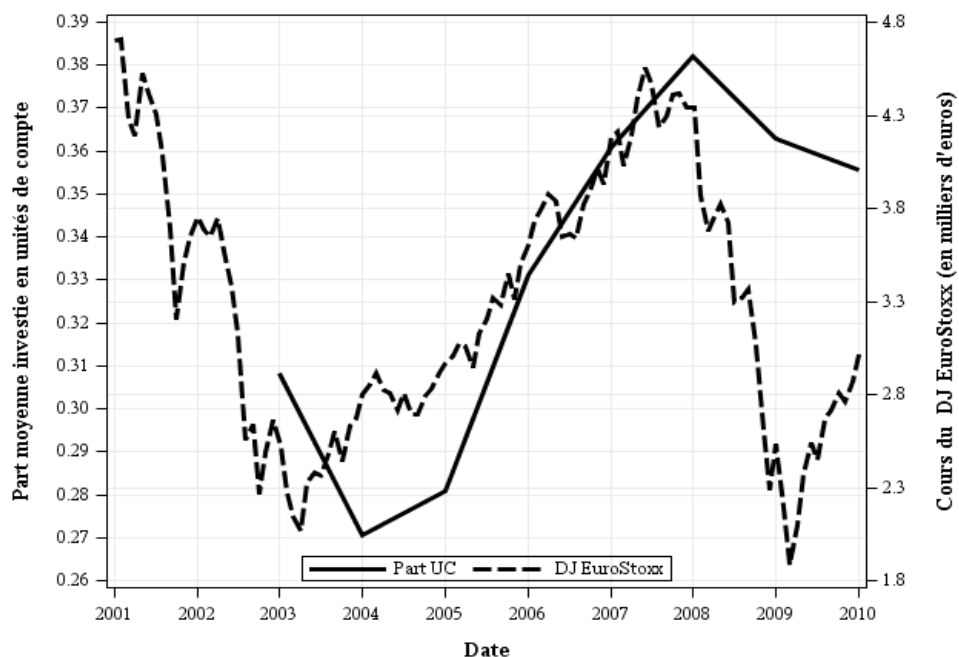
Les épargnants versent en moyenne 2500 euros par an dans la base, ce qui est très proche des 2400 euros de versements moyens publiés par la FFSA pour l'année 2009. À titre de comparaison, les versements moyens dans les contrats d'épargne retraite en direction des salariés (PERP et assimilés) sont d'environ 1700 euros (CARBONNIER et al., 2014).

À partir de ces données, nous commençons par mettre en évidence l'évolution des parts d'actifs risqués détenues par les épargnants et du cycle boursier.

2.3 L'investissement en actifs risqués en fonction du cycle boursier

Les décisions de placement financier des épargnants sont-elles influencées par les fluctuations passées des marchés financiers? Nous montrons que la part moyenne investie en actifs risqués est très sensible à la conjoncture boursière. Mais ce résultat qui semble *a priori* contradictoire avec l'hypothèse d'inertie est en réalité tout à fait cohérent avec ce phénomène comme nous le montrons dans la section 2.4. Le graphique 2.2 présente l'évolution moyenne de la part investie en UC entre 2003 et 2010 et superpose l'évolution d'un indice boursier représentatif des évolutions des rendements des marchés d'actions.

GRAPHIQUE 2.2: Part investie en unités de compte (échelle de gauche) et cours d'indice boursier (échelle de droite)



Note : les parts d'UC de l'année $n = 2002, \dots, 2009$ sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année $n+1$. La part moyenne investie en unités de compte était en 2006 de 33 %.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, et données mensuelles du Dow Jones EuroStoxx 50 (regroupe 50 sociétés selon leur capitalisation boursière au sein de la zone Euro). Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.

Source : données assureur et Yahoo Finance.

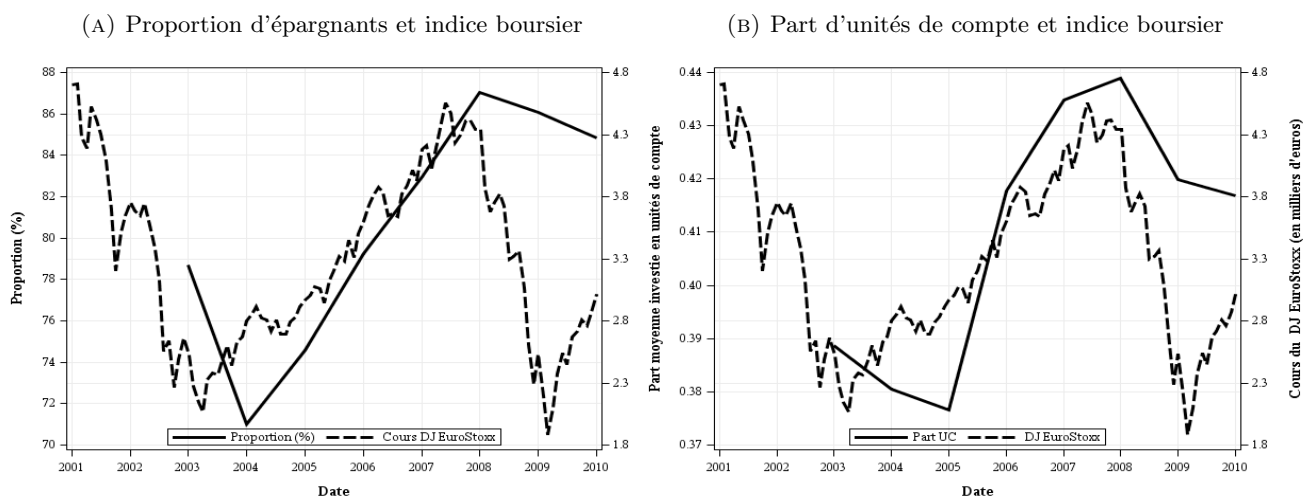
Nous observons des mouvements amples de la part investie en UC (échelle de gauche) et une corrélation positive avec l'indice boursier de la zone euro² (échelle de droite). La part moyenne baisse de 31 % en 2003 à 27 % en 2004 puis remonte de concert avec la partie haussière du cycle à 38 % en 2008 pour ensuite rebaisser 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.

2. La comparaison avec d'autres indices boursiers tels que 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.

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, comme dans le graphique 2.2.

Il est possible de décomposer l'évolution de la part en UC en une marge extensive (la variation de la proportion d'épargnants investissant en UC) et une marge intensive (la variation de la part UC conditionnellement à investir en UC). Le graphique 2.3 représente l'évolution des marges extensives (graphique de gauche) et intensives (graphique de droite).

GRAPHIQUE 2.3: Évolution de l'indice boursier DJ Eurostoxx 50, de la proportion d'épargnants investissant en UC et des parts d'UC



Note : les parts d'UC de l'année $n = 2002, \dots, 2009$ sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année $n+1$

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.

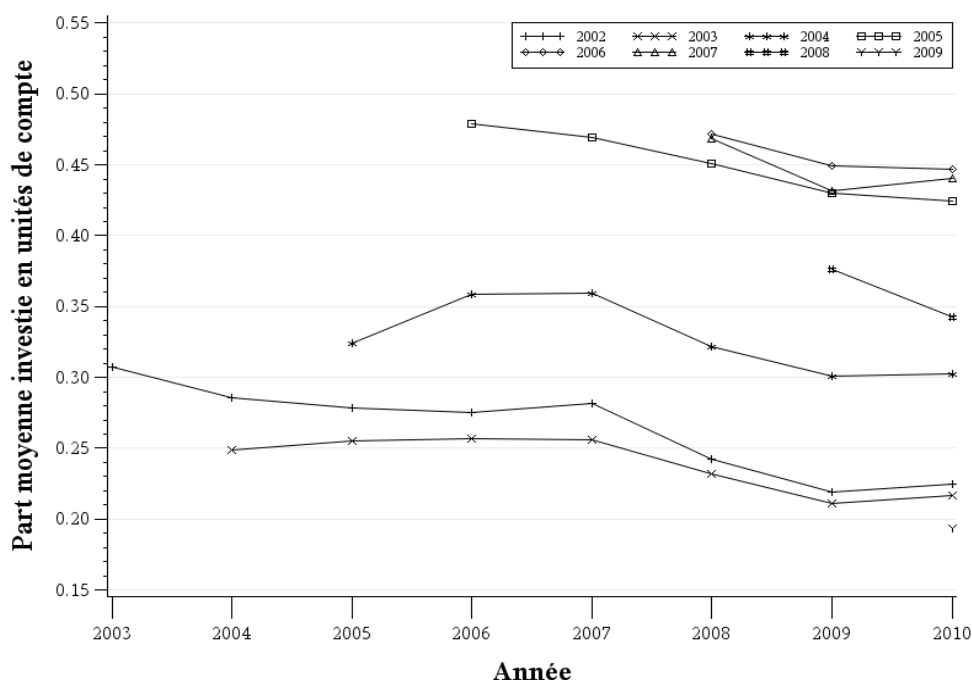
Source : données assureur et Yahoo Finance.

2.4 Décomposition de l'investissement en actifs risqués en fonction de l'année d'ouverture du contrat

Dans cette section, nous étudions l'évolution des parts en unités de comptes par année d'ouverture du contrat. 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 2004 à 87 % en 2008, soit un saut de 16 points de pourcentage en l'espace de quatre années. Dans le même temps la part en UC conditionnellement à investir passe de moins de 38 % à près de 44 %. Comme pour la marge totale du graphique 2.2, les deux marges covarient positivement avec l'indice boursier. Un nombre croissant d'épargnants investissent dans des actifs risqués en phase de hausse boursière et pour des montants supérieurs. Le phénomène inverse se produit en phase de baisse.

Nous avons remarqué qu'il était 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 nécessairement 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 les épargnants choisissent une proportion d'UC à l'ouverture du contrat qu'ils conservent ensuite les années futures faute de les ajuster. Pour vérifier cette possibilité, le graphique 2.4 décompose la part en UC en fonction de la date de souscription.

GRAPHIQUE 2.4: Vue par année d'ouverture des parts investies en unités de compte en fonction du temps



Note : 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.

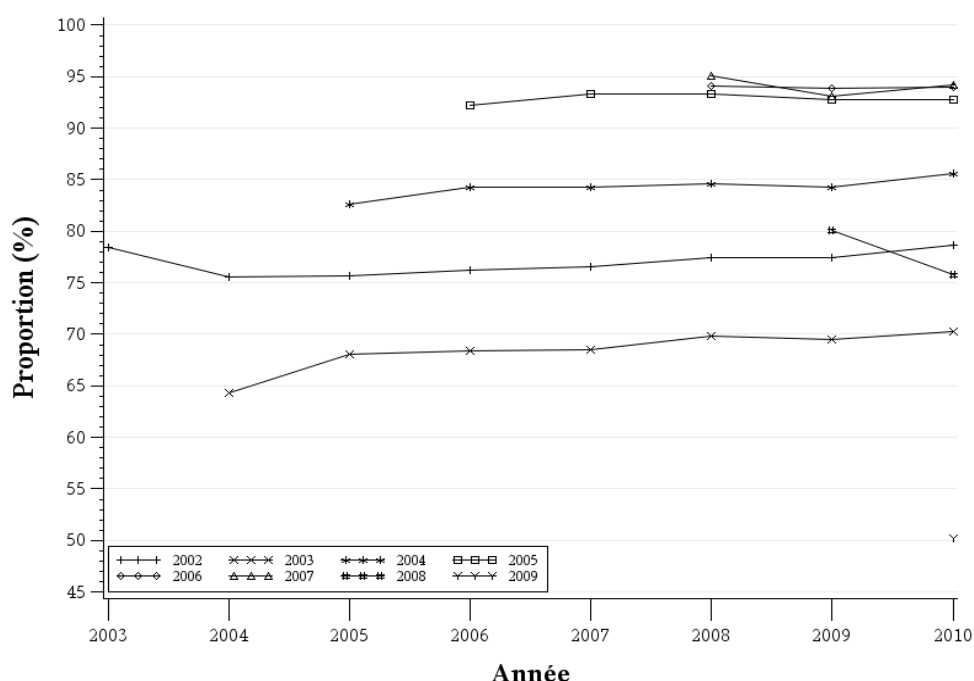
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009. Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.

Source : données assureur.

Si la date d'ouverture du contrat influençait peu le choix de la part en UC sur la vie du contrat, les courbes seraient proches et chacune aurait un profil accentué ressemblant au profil moyen du graphique 2.2. Contrairement à ce scénario, la translation verticale des courbes est importante. Le profil par année d'ouverture est ensuite relativement plat et même décroissant en tendance. Ces deux caractéristiques révèlent conjointement un effet substantiel de la date d'ouverture sur les choix de la part en UC. Si nous nous attachons par exemple à la phase de hausse, toutes années d'ouverture confondues, qui s'étale de 2004 à 2008 dans le graphique 2.4, la part en UC augmente de 27 à 38 %, soit de 11 points. Sur la même période l'évolution de la part en 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 en UC visible sur le graphique 2.2 pendant la période de boom boursier est donc attribuable

aux choix de part en 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. Le graphique 2.5 présente la fréquence de détention de parts en UC par année de souscription.

GRAPHIQUE 2.5: Vue par année d'ouverture des proportions d'épargnants ayant investi en unités de compte en fonction du temps



Note : les parts d'UC sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année suivante. La proportion des épargnants ayant ouvert un plan en 2004 et investissant un montant positif d'unités de compte en 2008 était proche de 85 %.

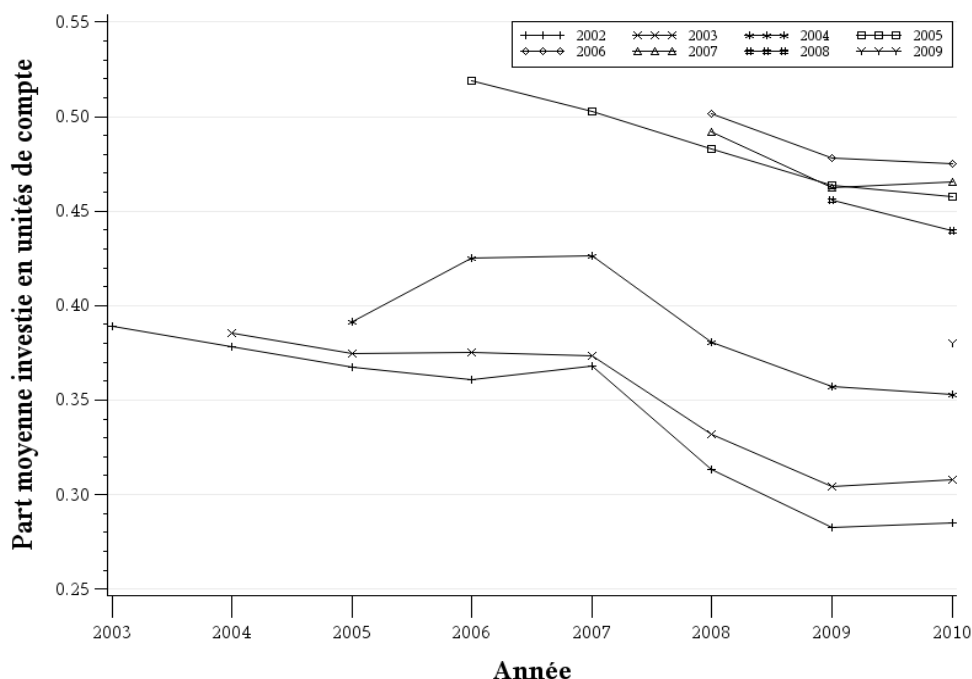
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009. Les parts investies en UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.

Source : données assureur.

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. 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 2.3 des fréquences de détention. Le graphique 2.6 s'intéresse à l'évolution des parts en UC conditionnellement à investir, décomposée par année de souscription.

GRAPHIQUE 2.6: Vue par année d'ouverture des parts investies en unités de compte en fonction du temps, conditionnellement à investir en unités de compte



Note : les parts d'UC sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année suivante.

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.

Une fois encore, la forme en cloche visible dans le graphique 2.3 s'explique entièrement par les variations des parts en UC entre les dates d'ouverture du contrat. La hausse de 6 points observée entre 2005 et 2008 sur le graphique 2.3 se transforme à date d'ouverture donnée en une baisse de 5 à 8 points selon la cohorte de contrats. De même, la forte hétérogénéité des parts en 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 en UC observées dès la date d'ouverture.

Pour conclure l'analyse des graphiques 2.4 à 2.6, nous constatons que la performance boursière récente agit considérablement sur les décisions financières des épargnants l'année de souscription du contrat mais n'intervient quasiment plus ensuite. Ce résultat est en accord avec MALMENDIER et NAGEL (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 bons résultats pour modifier radicalement la participation des nouveaux épargnants aux marchés financiers.³ Nous trouvons également une forte inertie des choix financiers au cours de la vie du contrat. Ainsi, si les nouveaux épargnants tendent à acheter des actifs risqués au mauvais moment du cycle boursier, ils adoptent ensuite une politique de *buy and hold* et ne vendent pas leurs unités de compte même quand la Bourse baisse.

Toutefois, vu qu'il s'agit d'un effet moyen, il n'est pas exclu que de faibles variations des parts d'unités de compte, suite à des réajustements explicites, soient assimilables à l'inertie de portefeuille en présence des fluctuations boursières. Nous vérifions cela en utilisant une autre approche pour capter l'inertie des choix financiers des épargnants.

2.5 Évolution des parts d'actifs risqués des épargnants : fluctuation boursière ou effet d'ajustement ?

Dans cette section, nous étudions l'inertie observée dans l'allocation des portefeuilles des épargnants investissant dans les contrats d'assurance-vie. Nous commençons par définir la mesure d'inertie de portefeuille puis évaluons son niveau d'association avec les caractéristiques des épargnants et des contrats proposés. De toute évidence, ces facteurs affecteraient le comportement des investisseurs en termes de choix de portefeuille.

2.5.1 Mesure de l'inertie de portefeuille

Pour rappel, l'inertie de portefeuille est le processus par lequel un investisseur ne rééquilibre pas son portefeuille sur l'horizon d'investissement. Soient :

3. 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.

- r_n^{uc} et α_n respectivement le rendement et la part d'unités de compte au cours de l'année n
- r_n^{eu} le rendement des fonds euros au cours de l'année n

En cas d'inertie entre n et $n + 1$, la part d'unités de compte en $n + 1$ en fonction de la part en n est :

$$\alpha_{n+1} = \frac{\alpha_n(1 + r_n^{uc})}{\alpha_n(1 + r_n^{uc}) + (1 - \alpha_n)(1 + r_n^{eu})} \quad (2.1)$$

(Voir démonstration dans l'annexe 2.B). Si $r_n^{uc} = r_n^{eu}$, alors $\alpha_{n+1} = \alpha_n$. En revanche, si $r_n^{uc} > r_n^{eu}$ alors la part d'unités de compte détenue en $n + 1$ est supérieure à celle de l'année n .

Dans notre base de données, nous disposons des proportions d'unités de compte, mais le détail des UC dans lesquelles investit chaque épargnant n'est pas fourni. On ignore donc la composition des portefeuilles et on ne peut pas retrouver les rendements réels des parts en UC. La stratégie d'identification est alors la suivante. Nous approximations le rendement de la part en UC au rendement de l'Eurostoxx 50. Dans le cas d'inertie, la part en UC va varier faiblement en fonction de l'écart entre le rendement du portefeuille en UC et le rendement du portefeuille en fonds euros. Nous calculons l'évolution de la part en UC α_{n+1} en fonction de α_n sous l'hypothèse d'inertie et en supposant que le rendement de l'Eurostoxx 50 approxime le rendement effectif de la part en UC.

Parce que le rendement effectif peut être inférieur ou supérieur à celui de l'Eurostoxx 50, nous calculons les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de variation de la part en UC en supposant que le rendement effectif est au moins égal à la moitié du rendement de l'Eurostoxx 50 et au plus égal au double de ce même rendement. Nous supposons qu'un portefeuille est inerte si la variation observée de la part UC est comprise entre les deux bornes présentées dans l'équation (2.2) :

$$\frac{1 + 0,5 * r_n^{St}}{\alpha_n(1 + 0,5 * r_n^{St}) + (1 - \alpha_n)(1 + r_n^{eu})} \leq \frac{\alpha_{n+1}}{\alpha_n} \leq \frac{1 + 2 * r_n^{St}}{\alpha_n(1 + 2 * r_n^{St}) + (1 - \alpha_n)(1 + r_n^{eu})} \quad (2.2)$$

avec r_n^{St} , le rendement de l'Eurostoxx 50 au cours de l'année n .

L'amplitude de l'intervalle ainsi défini étant relativement large, nous minimisons le risque d'identifier un portefeuille actif alors qu'il est inerte. Le risque inverse d'identifier un portefeuille inerte alors qu'il est actif sera d'autant plus faible que les investisseurs ajustent significativement leur portefeuille l'année où ils réallouent.

La variable d'intérêt « inertie », notée y_i est définie comme suit :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si la condition (2.2) est vérifiée} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Le tableau 2.2 présente la répartition de l'échantillon en fonction de la variable d'intérêt.

TABLEAU 2.2: Répartition des données en fonction de l'inertie de portefeuille

Inertie de portefeuille	Nombre de cas	Pourcentage
Oui	26 378	79,50
Non	6 803	20,50
Total	33 181	100

Notes : on note 26 378 cas d'inertie de portefeuille dans l'échantillon d'étude.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

De l'analyse de ce tableau se déduit une forte inertie des choix financiers. Cette proportion est cohérente avec la littérature⁴. Dès lors que nous disposons de la répartition des épargnants en fonction de la survenue de l'inertie des choix, nous mesurons son niveau d'association avec les caractéristiques des épargnants dans la sous-section suivante.

2.5.2 Les conditions d'arbitrage entre inertie et réallocation

Cette sous-section décrit la relation entre l'inertie de portefeuille et les caractéristiques des épargnants. L'accroissement de l'investissement des ménages en France ces dernières années fait du taux d'épargne des ménages français, l'un des plus élevés en Europe (ARRONDEL et al., 2011a). D'un point de vue descriptif, l'évolution de la structure des

4. MITCHELL et al. (2006) montrent que sur 1,2 millions de travailleurs ayant souscrit dans près de 1500 plans d'investissement, la plupart des détenteurs de plan 401 (k) (80 % environ) n'initient aucune transaction et ont un portefeuille caractérisé par une profonde inertie des choix financiers entre 2003 et 2004. BILIAS et al. (2010) documente que 71,2 % des détenteurs de plan d'épargne retraite sont inactifs dans la gestion de leur portefeuille entre 2001 et 2003.

portefeuilles d'épargne montre que la part des contrats d'assurance-vie et des fonds de pension dans les portefeuilles des ménages français a fortement progressé au cours des dernières décennies (AVOUYI-DOVI et al., 2013). C'est notamment ce qui marque les années 2000 à travers l'augmentation continue des proportions d'épargnants détenant des contrats d'assurance-vie d'une part, et la réallocation des parts d'unités de compte indépendamment des groupes d'âge, du sexe, de la situation familiale ou même du niveau de richesse. Le tableau 2.3 indique la répartition des contrats d'assurance-vie en fonction de la survenue de l'inertie de portefeuille et des caractéristiques des épargnants en 2010⁵.

Ce tableau montre qu'il n'existe pas d'association entre le sexe des investisseurs qui ont effectué des versements en 2010 et l'inertie des choix financiers. Il en est de même pour la catégorie socio-professionnelle. En revanche, la situation familiale est liée à l'inertie de portefeuille. La majorité des investisseurs en UC qui ne modifient pas leur part d'unités de compte a un statut de concubin ou marié ; 31,05 % d'entre eux vivent seuls. De même, il existe une liaison entre l'inertie de portefeuille et le fait d'avoir un enfant. Environ 67 % des investisseurs en UC, au cours de l'année 2010, n'ont pas d'enfant. Parmi ceux qui gèrent leur portefeuille de façon inactive, 66,36 % n'ont pas d'enfants. La segmentation marketing est également liée à l'inertie de portefeuille. Dans la catégorie des inactifs, les épargnants vivant dans les beaux quartiers, les petits logements de ville et les camps et zones agricoles totalisent les taux les plus élevés.

Il n'existe pas de lien entre le revenu et l'inertie de portefeuille. *A contrario*, l'année d'ouverture, la segmentation patrimoniale et l'âge sont respectivement liés avec l'inertie de portefeuille. Parmi les contrats qui ont enregistré des versements en 2010, 11,44 % ont été ouverts en 2002, 25,52 % en 2006 et 15,34 % en 2007. Les contrats ouverts en 2006 et en 2007 ont connu plus d'inertie dans les choix que ceux ouverts plus tôt ou plus tard. Les épargnants ayant le profil de segmentation patrimoniale « affluent » ont tendance à être plus inactifs comparativement aux autres. C'est un segment d'investisseurs qui se distingue par sa forte capacité d'investissement. En effet, 69,74 % des portefeuilles gérés de façon inactive sont détenus par des épargnants de profil patrimonial « affluent ». Parmi les investisseurs qui ont réalisé des versements en 2010, on note une prédominance de la classe d'âge 46-55 ans. C'est aussi la catégorie qui enregistre la forte proportion d'inertie de portefeuille. L'année de versement est fortement liée à l'inertie de portefeuille.

5. Le fait de choisir l'année 2010 pour l'analyse présente l'avantage de prendre tous les contrats souscrits pendant la durée de l'étude et d'éviter les doubles comptes. L'analyse de l'intensité du lien entre l'inertie de portefeuille et l'année de versement en revanche, se fait sur tout l'échantillon d'observation.

Dans la catégorie des portefeuilles inertes, les plus forts taux sont associés aux années de versement 2008 et 2010.

Au delà de l'existence de lien entre l'inertie des choix et les caractéristiques des contrats et des épargnants, nous apprécions l'intensité des associations avec le V de Cramer pour les variables à plus de deux modalités⁶. Lorsque le V de Cramer est inférieur à 0,1, on qualifie l'association de très faible; elle est dite modérée lorsqu'elle est comprise entre 0,1 et 0,3. De notre analyse, il ressort que la situation familiale, l'existence d'enfants, la segmentation marketing et la segmentation patrimoniale sont très faiblement liées à l'occurrence de l'inertie de portefeuille.

6. Nous remplaçons le V de Cramer par le coefficient ϕ lorsque la variable dont on souhaite tester la liaison avec l'inertie de portefeuille n'a que deux modalités.

TABLEAU 2.3: Répartition des contrats en fonction de l'inertie de portefeuille et des caractéristiques des contrats et des épargnants

Variables	Population		Inertie de portefeuille			
	Nbre obs.	Pct	Nbre obs.	Pct	Khi deux	V-Cramer
Sexe						
Homme	5850	67,31	4991	67,43		
Femme	2841	32,69	2411	32,57		
Total	8691	100	7402	100	0,31	0,006
Situation familiale						
Célibataire, divorcé ou veuf	2662	30,63	2298	31,05		
Concubin ou marié	4941	56,85	4232	57,17		
Autre	1088	12,52	872	11,78		
Total	8691	100	7402	100	16,67***	0,05
Enfant						
Non	5818	66,94	4912	66,36		
Oui	2873	33,06	2490	33,64		
Total	8691	100	7402	100	7,64***	0,03
Segmentation marketing						
Beaux quartiers	1636	18,82	1433	19,36		
Classe moyenne aisée	1048	12,06	901	12,17		
Classe moyenne	797	9,17	675	9,12		
Petits logements de ville	1518	17,47	1301	17,58		
Ouvriers touchés par le chômage	387	4,45	334	4,51		
Retraités	263	3,03	228	3,08		
Camp, et zones agricoles	1685	19,39	1422	19,21		
Autres	1357	15,61	1108	14,97		
Total	8691	100	7402	100	17,13***	0,06
CSP						
Artisans commerçants	1244	14,31	1023	13,82		
Professions libérales	5933	68,27	5094	68,82		
Chefs d'entreprise et cadres supérieurs	724	8,33	617	8,34		
Agriculteurs et autres	790	9,09	668	9,02		
Total	8691	100	7402	100	1,17	0,04

Notes : les parts d'UC sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année suivante. Ce tableau présente la relation entre l'inertie de portefeuille et les caractéristiques des contrats et des épargnants en 2010. Nous mesurons le lien d'association entre les variables explicatives à travers un test du Khi deux. * : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %. 67,31 % des investisseurs en unités de compte en 2010 sont des hommes. 67,43 % des hommes gèrent leur portefeuille de façon inactive.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Tableau 2.3 (suite) – répartition des contrats en fonction de l'inertie de portefeuille et des caractéristiques des contrats et des épargnants

	Population		Inertie de portefeuille			
Variables	Nbre obs.	Pct	Nbre obs.	Pct	Khi deux	V-Cramer
Année d'ouverture						
2002	994	11,44	776	10,48		
2003	993	11,43	695	9,39		
2004	980	11,28	836	11,29		
2005	987	11,36	914	12,35		
2006	2218	25,52	2080	28,10		
2007	1333	15,34	1257	16,98		
2008	1186	13,65	844	11,40		
Total	8691	100	7402	100	50,56***	0,28
Segmentation patrimoniale						
Affluent sup	121	1,39	92	1,24		
Programme Exclusif	769	8,85	698	9,43		
Affluent	6076	69,91	5162	69,74		
Mass Market	1725	19,85	1450	19,59		
Total	8691	100	7402	100		
Indice de revenu						
Revenu supérieur	759	8,73	655	8,85		
Revenu inférieur	7932	91,27	6747	91,15		
Total	8691	100	7402	100		
Classe d'âge						
45 ans et moins	1236	14,22	1092	14,75		
46-50 ans	2724	31,34	2365	31,95		
51-55 ans	2597	29,88	2222	30,02		
46-50 ans	1583	18,21	1319	17,82		
56 ans et plus	551	6,34	404	5,46		
Total	8691	100	7402	100	59,25 ***	0,10
Année de versement						
2004	1 027	3,10	666	2,52		
2005	2 063	6,22	1 361	5,16		
2006	3 076	9,27	2 278	8,64		
2007	4 103	12,37	3 266	12,38		
2008	6 348	19,13	6 147	23,30		
2009	7 734	23,31	5 145	19,50		
2010	8 830	26,61	7 515	28,49		
Total	33 181	100	26 378	100	201,95***	0,28

Notes : les parts d'UC sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année suivante. Ce tableau présente la relation entre l'inertie de portefeuille et les caractéristiques des contrats et des épargnants en 2010, à l'exception de la variable « année de versement » qui renseigne sur toute la période d'étude. Nous mesurons le lien d'association entre les variables explicatives à travers un test du Khi deux. * : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; *** : significatif au seuil de 1 %.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Afin de mieux étudier l'inertie observée dans la gestion de portefeuille, nous examinons la tendance des investisseurs à garder le statut d'inertie sur plusieurs périodes d'investissement. La sous-section suivante présente les résultats.

2.5.3 Évolution du statut d'inertie des choix au cours du temps

Pour mesurer l'évolution du statut d'inertie de portefeuille au cours du temps, nous considérons des contrats dont on suit les parts d'actifs risqués sur quatre périodes successives. Nous étudions ainsi les contrats ouverts entre 2002 et 2005. Pour chacun de ces contrats, nous enregistrons le nombre de fois que le statut d'inertie a été observé. Le tableau 2.4 présente la fréquence de l'inertie des choix sur les contrats souscrits entre 2002 et 2005.

TABLEAU 2.4: Fréquence d'inertie de portefeuille sur les contrats ouverts entre 2002 et 2005

Fréquence de l'inertie des choix						
	0 fois	1 fois	2 fois	3 fois	4 fois	Total
Nombre de cas	255	326	275	1030	2220	4106
Pourcentage	6,21	7,94	6,7	25,09	54,07	100

Notes : ce tableau montre le nombre de fois qu'on observe le statut d'inertie de portefeuille sur des contrats ouverts entre 2002 et 2005. Sur 4106 contrats ouverts entre 2002 et 2005, 255 d'entre eux ont toujours été réajustés sur les 4 périodes qui ont suivi l'ouverture du contrat. Les parts d'UC sont observées au 31 décembre. Elles sont datées en abscisse le 1^{er} janvier de l'année suivante.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Comme l'indique le tableau 2.4, 6,21 % des épargnants réajustent constamment leur portefeuille sur la période d'investissement considérée. 25 % des contrats ont connu trois fois l'inertie des choix et 54 % l'ont enregistré quatre fois. Le statut d'inertie a tendance à être généralement conservé avec le temps. Autrement dit, si d'une période à l'autre, l'inertie de portefeuille est enregistrée, il y a de fortes chances qu'elle soit observée la période suivante. C'est ce que nous confirmons en régressant l'inertie de portefeuille sur sa valeur retardée dans un modèle Probit. Le tableau 2.5 présente les résultats d'estimation. Il montre que l'absence de réajustement des parts au cours d'une période augmente la probabilité d'inertie des choix la période suivante.

TABLEAU 2.5: Régression de la probabilité d'inertie de portefeuille sur sa valeur retardée

Variable	Paramètre estimé
Constante	0,6635 ***(0,0189)
Inertie de portefeuille retardée	0,1774 ***(0,0216)
Aire c	0,53
Nombre d'observations (AIC)	29 078 (24 800)

Notes : on a fait figurer dans ce tableau les résultats d'un modèle Probit déterminant la probabilité d'inertie de portefeuille. La variable explicative est l'inertie retardée. * : 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. Aire c : mesure de précision du modèle.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

En somme, nous retenons de cette sous-section que les épargnants modifient rarement leurs parts d'unités de compte d'une période à une autre. Ils ne seraient donc pas disposés à participer à des opérations spéculatives sur leur épargne retraite. Toutefois, nous ne disposons pas des données idoines pour relier leur niveau d'aversion au risque à l'inertie de portefeuille. En revanche, nous pouvons identifier les caractéristiques des épargnants ou des contrats favorables à l'inertie des choix. C'est l'objet de la section 2.6.

2.6 Les déterminants de l'inertie de portefeuille

Dans cette section, nous déterminons les facteurs qui influencent l'inertie de portefeuille entre 2002 et 2009. Cette analyse repose essentiellement sur les données présentées dans la section 2.2. Pour étudier la probabilité de survenue de l'inertie de portefeuille, nous utilisons les modèles Probit. En d'autres termes, nous estimons grâce à un probit, la probabilité qu'un épargnant investissant en unités de compte observe un comportement d'inertie de portefeuille. Nous captons les effets liés au cycle de vie en intégrant des indicatrices d'âge dans nos régresseurs. De nombreux travaux (EL MEKKAOUI et al., 2001 ; AGNEW et al., 2003 ; AMERIKS et ZELDES, 2004, par exemple) ont mis en évidence l'incidence de l'âge sur les choix de portefeuille. Nous commençons donc par évaluer les effets de l'âge sur l'inertie de portefeuille.

2.6.1 Les effets de l'âge sur l'inertie de portefeuille

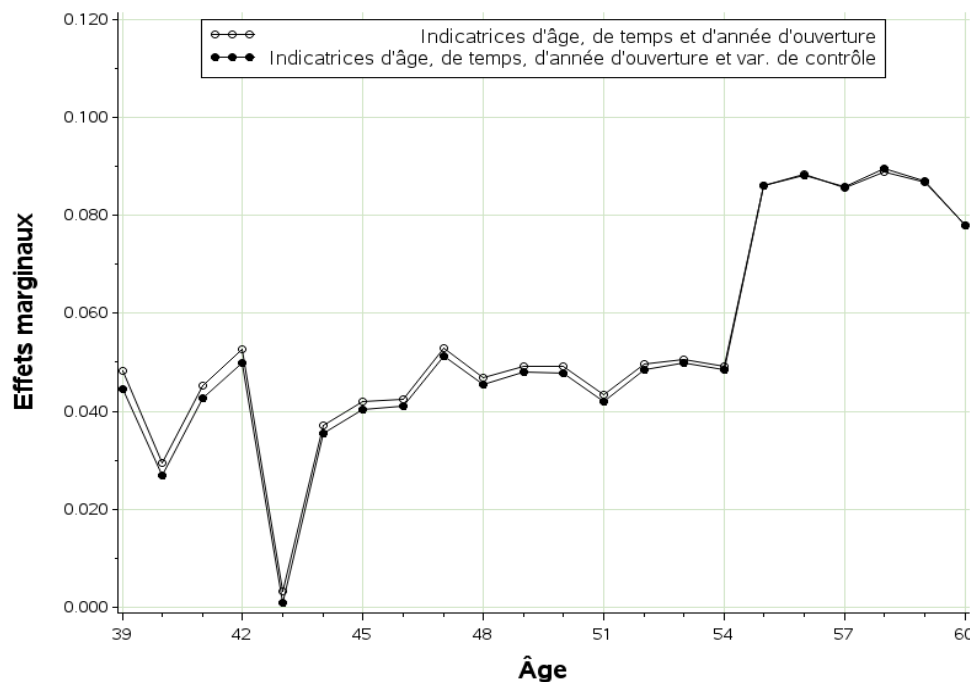
Compte tenu de la relation indissoluble existant entre l'âge, le temps et la cohorte de naissance, il est impossible de dissocier ces trois effets. Nous faisons une hypothèse d'identification qui suppose les effets de cohorte inexistantes et contrôlons les effets de temps. Nous analysons l'effet de l'âge sur la probabilité d'inertie de portefeuille en considérant en plus des indicatrices de l'âge, différents ensembles de contrôles avec des effets temps :

- a) des indicatrices d'années d'observation et d'années d'ouverture.
- b) les mêmes indicatrices qu'en a) plus des variables sur 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 2.A fournit une description détaillée de ces variables.

Les analyses précédentes ayant montré l'importance de tenir compte de l'année au cours de laquelle l'épargnant souscrit le contrat, les deux ensembles de variables contiennent des indicatrices de date de souscription. Les ensembles a) et b) excluent les effets cohorte de l'analyse et estiment les effets d'âge en contrôlant par les effets temps sans autres variables de contrôle (ensemble a)), ou avec des contrôles additionnels (ensemble b)). Le graphique 2.7 présente les effets marginaux de l'âge sur la probabilité de survenue de l'inertie de portefeuille estimé avec les ensembles de variables explicatives a) et b). L'annexe 2.C détaille le calcul des effets marginaux de variables discrètes pour ce type de modèle. Les résultats détaillés de la régression (b) sont donnés dans le tableau 2.8 de l'annexe 2.D.

Comme l'on peut le remarquer, on note un effet d'âge croissant avec une faible pente entre le 43^e et le 54^e anniversaire et une pente beaucoup plus accentuée à partir du 54^e anniversaire. Comparativement aux épargnants âgés de 38 ans, le fait d'avoir 47 ans augmente de 5,2 % la probabilité d'inertie de portefeuille alors que cette probabilité augmente de 9 % lors du 56^e anniversaire. La probabilité d'inertie de portefeuille augmente donc avec l'âge dans la configuration d'exclusion des effets de cohorte. L'inclusion des variables de contrôle ne modifie pas la pente.

GRAPHIQUE 2.7: Estimation des effets marginaux de l'âge sur la probabilité d'inertie pour différents contrôles



Notes : ce graphique présente les effets marginaux associés aux indicatrices d'âge dans un modèle où toutes les indicatrices d'âge sont incluses. L'âge de référence est de 38 ans. Il indique l'évolution de la probabilité d'avoir un portefeuille alloué de façon passive à mesure que 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.

Source : données assureur.

Dès lors que les effets de l'âge sur l'inertie de portefeuille ont été évalués, nous nous concentrons à présent sur ceux liés au temps.

2.6.2 Les effets temporels sur l'inertie de portefeuille

Nous évaluons l'effet du temps sur l'inertie de portefeuille en considérant deux dimensions d'analyse. La première dimension se concentre sur l'incidence de l'année d'ouverture sur l'inertie de portefeuille. Intuitivement, on s'attend à ce que le phénomène d'inertie des choix s'intensifie avec l'horizon d'investissement ou les performances récentes sur le marché boursier.

L'effet marginal de l'année d'ouverture du contrat sur l'inertie des choix est présenté par le graphique 2.8.

GRAPHIQUE 2.8: Estimation des effets marginaux de l'année d'ouverture sur la probabilité d'inertie (échelle de gauche) et évolution du cours boursier (échelle de droite)



Notes : ce graphique superpose les effets marginaux associés aux indicatrices d'année d'ouverture dans un modèle où toutes les indicatrices d'année d'ouverture sont incluses et l'évolution du marché boursier entre 2003 et 2008 (échelle de droite). L'année de référence est de 2002. Il indique l'évolution de la probabilité qu'un épargnant alloue son portefeuille de façon passive à mesure que l'année d'ouverture change. 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.

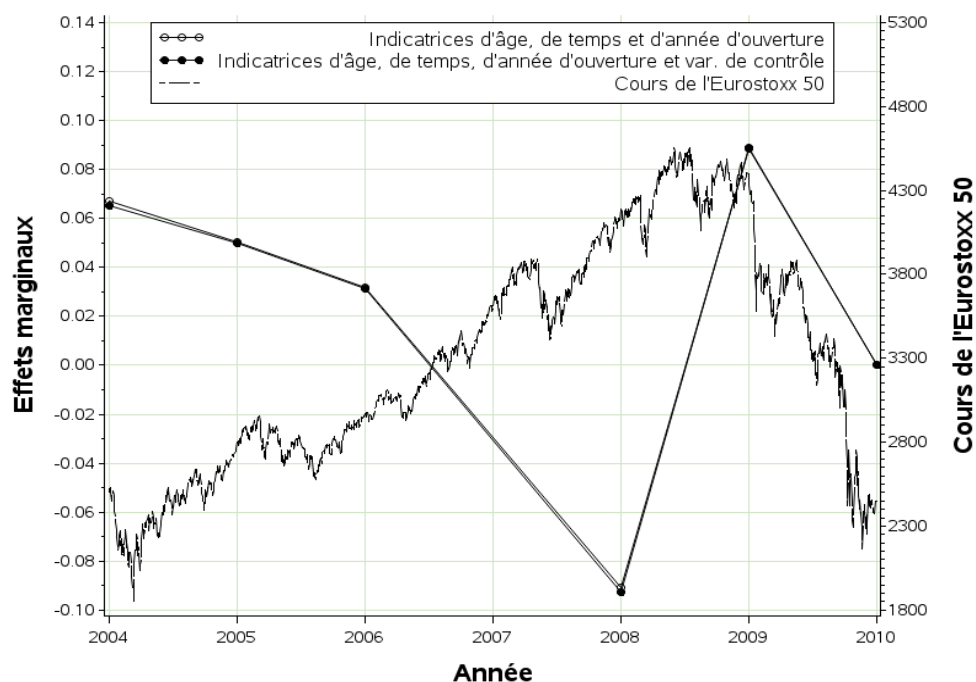
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Sur ce graphique, on observe un effet statistiquement significatif. Cet effet marginal présente une tendance à la baisse entre 2003 et 2005 puis reprend une tendance haussière à partir de 2007. Il est négatif à partir de 2004. L'interprétation économique est que le fait qu'un agent souscrive à un contrat d'assurance-vie à partir de l'année 2004 réduit les chances de gérer son portefeuille de façon passive comparativement aux contrats souscrits en 2002. La probabilité d'observer l'inertie de portefeuille sur un contrat ouvert en 2005 diminue de près de 8 % lorsque l'effet génération est exclu. Cet effet épouse globalement la tendance du marché boursier.

La seconde dimension vise à capter l'effet de l'année de versement sur la probabilité d'inertie de portefeuille. Le graphique 2.9 résume les résultats.

GRAPHIQUE 2.9: Estimation des effets marginaux de l'année de versement sur la probabilité d'inertie pour différents contrôles (échelle de gauche) et évolution du cours boursier (échelle de droite)



Notes : ce graphique superpose les effets marginaux associés aux indicatrices d'année de versement dans un modèle où toutes les indicatrices d'année de versement sont incluses et l'évolution du marché boursier entre 2003 et 2008 (échelle de droite). L'année de référence est de 2003. Il indique l'évolution de la probabilité d'avoir un portefeuille alloué de façon passive à mesure que l'année de versement change. 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.

Source : données assureur.

Comme l'indique le graphique 2.9, on observe un effet non nul de l'année de versement sur l'inertie de portefeuille. Cet effet suit une tendance baissière entre 2004 et 2008. L'effet de l'année 2008 sur la probabilité d'enregistrement de l'inertie de portefeuille est négatif et de l'ordre de -9 % comparativement à l'année de référence 2003. L'inclusion de variables de contrôle ne modifie pas le profil observé. Superposé avec le marché boursier, on note un effet à contretemps : en 2008, alors que le marché enregistrerait un pic boursier, les investisseurs s'empressent de réajuster leurs parts d'actifs risqués. Cette superposition suggère qu'une variation élevée du cours boursier occasionne une faible inertie de portefeuille car les investisseurs font des réajustements. Nous vérifions cela dans la sous-section suivante.

2.6.3 L'incidence des variations boursières sur l'inertie de portefeuille

La nouvelle dimension temporelle à laquelle nous nous intéressons est celle de l'incidence des variations boursières sur l'inertie de portefeuille. Implicitement, on s'attend à ce que les épargnants réallouent leur portefeuille suite à de forte baisses ou de forte hausses du marché financier, réduisant ainsi le phénomène d'inertie de portefeuille. Nous testons cette prévision normative en régressant la probabilité de survenue de l'inertie de portefeuille sur les rendements boursiers. La première variable explicative que nous considérons est le rendement en valeur absolue de l'Eurostoxx 50. Cette variable permet de capter les effets liés à une forte variation du cours boursier sur la présence de l'inertie de portefeuille. La seconde variable permet de capter le sens de la variation (hausse ou baisse du cours). C'est une indicatrice qui vaut « 1 » en cas de hausse. Cette variable permet de prendre en compte l'asymétrie éventuelle du comportement des épargnants dans la réponse suite à une hausse ou à une baisse du cours boursier. Le tableau 2.6 présente le résultat.

TABLEAU 2.6: Incidence des fluctuations boursières sur la probabilité d'inertie de portefeuille

Variable	Bourse uniquement	Effets de cohorte exclus
Constante	1,5534*** (0,0234)	-8,8483** (4,1967)
Rendement en valeur absolue	-2,8087*** (0,0804)	-3,4756*** (0,0884)
Sens de variation	0,148*** (0,0094)	0,0592*** (0,0105)
Indicatrices d'âge	Non	Oui
Indicatrices d'année d'ouverture	Non	Oui
Indicatrices d'ancienneté du contrat	Non	Non
Variables de contrôles	Non	Oui
Aire c	0,65	0,76
Nombre d'observations (AIC)	29 078 (28 153)	29 078 (25 859)

Notes : on a fait figurer dans ce tableau les résultats d'un modèle Probit déterminant la probabilité d'inertie de portefeuille. Les variables explicatives sont : le rendement en valeur absolue et le sens de variation des cours boursiers. La variable sens de variation est une indicatrice qui vaut « 1 » lorsque la variation du cours boursier est positive. Les variables de contrôle sont décrites dans l'annexe 2.D. La première colonne inclut uniquement les deux variables sus-citées. La deuxième colonne (« Effets cohortes exclus ») inclut toutes les variables explicatives dont les indicatrices de temps, excepté les indicatrices de cohorte de naissance et d'années d'ancienneté du contrat. * : 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. Aire c : mesure de précision du modèle.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Les paramètres estimés associés à ces variables sont significatifs à 1 % dans les deux configurations. Comme on peut le remarquer, la relation existant entre l'inertie de portefeuille et le rendement en valeur absolue de l'Eurostoxx 50 est négative. La probabilité de survenue de l'inertie de portefeuille diminue suite à une variation importante du cours des actions. Aussi, le fait que la variation sur le marché boursier soit positive augmente la probabilité d'inertie de portefeuille. Les épargnants sont donc plus sensibles aux baisses qu'aux hausses enregistrées sur le marché. Cette sensibilité s'oppose à l'effet de disposition. Ils réagissent aux informations nouvelles sur les rendements des titres, mais uniquement en cas de fortes variation.

En somme, les effets liés au temps ont une incidence très significative sur la probabilité de présence de l'inertie de portefeuille. En effet, le temps influence les décisions financières par le biais d'événements macro-financiers affectant les épargnants à une date donnée.

Ce résultat est cohérent avec celui de MALMENDIER et NAGEL (2011) qui montrent que les anticipations de rendement financier des ménages et la décision d'investir en actifs risqués sont très sensibles à la conjoncture boursière. Existe-t-il d'autres facteurs qui influencent la probabilité de survenue de l'inertie de portefeuille ?

2.6.4 Influence des caractéristiques des épargnants et des contrats sur l'inertie de portefeuille

Nous analysons à présent comment les caractéristiques des épargnants ainsi que ceux des contrats influencent la survenue de l'inertie des épargnants. L'équation testée est de la forme :

$$y_i = \beta_i + \sum_{k=38}^{60} \alpha_{ik} \mathbb{I}_{ik} + \sum_{t=2002}^{2009} \tau_{it} \mathbb{I}_{it} + \zeta_i Z_i + \epsilon_i, \quad (2.3)$$

où y_i est la variable dichotomique qui vaut « 1 » en cas d'inertie. $\mathbb{I}_{ik}$, $\mathbb{I}_{it}$ représentent respectivement les variables indicatrices d'âge, et de temps, Z_i le vecteur des autres variables explicatives et ϵ_i un terme d'erreur normalement distribué et d'espérance nulle.

Nous nous concentrons sur les autres variables explicatives Z_i (servant de variables de contrôle) et calculons leurs effets marginaux sur la probabilité de survenue de l'inertie. Le tableau 2.7 présente les effets marginaux des autres caractéristiques des contrats et des épargnants sur la probabilité d'inertie de portefeuille. Dans ce tableau, nous grisons les modalités de variables dont les paramètres sont statistiquement significatifs. Le tableau 2.8 présentant les paramètres estimés ainsi que leur significativité statistique est disponible dans l'annexe 2.D. Les résultats économétriques viennent confirmer, pour la plupart, les résultats des statistiques descriptives du tableau 2.3. Toutefois, ces effets, bien que statistiquement significatifs, sont faibles. Ils ne sont pas pertinents d'un point de vue économique.

TABLEAU 2.7: Effets marginaux sur l'inertie de portefeuille

Variables	Effets cohorte exclus
Sexe (référence homme)	
Femme	0,0058
Situation familiale (référence Celib, divorcé ou veuf)	
Concubin ou marié	0,0010
Autre	0,0006
Enfant (référence non)	
oui	-0,0039
CSP (référence Artisans commerçants)	
Professions libérales	-0,0056
Chefs d'Ese et cadres sup,	-0,0044
Agriculteurs et autres	-0,0091
Segmentation marketing (référence classe moyenne)	
Beaux quartiers	-0,0032
Classe moy, aisée	0,0086
Petits log, de ville	-0,0011
Ouv, touchées par le chômage	0,0048
Retraités	0,0105
Camp, et zones agricoles	0,0052
Autres	0,0076
Revenu (référence : revenu inférieur)	
Revenu supérieur	0,0052
Seg, Patrimoniale (référence Mass Market)	
Gestion privée	0,0064
Clients prg Exclusif	-0,0045
Affluent	0,0000
Nombre de versement	0,0057
Canal de distribution (référence : agents généraux)	
Agents spécialisés en assurance des personnes	-0,0051

Notes : ce tableau présente les effets marginaux des principaux facteurs caractéristiques des épargnants et des contrats sur l'inertie de portefeuille. Les modalités de variables grisées correspondent à celles dont les paramètres estimés sont statistiquement significatifs.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

En somme, l'inertie de portefeuille dans la gestion de portefeuille est influencée par l'âge de l'investisseur, l'année de souscription au contrat et l'année de versement. Le nombre d'enfants à charge, la catégorie socio-professionnelle, la segmentation patrimoniale et le montant du versement moyen ont statistiquement un effet nul sur la probabilité de présence de l'inertie de portefeuille. Il existe également d'autres considérations, comme le coût de gestion du portefeuille, qui devraient désinciter les investisseurs à gérer activement leur portefeuille (GUST et LÓPEZ-SALIDO, 2009). Mais la structure de nos données ne nous permet pas de tester cet aspect de la question.

2.7 Conclusion

Dans ce chapitre, nous nous sommes concentrés sur les relations existant entre le marché boursier, l'inertie et les choix de portefeuille. Nous mettons en évidence trois liens fondamentaux. La première question à laquelle nous avons répondu est de savoir comment les épargnants modifient la part investie en actifs risqués en fonction du cycle boursier. Nous avons analysé 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 seconde question vise à identifier les caractéristiques des épargnants ou des contrats favorables à l'inertie de portefeuille dans les choix financiers. Le troisième point que nous abordons vise à mettre en évidence l'effet non linéaire du marché boursier sur l'inertie de portefeuille. L'approche méthodologique repose sur les modèles Probit.

Tout d'abord, nous montrons que l'investissement en unités de compte est sensible à la conjoncture boursière, mais essentiellement à la date de souscription du contrat. Une forte procyclicité des choix d'investissement est mise en évidence et s'explique par une extrapolation de la performance boursière récente. Les nouveaux souscripteurs achètent des actifs risqués lorsque la Bourse connaît une tendance haussière et cessent d'en acheter quand elle est dans sa phase baissière. Ensuite, nous documentons une forte inertie de portefeuille.

Après avoir établi une mesure d'inertie de portefeuille, nous montrons que la propension à l'inertie de portefeuille est fortement influencée par le cycle de vie des épargnants, le temps et l'année d'ouverture du contrat. Enfin, nous montrons qu'en cas de fortes variations boursières, comme cela a été le cas sur la période observée, l'inertie de portefeuille enregistre une tendance baissière avec toutefois un effet asymétrique lié au sens de variation du marché. Nous constatons que les épargnants sont plus sensibles à la perte et ont tendance à plus réajuster leur portefeuille suite à une baisse sur le marché boursier pour limiter les pertes qu'en période de hausse boursière.

Toutefois, des facteurs exogènes comme les frais de gestion des contrats (fonction croissante du nombre de réajustement par exemple), peuvent inciter les ménages à ne pas rééquilibrer leur portefeuille. Nous n'arrivons pas à tester cet aspect de la question compte tenu de non disponibilité des données. Mais dans un contexte plus large, face à

cette passivité des investisseurs dans la réallocation des parts, il est usuellement suggéré de réduire l'exposition au risque des actions à mesure que la retraite approche. Nous évaluerons dans la suite si les ménages suivent cette recommandation et mesurerons l'effet du cycle de vie sur la part de la richesse investie en actifs risqués.

2.A Description des 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 critères 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 à un seuil donné.
- 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. Les deux réseaux sont composés d'entrepreneurs indépendants bénéficiant d'un mandat exclusif avec l'assureur. Les premiers ont pignon sur rue 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, l'épargne et les placements financiers. Leurs clients sont généralement des professions libérales, chefs d'entreprises ou cadres supérieurs.
- L'ancienneté du contrat : désigne le nombre d'années écoulées entre l'année d'ouverture du contrat et l'année d'observation.

2.B L'évolution de la part d'actifs risqués en cas d'inertie de portefeuille

Soient :

- r_n^{uc} et α_n respectivement le rendement et la part d'unités de compte au cours de l'année n
- r_n^{eu} le rendement des fonds euros au cours de l'année n
- $F_{UC,n}$ et $F_{EU,n}$ les montants respectivement investis en unités de compte et en fonds euros au cours de l'année n .

La part d'unités de compte α_n au cours de l'année n s'écrit :

$$\alpha_n = \frac{F_{UC,n}}{F_{UC,n} + F_{EU,n}}$$

Au cours de l'année $n + 1$, on a :

$$F_{UC,n+1} = F_{UC,n} * (1 + r_n^{uc})$$

$$F_{EU,n+1} = F_{EU,n} * (1 + r_n^{eu})$$

La part d'unités de compte α_{n+1} au cours de l'année $n + 1$ s'écrit, en cas d'inertie, comme suit :

$$\alpha_{n+1} = \frac{F_{UC,n} * (1 + r_n^{uc})}{F_{UC,n} * (1 + r_n^{uc}) + F_{EU,n} * (1 + r_n^{eu})}$$

En cas d'inertie, le rapport $\frac{\alpha_{n+1}}{\alpha_n}$ s'écrit comme suit :

$$\frac{\alpha_{n+1}}{\alpha_n} = \frac{F_{UC,n} * (1 + r_n^{uc})}{F_{UC,n} * (1 + r_n^{uc}) + F_{EU,n} * (1 + r_n^{eu})} \frac{F_{UC,n} + F_{EU,n}}{F_{UC,n}}$$

Après simplification, on a :

$$\alpha_{n+1} = \frac{1 + r_n^{uc}}{\alpha_n(1 + r_n^{uc}) + (1 - \alpha_n)(1 + r_n^{eu})} \alpha_n$$

2.C Calcul des effets marginaux d'une variable discrète dans le cas d'un Tobit et d'un Probit

Les graphiques 2.7 à 2.8 présentent les effets marginaux sur la probabilité d'occurrence de l'inertie de portefeuille des indicatrices d'âge, de cohorte, des années d'ouverture et de versement. Les formules habituelles des effets marginaux s'appliquent aux variables continues et non aux variables discrètes. Dans le cas d'un Probit, l'effet marginal (em) associé à la variable indicatrice X^k pour la probabilité de survenue de l'inertie de portefeuille 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 probabilité de survenue de Z_i :

$$em_i(X^k) = Prob(Z_i = 1 | X_i^k = 1) - Prob(Z_i = 1 | X_i^k = 0)$$

avec $Z_i = 1$ en cas de l'inertie de portefeuille et $Z_i = 0$ sinon.

Nous pouvons alors déduire l'effet marginal moyen de l'échantillon en prenant la moyenne des effets marginaux individuels :

$$em(X^k) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N em_i(X^k)$$

2.D Regression

TABLEAU 2.8: Régression Probit sur la probabilité d'occurrence de l'inertie de portefeuille

Variables	Effets cohorte exclus
Constante	-11,4318*** (4,2716)
Age (référence : 38 ans)	
39	0,1837 (0,1122)
40	0,096 (0,1078)
41	0,1629 (0,1075)
42	0,1974* (0,1061)
43	-0,0243 (0,1044)
44	0,1284 (0,1032)
45	0,1508 (0,1032)
46	0,1516 (0,1032)
47	0,1988* (0,1032)
48	0,1719* (0,1032)
49	0,1847* (0,1031)
50	0,1828* (0,1032)
51	0,1538 (0,1033)
52	0,1865* (0,1034)
53	0,1933* (0,1035)
54	0,184* (0,1038)
55	0,3793*** (0,1037)
56	0,3908*** (0,1038)
57	0,3769*** (0,1041)
58	0,396*** (0,1046)
59	0,3856*** (0,1053)
60	0,3309*** (0,1034)
Sexe (référence homme)	
Femme	0,0261*** (0,0101)
Situation familiale (référence Celib, divorcé ou veuf)	
Concubin ou marié	0,0052 (0,0112)
Autre	0,033* (0,0173)
Enfant (référence non)	
oui	-0,0151 (0,0109)
CSP (référence Artisans commerçants)	
Professions libérales	-0,0244 (0,0152)
Chefs d'Ese et cadres sup,	-0,0177* (0,0211)
Agriculteurs et autres	-0,0288 (0,0228)

Tableau 2.8 (suite) – Régression Probit sur la probabilité d'occurrence de l'inertie de portefeuille

Variables	Effets cohorte exclus
Segmentation marketing (référence classe moyenne)	
Beaux quartiers	-0,008 (0,0199)
Classe moy, aisée	0,0307* (0,02)
Petits log, de ville	-0,003 (0,0191)
Ouv, touchées par le chômage	0,0264 (0,026)
Retraités	0,0312 (0,0309)
Camp, et zones agricoles	0,0198 (0,018)
Autres	0,0324 (0,0199)
Revenu (référence : revenu inférieur)	
Revenu supérieur	0,0229 (0,0198)
Seg, Patrimoniale (référence Mass Market)	
Gestion privée	0,0178 (0,0373)
clients prg Exclusif	-0,0043 (0,0236)
Affluent	0,0003 (0,0158)
Nombre de versement	0,0226*** (0,0032)
Canal de distribution (référence : agents généraux)	
Agents spécialisés en assurance des personnes	-0,0371*** (0,0122)
Année d'ouverture (référence 2009)	
2003	0,1002*** (0,0142)
2004	-0,06*** (0,0164)
2005	-0,3118*** (0,0208)
2006	-0,2951*** (0,0167)
2007	-0,3116*** (0,02)
2008	0,1671*** (0,0245)
Indicatrices d'année d'observation	oui
Indicatrices d'ancienneté du contrat	non
Aire c	0,79
Nombre d'observations(AIC)	29 078 (24 877)

Notes : on a fait figurer dans ce tableau les résultats d'un modèle Probit déterminant la probabilité d'occurrence de l'inertie de portefeuille. Les variables explicatives sont décrites dans l'annexe 2.D. 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. Les effets marginaux des indicatrices d'âge, d'années d'ouverture et de versement sont respectivement reportés sur les graphiques 2.7–2.8. * : 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. Aire c : mesure de précision du modèle.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Chapitre 3

L'exposition au risque financier

3.1 Introduction

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. En France, la détention d'actions et d'OPCVM 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.

La gestion d'un portefeuille de titres nécessite des choix complexes produisant des conséquences potentiellement lourdes sur le rendement à long-terme de l'épargne et sur le niveau de vie. Alors qu'une littérature en forte expansion souligne les défauts de rationalité des ménages en matière de choix financiers (par exemple CAMPBELL et VICEIRA, [2005b](#)) et que des enquêtes suggèrent qu'un nombre insuffisant de ménages sont capables de maîtriser les concepts financiers de base¹, il paraît important d'étudier comment les ménages gèrent en pratique leur épargne financière.

La présente étude poursuit un tel objectif en se concentrant sur une dimension importante des choix de portefeuille : comment les épargnants modifient la part investie en

1. Selon une étude réalisée par le CRÉDOC et al. ([2011](#)) 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 1502 personnes de plus de 18 ans) reconnaissent qu'ils se sentent un peu perdus en matière de placements financiers.

actifs risqués en fonction du cycle de vie. 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 ménages 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 dans le chapitre 1. Deuxièmement, dans la mesure où les revenus du travail ne sont pas ou peu 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 réduire avec l'âge (BODIE et al., 1992 ; VICEIRA, 2001). Le chapitre 1 montre que les bénéfices du désinvestissement en actifs risqués ne sont pas si évidents. Mais seul le premier argument est testé dans ce chapitre. 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 lorsque l'investissement s'échelonne sur une longue période. 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, certains gouvernements ont passé des lois visant à promouvoir ce type de gestion. C'est le cas des Etats-Unis à travers le *Pension Protection Act* voté en 2006 ou la France via le Plan d'Epargne Retraite Populaire (PERP) également lancé en 2006.

Nous disposons pour notre étude des données d'une grande compagnie d'assurance enregistrant les souscriptions de contrats Madelin ouverts entre mars 2002 et avril 2009, soit environ 8000 contrats. Cette source de donnée a été préalablement décrite dans le chapitre 2.

Nous montrons que la part du capital investie en actifs risqués choisie par l'épargnant décline de façon régulière avec l'âge une fois tenus compte des effets temps et en excluant les effets génération. Le profil par âge décline également dans la configuration inverse (prise en compte des effets génération et exclusion des effets temps) mais la baisse est moins accentuée. Elle est en effet le produit de deux phénomènes. D'une part le nombre d'épargnants investissant dans des actifs risqués tend à s'accroître avec l'âge. D'autre part, conditionnellement à investir, la part risquée diminue avec l'âge.

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 grand 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 d'âge, du temps et de génération en raison d'une relation linéaire entre les trois variables. Nous reviendrons sur ces problèmes d'identification dans la deuxième section du présent chapitre. 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.

KING et LEAPE (1987) se concentrent sur un aspect de la rationalité des ménages et au manque de connaissance des opportunités d'investissement qui sont disponibles. À partir des données d'enquête d'une compagnie d'assurance et de fonds de placement américaine, ils montrent que la probabilité de détention d'actions augmente avec l'âge. Une limite de cette étude est celle de la confusion entre les effets d'âge et de cohorte due à la nature des données. Sur des données de même structure, BODIE et CRANE (1997) montrent que la part de richesse détenue sous forme d'actifs risqués diminue avec l'âge et augmente avec la richesse.

En France, les enquêtes patrimoine conduites par l'INSEE permettent d'estimer l'effet

d'âge sur des données en coupe. ARRONDEL et MASSON (2003) sur l'enquête 1998 et INSEE Première (2010) sur l'enquête 2010 trouvent une relation en forme de cloche entre l'âge et la part risquée. EL MEKKAOUI et al. (2001) exploitent l'enquête patrimoine 1998 et estiment un effet d'âge en contrôlant par un grand nombre de variables socio-démographiques 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. Cette catégorie est en moyenne plus riche que la population générale et dispose de revenus moins stables que ceux des salariés (INSEE, 2006). Nous utilisons également un 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 en dehors du contrat d'épargne étudié. 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 viagères². Notre source a cependant plusieurs avantages. Les données utilisées sont de type administratif et ne souffrent pas des biais des données déclaratives, non négligeables en matière d'informations sur le patrimoine. Nous disposons également de données de panel, ce qui nous permet de suivre les épargnants au cours du temps et ainsi de mieux identifier les effets d'âge. Enfin, nous disposons de données couvrant la période 2003-2010 pendant laquelle un cycle boursier complet s'est déroulé. Cette caractéristique de nos données s'avère particulièrement utile pour distinguer les effets d'âge des effets temporels.

La suite du présent chapitre est organisée comme suit. La deuxième section présente les problèmes d'identification de l'âge du temps et de la cohorte. La troisième section place l'étude dans son contexte et revient sur les données utilisées. La quatrième section présente l'investissement en actifs risqués en fonction du cycle de vie et la dernière section conclut.

2. Voir COILE et MILLIGAN (2009) pour l'étude de la désaccumulation d'actifs risqués aux vieux âges.

3.2 Problèmes d'identification de l'âge, du temps et de la cohorte

Cette section revient sur les problèmes d'identification de l'âge, du temps et de la cohorte. L'âge, le temps et la cohorte ne varient pas de façon indépendante et il n'existe aucune possibilité de démêler ces trois effets sans hypothèse supplémentaire. Un effet d'âge se définit comme un phénomène vécu par un individu à un moment précis de son cycle de vie. Il se distingue de l'effet de cohorte qui affecte identiquement l'ensemble des ménages d'une même génération, peu importe leur âge ou l'année d'observation. L'effet de temps inclut tous les facteurs qui influencent à une date précise les choix de portefeuille, peu importe l'âge des investisseurs ou leur année de naissance. Par exemple, les investisseurs ayant observé la stagnation du rendement des actions dans les années 1970 peuvent être amenés à se détourner de ces actifs leur vie durant. En raison de la relation indissoluble qui prévaut entre l'âge, la génération de naissance et le temps ($a_{it} \equiv t - b_i$), il est impossible de réfuter l'affirmation empirique stipulant qu'une série de donnée générée par une fonction $f(a_{it}, b_i, t)$ puisse être générée par une fonction de deux des trois variables. Nous pouvons en effet générer $g(a_{it}, b_i) \equiv f(a_{it}, b_i, a_{it} + b_i)$ ou $h(b_i, t) \equiv f(t - b_i, b_i, t)$ ou $j(a_{it}, t) \equiv f(a_{it}, t - a_{it}, t)$ tel que $g(a_{it}, b_i) = h(b_i, t) = j(a_{it}, t)$ (AMERIKS et ZELDES, 2004). Il est clair que nous ne pouvons pas identifier le temps, l'âge, et les effets de cohorte sans imposer de nouvelles hypothèses.

Par ailleurs, il existe plusieurs méthodes d'analyse en cas d'identification de l'âge, le temps, et la cohorte ou méthodes de décomposition APC (Âge-Période-Cohorte). Au nombre de ces méthodes, nous pouvons énumérer la théorie de Mason, la méthode par effet croisé, la méthode des (pseudo) panels, la combinaison de variables catégorielles et de variables continues la méthode des variables instrumentales et la méthode de l'estimateur intrinsèque.

3.2.1 La théorie de Mason

La théorie proposée par Mason et ses co-auteurs en 1970 sur les problèmes d'identification consiste à poser une contrainte sur les coefficients estimés. Il s'agira par exemple, de poser indifféremment une contrainte d'égalité entre les coefficients estimés de deux modalités de la variable âge, période ou cohorte. On posera, par exemple, que $age1 = age2$, que $cohorte6 = cohorte7$ et/ou que $annee1 = annnee2$. Cette hypothèse est très restrictive

et aucun test de validité des contraintes n'est effectué. Un autre problème d'une telle approche est qu'à des contraintes d'égalité différentes vont correspondre des estimations différentes des coefficients (CHAUVEL, 2002). Le problème qui se pose est de savoir quelle contrainte d'égalité choisir, le pouvoir explicatif des différents modèles, mesuré par le R^2 , étant sensiblement le même et la pente des courbes variant substantiellement selon la contrainte introduite dans le modèle. En réponse à ce problème, MASON et al. (1973) rappellent que le modèle ne doit pas être estimé sans une certaine prudence. Cela dit, pour eux, l'ajout de contraintes raisonnées, issues d'une réflexion sociologique en fonction de l'objet de recherche, est envisageable et permet d'obtenir des évaluations satisfaisantes. Il demeure néanmoins que cette solution ne permet pas toujours d'éliminer la colinéarité (FLEURY, 2010).

3.2.2 Méthode par effets croisés

Il est possible, en effectuant des tests de restriction sur un modèle complètement saturé, de tester la validité des trois sous modèles suivants (BERNDT et al., 1995) :

- modèle Cohorte-Période,
- modèle Âge-Période,
- modèle Âge-Cohorte

Cette méthode permet de déterminer quels effets peuvent être exclus lorsque l'on cherche à estimer l'impact de l'âge, du temps et de la génération de naissance sur la variable dépendante y (BASCOUL et al., 2003). Partant du sur-modèle saturé, on régresse la variable dépendante y sur tous les effets croisés susceptibles de lier les effets d'âge, de période et de cohorte. Les trois sous-modèles *cohorte* – période, période – âge, *cohorte* – âge se déduisent alors du sur-modèle saturé par l'intermédiaire de différents jeux de restrictions.

L'avantage de cette méthode est qu'elle peut s'interpréter à l'aide d'outils graphiques simples. Il existe six manières distinctes de représenter, dans un plan à deux dimensions, la moyenne d'une variable dépendante y par âge, période et cohorte. Notons que ces six graphiques contiennent en réalité exactement la même information, puisqu'ils ne constituent que six manières différentes d'observer la même chose, dès lors que connaissant les coordonnées d'un point dans l'espace engendré par deux des trois variables, on peut retrouver aisément la coordonnée de ce point dans la dimension de la variable exclue, en

utilisant la relation ($a_{it} \equiv t - b_i$). Cependant, cette méthode repose essentiellement sur l'hypothèse de faible hétérogénéité inobservée entre les individus.

3.2.3 La combinaison des variables catégorielles et continues

Cette méthode consiste également à éviter que l'âge soit égal à la période moins la cohorte. On utilisera, par exemple, la variable âge en tant que variable continue, puis les variables Cohorte et Période comme des variables catégorielles (*dummy variables*). À l'instar de la précédente, cette méthode ne résout pas toujours le problème de colinéarité. Il faut donc être vigilant lorsqu'on y recourt.

3.2.4 Remplacer une variable par une variable externe qui lui est corrélée

Cette méthode consiste à retirer une des variables liées à la cohorte, à l'âge ou à la période et à la remplacer par une variable qui lui est fortement corrélée. On remplacera par exemple, la variable cohorte par la proportion de diplômés universitaires ; la variable période par les taux de chômage, d'inflation ou d'épargne ; ou encore, la variable âge par le statut d'activité, la situation familiale (FLEURY, 2010).

En somme, il n'existe aucune méthode statistique qui permet d'éliminer entièrement la colinéarité prévalant entre l'âge, la génération et le temps. Nous recourons essentiellement à la méthode par effet croisé dans la partie d'analyse descriptive. Toutefois, à partir des données empiriques, on peut faire des choix *a priori*, ou selon la structure des données, éliminer l'effet le moins pertinent à partir de tests statistiques. C'est ce que nous ferons dans la suite à partir des données que nous présentons dans la section suivante.

3.3 Contexte et données de l'étude

Le système de retraite français repose sur trois piliers : le pilier par répartition couvrant la majeure partie des dépenses de retraite, les piliers par capitalisation respectivement professionnel et individuel. Composé de produits financiers assortis d'avantages fiscaux pendant la phase de versement et contraignant le souscripteur à transformer l'épargne accumulée en rentes viagères à la retraite, le pilier par capitalisation individuel est le plus récent et est en croissance depuis plus de deux décennies. Certains produits sont spécifiquement destinés aux fonctionnaires (« Préfon Retraites »), d'autres aux salariés (Plan

d'épargne Retraite Populaire) ou aux travailleurs indépendants (contrats Madelin). En 2009, les produits d'épargne retraite individuels souscrits hors du cadre professionnel représentaient 800 000 rentiers et trois millions d'épargnants. L'épargne retraite individuelle et professionnelle reste cependant encore marginale en France. Les cotisations des deuxième et troisième piliers ne représentaient en 2009 que 5,4 % du montant total des cotisations de retraite (obligatoire et facultatives), et 2,3 % des prestations totales pendant la retraite (Études et Résultats, 2011). Les rentes versées en proportion du dernier revenu d'activité restent faibles (DIRER et ROGER, 2010).

La base de données utilisée dans le cadre de cette étude est constituée d'environ 39 000 observations échelonnées sur une période moyenne de 8 ans. Elle nous renseigne sur l'ensemble des souscriptions de contrats Madelin enregistrées auprès d'une grande compagnie d'assurance opérant en France. On note deux types d'information sur les souscripteurs :

- Les caractéristiques de l'épargnant
- Les caractéristiques du contrat.

Le descriptif des données est disponible dans le chapitre 2. Par ailleurs, nous remarquons qu'il y a beaucoup de données aberrantes dans les parts investies en unités de compte en 2006. C'est pour cela que nous faisons une prévision des parts investies en unités de compte au cours de cette année. En effet, nous calculons les moyennes par contrat des parts investies en unités de compte entre 2002 et 2005 pour les contrats existant avant 2006 et entre 2007 et 2009 pour les contrats ouverts en 2006.

Les tableaux 3.1 et 3.2 présentent des statistiques sommaires sur les caractéristiques des investisseurs de notre base d'étude. On suit l'évolution en moyenne des caractéristiques démographiques des épargnants et les caractéristiques du contrat en 2009. Au cours de cette année, 9 139 épargnants ont effectués des versements en unités de compte. Environ 68 % de ces épargnants sont des hommes. 57 % des épargnants vivent en concubinage ou sont mariés. Plus de la moitié n'ont pas d'enfant en charge. La plupart de ces épargnants habitent les beaux quartiers, les petits logements de ville, les campagnes et les zones agricoles. Très peu sont des retraités. 69 % des épargnants en unités de compte sont des chefs d'entreprise et des cadres supérieurs. La part d'unités de richesse moyennement investie en unité de compte est de 0,35. Le versement annuel moyen des investisseurs

s'élève à 759,27 € en 2009. Nous approximations la richesse des ménages par l'épargne totale accumulée. Cette richesse est estimée à 21 935 € en 2009.

TABLEAU 3.1: Statistiques descriptives

	N. obs.	Pct.	Moyenne	Ec.-type	Min.	Max.
Part d'unités de compte ^a :	9091		0.35	0.20	0	0.99
Montant investi :	9138		21935.02	29093.69	112.77	516475.91
Versement moyen :	9139		759.27	4875.66	45.00	233477.46

Note : ce tableau présente les statistiques descriptives associées aux variables quantitatives de l'étude.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

a. Variable dépendante de l'étude

TABLEAU 3.2: Statistiques descriptives (suite)

	N. obs.	Pct. (%)	Freq. UC (%)	^a Moy. UC
Sexe :				
Homme	6 181	67,63	85,00	0,42
Femme	2 958	32,37	84,50	0,41
Total	9 139	100,00		
Situation familiale :				
Celib, divorcé ou veuf	2 775	30,36	85,84	0,42
Concubin ou marié	5 209	57,00	85,50	0,42
Autres	1 155	12,64	79,48	0,40
Total	9 139	100,00		
Enfant :				
non	6 111	66,87	84,06	0,41
oui	3 028	33,13	86,42	0,43
Total	9 139	100,00		
Seg. marketing :				
Beaux quartiers	1 696	18,56	87,03	0,43
Classe moy, aisée	1 103	12,07	84,86	0,42
Classe moyenne	841	9,2	84,30	0,42
Petits log, de ville	1 568	17,16	85,90	0,41
Ouv, touchées par le chôm.	403	4,41	86,35	0,40
Retraités	273	2,99	86,44	0,41
Camp, et zones agricoles	1 777	19,44	83,90	0,41
Autres	1 478	16,17	81,93	0,43
Total	9 139	100,00		
CSP :				
Artisans commerçants	128	1,40	81,91	0,42
Professions libérales	811	8,87	85,96	0,41
Chefs d'Ese et cadres sup,	6 350	69,48	84,51	0,44
Agriculteurs et autres	1850	20,24	81,71	0,42
Total	9 139	100,00		

Note : ce tableau présente les statistiques descriptives associées aux variables qualitatives de l'étude. Dans la 1^{ère} colonne, nous avons les variables ainsi que les modalités, dans la 2^{ème} colonne le nombre d'observation pour chaque modalité de la variable. Dans la 3^{ème} colonne, nous pouvons observer le pourcentage associé au nombre d'observation de chaque modalité et dans la 4^{ème} colonne, nous avons pour une modalité donnée, la proportion d'individus détenant une part d'unités de compte non nulle. La dernière colonne présente les parts moyennes d'unités de compte détenue pour une modalité donnée.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

a. Unités de compte

Tableau 3.2 – Statistiques descriptives (suite)

	N. obs.	Pct.	Frequence UC	Moyenne UC
Année d'ouverture				
2002	1 015	11,11	78,62	0,28
2003	1 014	11,10	70,31	0,31
2004	1 002	10,96	85,53	0,35
2005	1 013	11,08	92,60	0,46
2006	2 245	24,57	94,03	0,47
2007	1 354	14,82	94,09	0,47
2008	1 231	13,47	75,63	0,44
2009	265	02,90	49,81	0,37
Total	9 139	100,00		
Seg. patrimoniale				
Gestion privée	128	01,40	77,34	0,37
clients prg Exclusif	811	8,87	90,75	0,44
Affluent	6 350	69,48	84,82	0,40
Mass Market	1 850	20,24	82,86	0,45
Total	9 139	100,00		
Classe de cohorte				
Avant 1946	123	1,35	60,16	0,25
1946-1950	968	10,59	79,96	0,28
1951-1955	2 103	23,01	83,59	0,34
1956-1960	2 986	32,67	85,90	0,43
1961-1965	2 959	32,38	87,29	0,50
Total	9 139	100,00		
Classe d'âge				
41-45 ans	1 296	14,18	88,27	0,52
46-50 ans	2 886	31,58	86,35	0,47
51-55 ans	2 742	30,00	85,16	0,40
56-60 ans	2 215	24,24	80,50	0,30
Total	9 139	100,00		

Note : ce tableau présente les statistiques descriptives associées aux variables qualitatives de l'étude. Dans la 1^{ère} colonne, nous avons les variables ainsi que les modalités, dans la 2^{ème} colonne le nombre d'observation pour chaque modalité de la variable. Dans la 3^{ème} colonne, nous pouvons observer le pourcentage associé au nombre d'observation de chaque modalité et dans la 4^{ème} colonne, nous avons pour une modalité donnée, la proportion d'individus détenant une part d'unités de compte non nulle. La dernière colonne présente les parts moyennes d'unités de compte détenue pour une modalité donnée.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

3.4 L'investissement en actifs risqués au cours du cycle de vie

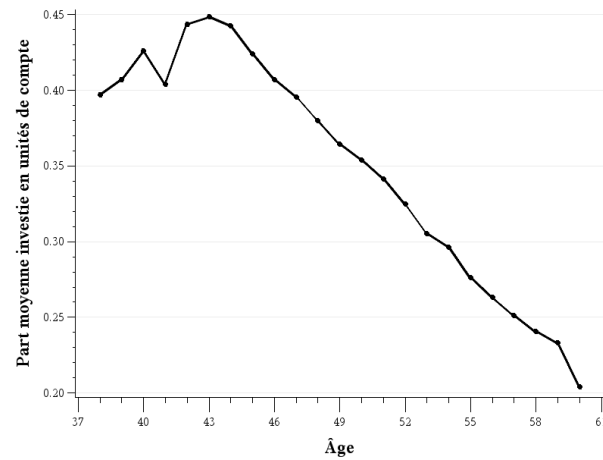
Le modèle de cycle de vie, introduit par Modigliani, décrit de façon normative le comportement dans le temps d'un agent qui consomme, épargne et accumule selon une certaine rationalité. Dans un univers d'incertitude des revenus, de contraintes de liquidité, et/ou les coûts de transaction ne sont pas négligeables, il n'est pas facile de définir un modèle intertemporel. Néanmoins, la part optimale de richesse investie dans un portefeuille d'actions dépend de certaines variables d'état, y compris éventuellement les caractéristiques démographiques. Nous pouvons spécifier une équation de la forme :

$$w_{it} = f(a_{it}, b_i, t, Z_{it}), \quad (3.1)$$

où w_{it} est la part de richesse détenue en actions par l'individu i à un temps t , t étant l'indice temporel (temps calendaire) ; la variable temporelle permet de capter les effets liés au temps, notamment les effets liés au cycle boursier. a_{it} désigne l'âge de l'individu i à un temps t , b_i son année de naissance, permet de capter les effets de cohorte. Z_{it} est un vecteur désignant le reste des variables explicatives.

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 précipitée d'un portefeuille boursier en période de creux boursier peut réduire sensiblement les revenus de 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 disposition des travailleurs indépendants est de reculer la date de leur 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. C'est ce que nous remarquons sur le graphique 3.1 ci-dessous.

GRAPHIQUE 3.1: Part investie en unités de compte en fonction de l'âge



Note : ce graphique indique les parts moyennes d'unités de compte détenues par les épargnants en fonction de l'âge. Nous regroupons les épargnants âgés de 61 ans et plus avec les 60 ans.

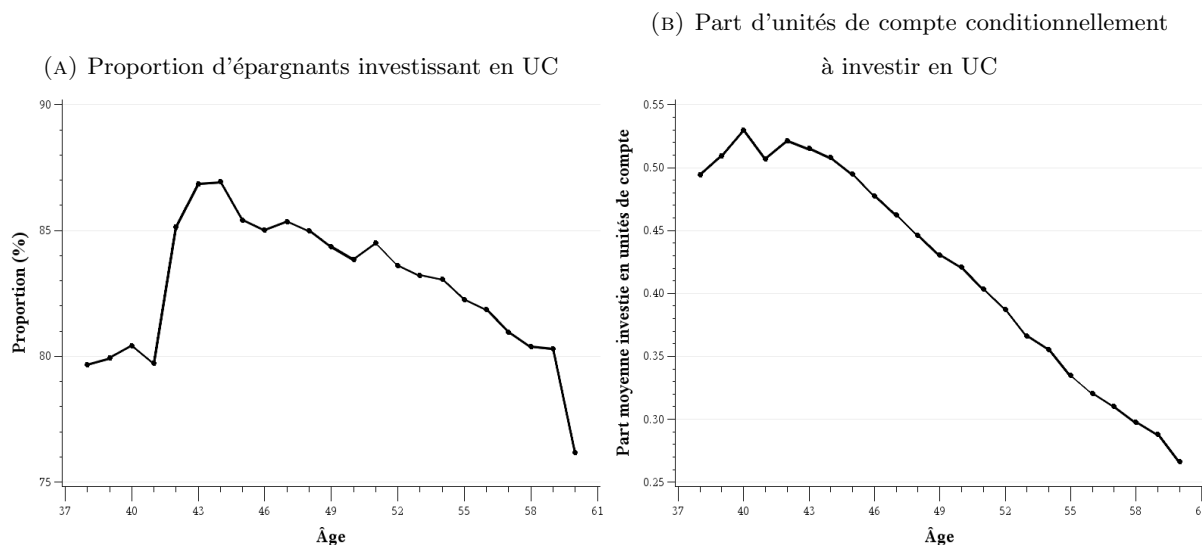
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Les épargnants en unités de compte accroissent leur investissement au cours de la première partie du cycle de vie, pour ensuite désinvestir au cours de la seconde partie, celle qui correspond notamment à l'approche de la retraite.

La décomposition de l'évolution de la part en UC en une marge extensive (la variation de la proportion d'épargnants investissant en UC) et en une marge intensive (la part des épargnants investissant en unités de compte conditionnellement à investir en UC) donne un profil similaire. C'est ce que nous remarquons sur le graphique 3.2.

GRAPHIQUE 3.2: Fréquence et part conditionnelle d'unités de compte en fonction de l'âge



Note : ces graphiques indiquent la proportion d'épargnants détenant une part d'unités de compte non nulle en fonction de l'âge (graphique de gauche) et la part moyenne d'unités de compte détenues par les épargnants conditionnellement à y investir (graphique de droite). Nous regroupons les épargnants âgés de 61 ans et plus avec les 60 ans.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

Entre 38 et 44 ans, on observe une hausse de la proportion des épargnants investissant en UC d'environ 9 %. Par la suite, cette proportion décroît et reste minimale pour les épargnants âgés de 60 ans. Mais les graphiques 3.1 et 3.2 ne démêlent pas les effets d'âge des effets de cohorte et de temps. Comment pouvons-nous évaluer les effets d'âge distinctement des autres effets ?

L'effet de l'âge sur la part investie en UC peut être évalué de deux manières. Nous pouvons regarder la relation statistique entre les deux variables (soit la dérivée totale de la part en UC par rapport à l'âge) ou estimer une relation en contrôlant par des variables sociodémographiques et économiques susceptibles d'influencer la part investie en UC à travers l'âge (soit 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 intéressante dans le cadre de 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

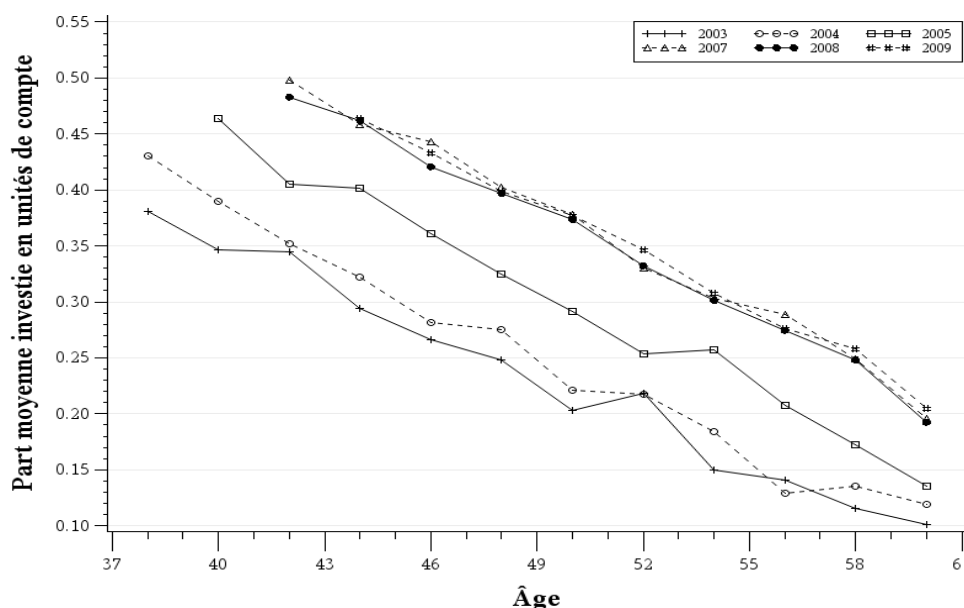
un certain nombre de propriétés graphiques décrivant la relation totale entre l'âge et la part investie en UC.

3.4.1 Analyse graphique de la relation entre l'âge et la part risquée de l'épargne

Comme nous l'avons préalablement dit, 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 70 peuvent s'éloigner durablement des marchés financiers (MALMENDIER et NAGEL, 2011). Une difficulté statistique réside dans l'impossibilité de séparer simultanément ces trois effets, d'où le recours aux méthodes d'identification vues dans la 2^e section. L'utilisation de données de panel par rapport à des données en coupe permet d'estimer des effets temporels ou de séparer les effets d'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.

On peut estimer l'effet d'âge en contrôlant par la cohorte de naissance ou par l'année d'observation. Le graphique 3.3 présente l'influence de l'âge en coupe transversale. Cela revient à négliger les effets génération et neutraliser les effets temps puisque ces derniers agissent seulement sur la translation des courbes.

GRAPHIQUE 3.3: Vue en coupe transversale des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge



Note : les épargnants ayant souscrit un contrat en 2005 investissaient 40 % de leur épargne en unités de compte à l'âge de 42 ans.

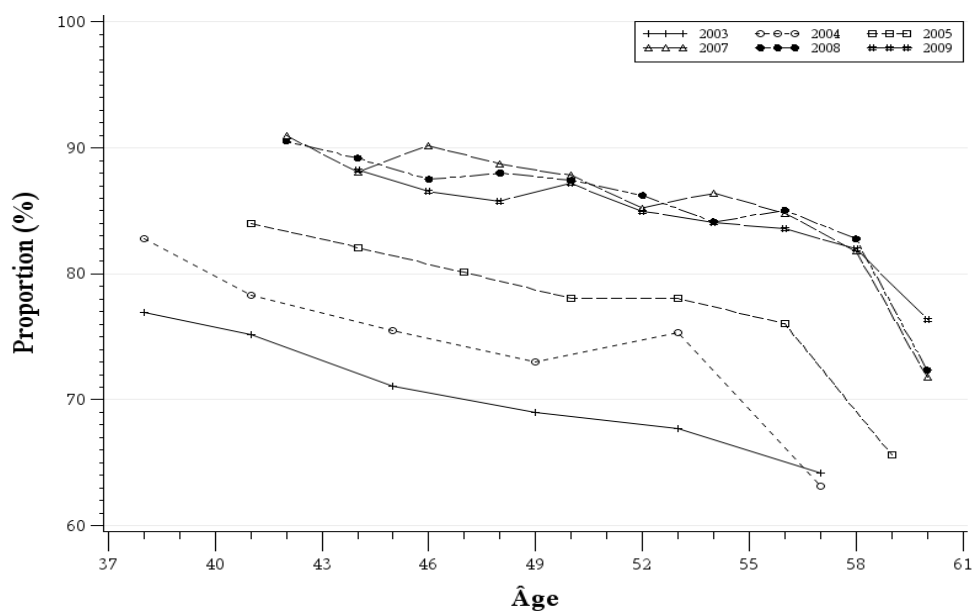
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.

Source : données assureur.

Les épargnants réduisent régulièrement la part investie en UC à mesure qu'ils vieillissent. Remarquons que chaque courbe relie les parts en 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 en UC des générations plus âgées est une estimation correcte de ce que sera la part 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.

Par ailleurs, lorsqu'on suit l'évolution des investissements en actifs risqués en fonction de l'âge, présentée par le graphique 3.16 de l'annexe 3.B, on remarque que l'allure de la courbe est plate entre 25 et 79 ans. Il y a également une similitude dans l'évolution des parts de richesse investies en unités de compte et celles allouées aux actifs risqués entre 49 et 60 ans.

GRAPHIQUE 3.4: Vue en coupe transversale des proportions d'épargnants ayant investi en unités de compte en fonction de l'âge

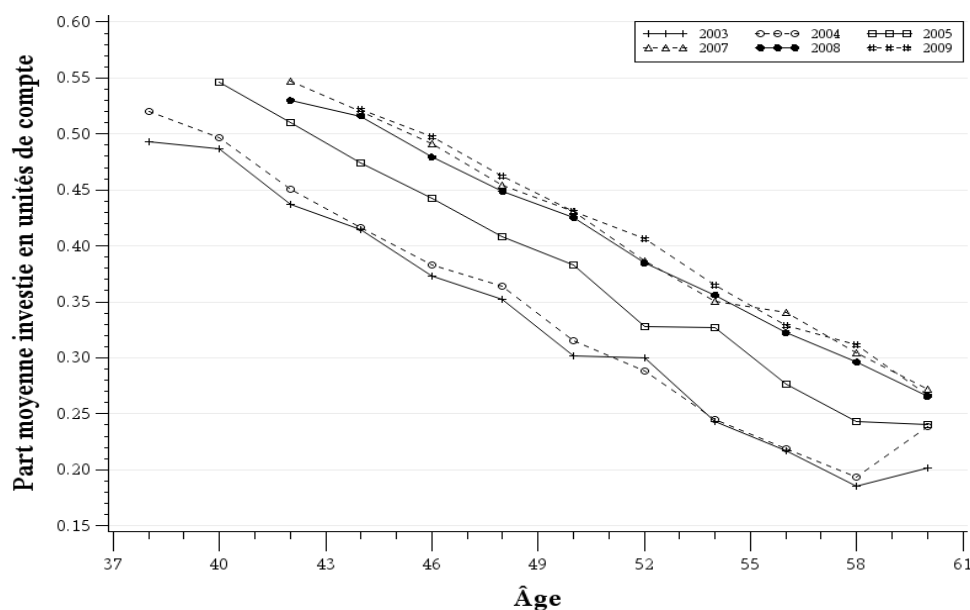


Note : ce graphique indique la proportion d'épargnants détenant une part d'unités de compte strictement positive à chaque période en fonction de l'âge.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.

Source : données assureur.

GRAPHIQUE 3.5: Vue en coupe transversale des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge, conditionnellement à investir



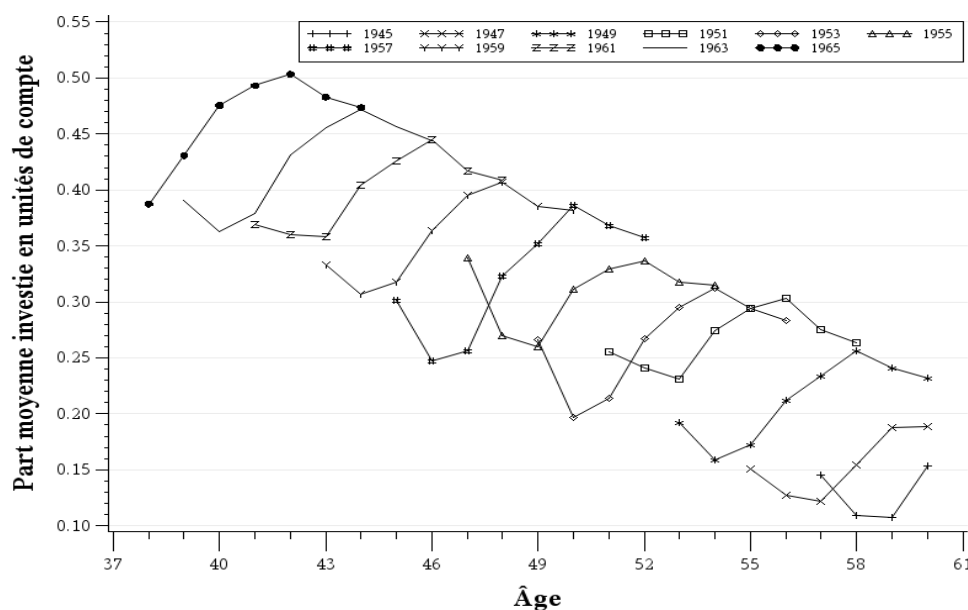
Note : les épargnants ayant souscrit un contrat en 2005 investissaient 51 % de leur épargne en unités de compte à l'âge de 42 ans.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.

Source : données assureur.

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, comme le montre le graphique 3.6.

GRAPHIQUE 3.6: Vue de cohorte des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge



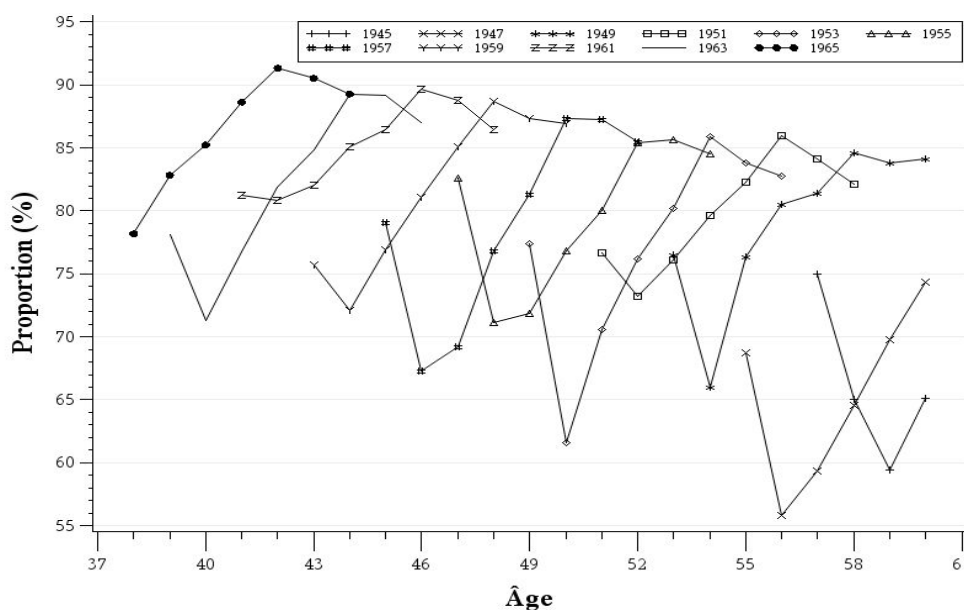
Note : La part investie en unités de compte des épargnants nés en 1957 était de 35 % à l'âge de 49 ans. Pour des raisons de clarté, seules les parts d'UC des épargnants nés une année impaire sont reproduites. Les parts d'UC des épargnants nés une année paire ont un profil similaire et s'intercalent entre 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.

La translation vers le bas des courbes indique que les générations plus âgées investissent moins en actifs risqués que celles 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. La décomposition par dates de naissance a l'avantage de suivre une même génération au cours du temps. Si nous suivons l'effet d'âge qui découle de cette décomposition, celui-ci est très différent de celui observé sur le graphique 3.3 qui contrôle les effets temps. L'inconvénient de la représentation par cohorte est le pendant de la représentation par année d'observation du graphique précédent.

GRAPHIQUE 3.7: Vue de cohorte des proportions d'épargnants ayant investi en unités de compte en fonction de l'âge



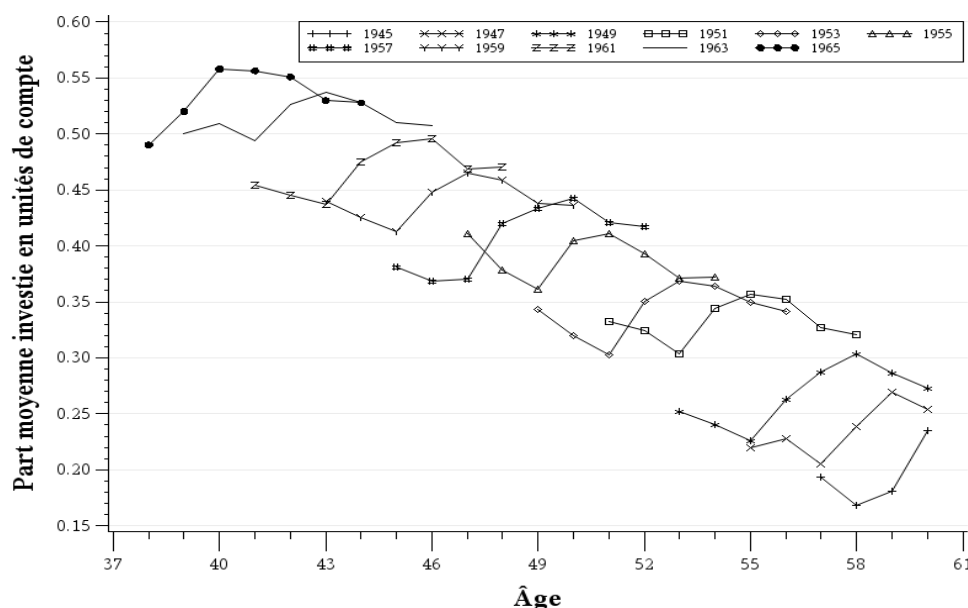
Note : ce graphique indique la proportion d'épargnants détenant une part d'unités de compte strictement positive par cohorte, pour toutes les dates de naissance impaires, en fonction de l'âge. Les proportions d'épargnants nés une année paire ont un profil similaire et s'intercalent entre les courbes 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.

Comparée à l'évolution des proportions des investisseurs en titres de participations suivant l'âge présentée par le graphique 3.19 de l'annexe 3.B, et qui indique une allure plate, on remarque quelques similitudes entre les deux courbes pour les épargnants âgés de 49 à 60 ans.

GRAPHIQUE 3.8: Vue de cohorte des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge, conditionnellement à investir



Note : La part investie en unités de compte des épargnants nés en 1957 conditionnellement à investir était de 42 % 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.

Les effets temps, s'ils existent, sont mélangés avec les effets d'âge. Or, des effets temporels sont visibles sur le graphique 3.6³. Le profil en forme de S inversé de chaque génération est attribuable à l'effet du cycle boursier déjà commenté au niveau du graphique 2.2⁴ du chapitre 2. Nous avons vu dans ce chapitre que cet effet s'explique par les variations de parts en UC des nouveaux souscripteurs. Pour voir si un même phénomène se produit ici, décomposons le graphique 3.6 par année d'ouverture des contrats (graphiques 3.9). Les effets d'âge sont maintenant en moyenne négatifs. La forme en S inversé est donc

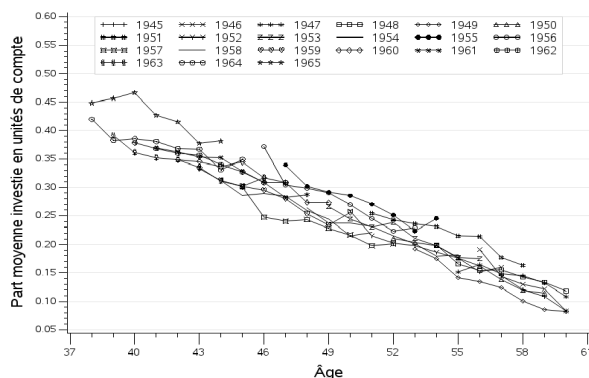
3. GUIO et al. (2002) montrent que le niveau d'éducation a un effet positif et significatif sur la détention d'actions dans un grand nombre de pays européens, même en contrôlant par l'âge, le revenu ou la richesse. CAMPBELL (2006) trouve un résultat similaire pour les Etats-Unis. De même, le niveau d'alphabétisation financière est un prédicteur important de la participation aux marchés financiers (CAMPBELL, 2006).

4. L'intérêt de disposer d'un cycle boursier complet est ici évident. Si nous n'avions disposé que d'une phase haussière du cycle boursier, comme par exemple entre 2002 et 2008, nous n'aurions pu trancher entre un effet temporel croissant et un effet d'âge également croissant. Ce problème d'identification se pose entre autres pour AMERIKS et ZELDES (2004) ou AGNEW et al. (2003).

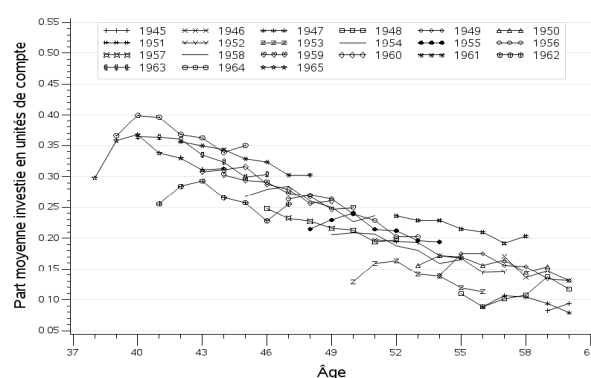
attribuable à un effet date de souscription. Une fois cet effet contrôlé, la part UC diminue régulièrement avec l'âge.

GRAPHIQUE 3.9: Part investie en unités de compte en fonction de l'âge

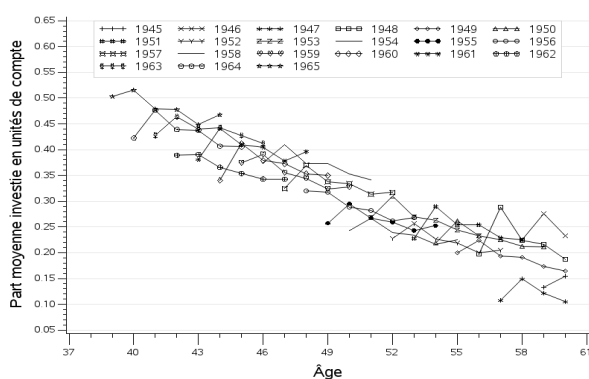
(A) Épargnants ayant ouvert un contrat en 2002



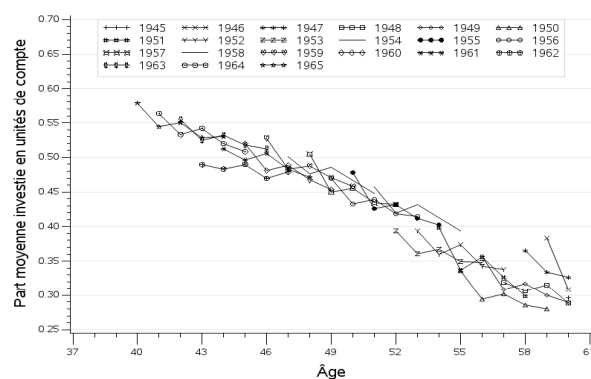
(B) Épargnants ayant ouvert un contrat en 2003



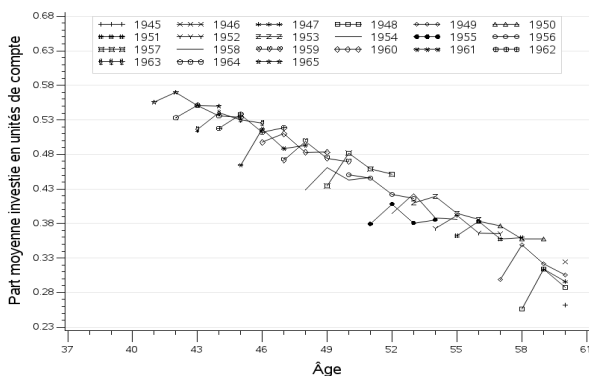
(C) Épargnants ayant ouvert un contrat en 2004



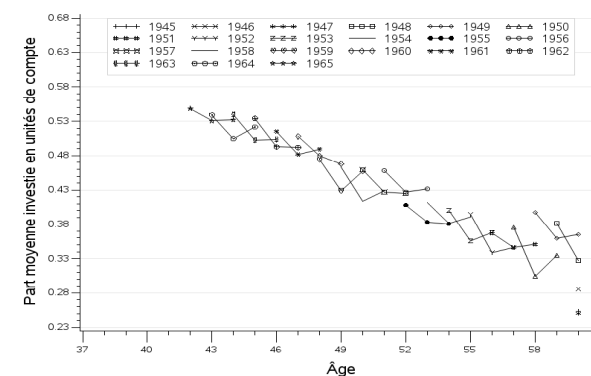
(D) Épargnants ayant ouvert un contrat en 2005



(E) Epargnants ayant ouvert un contrat en 2006



(F) Epargnants ayant ouvert un contrat en 2007



Note : 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.

L'effet négatif de l'âge est obtenu en contrôlant par les effets génération et ceux liés à la date d'ouverture des contrats. Ces derniers peuvent s'interpréter comme une forme d'effet temporel persistante. 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 les graphiques de la table 3.9. 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 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 celle-ci 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 en UC et 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 en 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.

3.4.2 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 en UC. La méthodologie 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. Une réécriture de l'équation 3.1 est la suivante :

$$w_i = \beta_i + \sum_{k=38}^{60} \alpha_{ik} \mathbb{I}_{ik} + \sum_{j=1945}^{1965} \gamma_{ij} \mathbb{I}_{ij} + \sum_{t=2002}^{2009} \tau_{it} \mathbb{I}_{it} + \zeta_i Z_i + \epsilon_i, \quad (3.2)$$

où w_i est la part de richesse investie dans les unités de compte par l'individu i , $\mathbb{I}_{ik}$, $\mathbb{I}_{ij}$, $\mathbb{I}_{it}$ représentent respectivement les variables indicatrices d'âge, de cohorte et de temps, Z_i le vecteur des autres variables explicatives et ϵ_i un terme d'erreur normalement distribué et d'espérance nulle.

Nous incluons dans les variables explicatives des indicatrices d'âge et différents ensembles de contrôle avec soit des effets de 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 qu'en a) plus des variables sur les souscripteurs (leur 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 (le canal de distribution du contrat, le versement annualisé, le nombre annuel de versements et la date d'ouverture). L'annexe 3.A 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) sur les souscripteurs et les contrats.

Nous obtenons les quatre spécifications suivantes :

$$w_i = \beta_i + \sum_{k=38}^{60} \alpha_{ik} \mathbb{I}_{ik} + \sum_{j=1945}^{1965} \gamma_{ij} \mathbb{I}_{ij} + \epsilon_i, \quad (3.3)$$

$$w_i = \beta_i + \sum_{k=38}^{60} \alpha_{ik} \mathbb{I}_{ik} + \sum_{j=1945}^{1965} \gamma_{ij} \mathbb{I}_{ij} + \zeta_i Z_i + \epsilon_i, \quad (3.4)$$

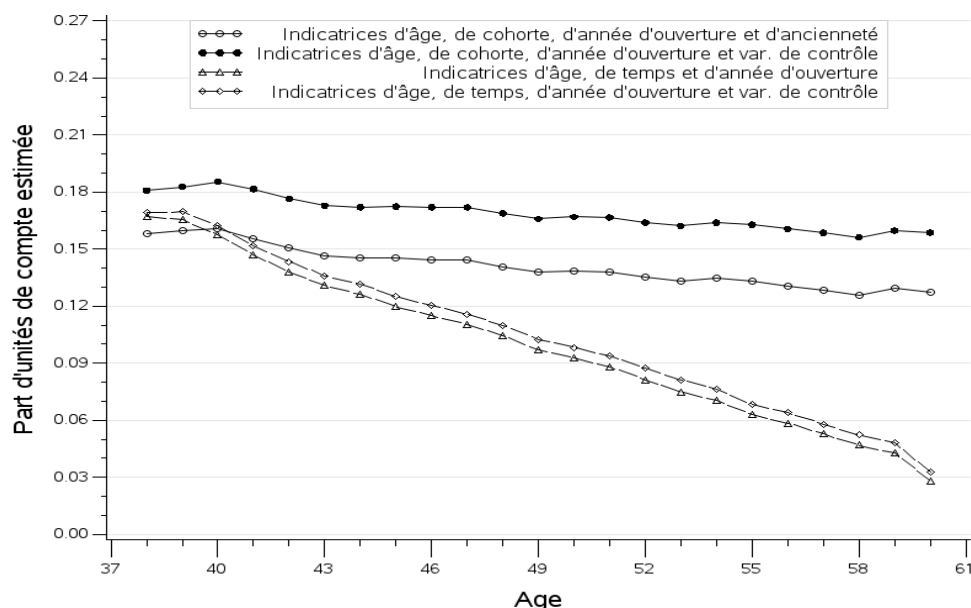
$$w_i = \beta_i + \sum_{k=38}^{60} \alpha_{ik} \mathbb{I}_{ik} + \sum_{t=2002}^{2009} \tau_{it} \mathbb{I}_{it} + \epsilon_i, \quad (3.5)$$

$$w_i = \beta_i + \sum_{k=38}^{60} \alpha_{ik} \mathbb{I}_{ik} + \sum_{t=2002}^{2009} \tau_{it} \mathbb{I}_{it} + \zeta_i Z_i + \epsilon_i, \quad (3.6)$$

où w_i est la part de richesse investie dans les unités de compte par l'individu i , $\mathbb{I}_{ik}$, $\mathbb{I}_{ij}$, $\mathbb{I}_{it}$ représentent respectivement les variables indicatrices d'âge, de cohorte et de temps et ϵ_i un terme d'erreur normalement distribué et d'espérance nulle.

Les analyses du chapitre 2 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 toutes des indicatrices de date de souscription. Les ensembles a) et b) excluent les effets temps de l'analyse et estiment les effets d'âge en contrôlant par les effets génération sans autres variables de contrôle (spécification 3.3)), ou avec des contrôles additionnels (spécification 3.4)). Les ensembles c) et d) adoptent les hypothèses inverses : les effets génération sont exclus et les effets d'âges sont estimés en contrôlant par les effets temps avec ou sans variables explicatives additionnelles. Les résultats détaillés des régressions b) et d) sont placés en annexe. Le graphique 3.10 présente les effets marginaux de l'âge dans un modèle Tobit estimé avec les ensembles de variables explicatives a) à d). L'annexe 3.D décrit le calcul des effets marginaux de variables discrètes dans le cas d'un Tobit.

GRAPHIQUE 3.10: Estimation par régression Tobit des effets marginaux de l'âge sur la part en unités de compte pour différents contrôles



Note : 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 contrôle 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.

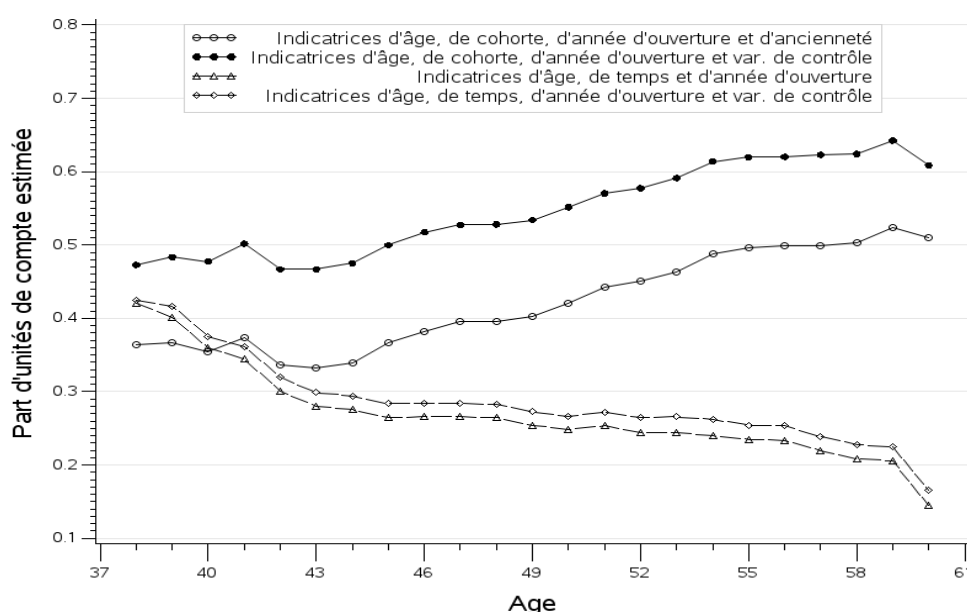
Source : données assureur.

Le profil par âge est décroissant dans les quatre ensembles de contrôle, 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 points dans le second cas. Conformément à l'analyse des graphiques 3.9, la prise en compte des dates d'ouverture aboutit à un profil décroissant quand les effets génération sont pris en compte. L'inclusion de contrôles additionnels ne modifie pas la pente mais seulement le niveau.

Il est possible de décomposer la marge totale de variation entre une marge extensive et une marge intensive, à l'image de ce qui a été fait dans la section précédente. Nous commençons par analyser la marge extensive. Comme l'indique la littérature (par exemple,

BERTAUT et STARR-McCLUER, 2000), deux hypothèses générales liées au processus d'investissement retiennent l'attention. L'une des deux suppose que le choix d'investir en actifs risqués est conjointement fait avec celle de la part de richesse investie en actions. Pour cela, nous régressons la probabilité de détenir une part positive d'UC à l'aide d'un modèle Probit en reprenant les quatre ensembles de contrôle précédemment définis. Le graphique 3.11 indique les effets marginaux de l'âge sur la probabilité de détenir des unités de compte. L'annexe 3.D présente le mode de calcul des effets marginaux.

GRAPHIQUE 3.11: Estimation des effets marginaux de l'âge sur la probabilité d'investir en unités de compte par régression Probit pour différents contrôles



Note : 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 contrôle 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.

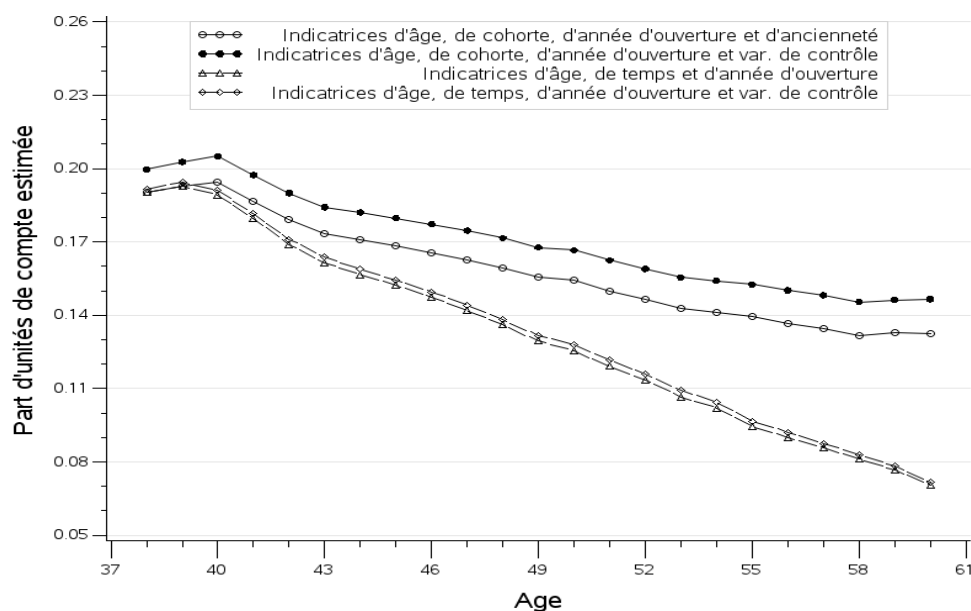
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.

Source : données assureur.

L'estimation des effets d'âge est maintenant très différente selon que les effets temps ou génération sont exclus. Si nous excluons les effets temporels et tenons compte des effets de cohorte, d'année d'ouverture et d'ancienneté, nous observons une probabilité stable de détention 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 %.

GRAPHIQUE 3.12: Estimation par régression Tobit des effets marginaux de l'âge sur la part en unités de compte, conditionnellement à investir, pour différents contrôles



Note : 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 contrôle 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.

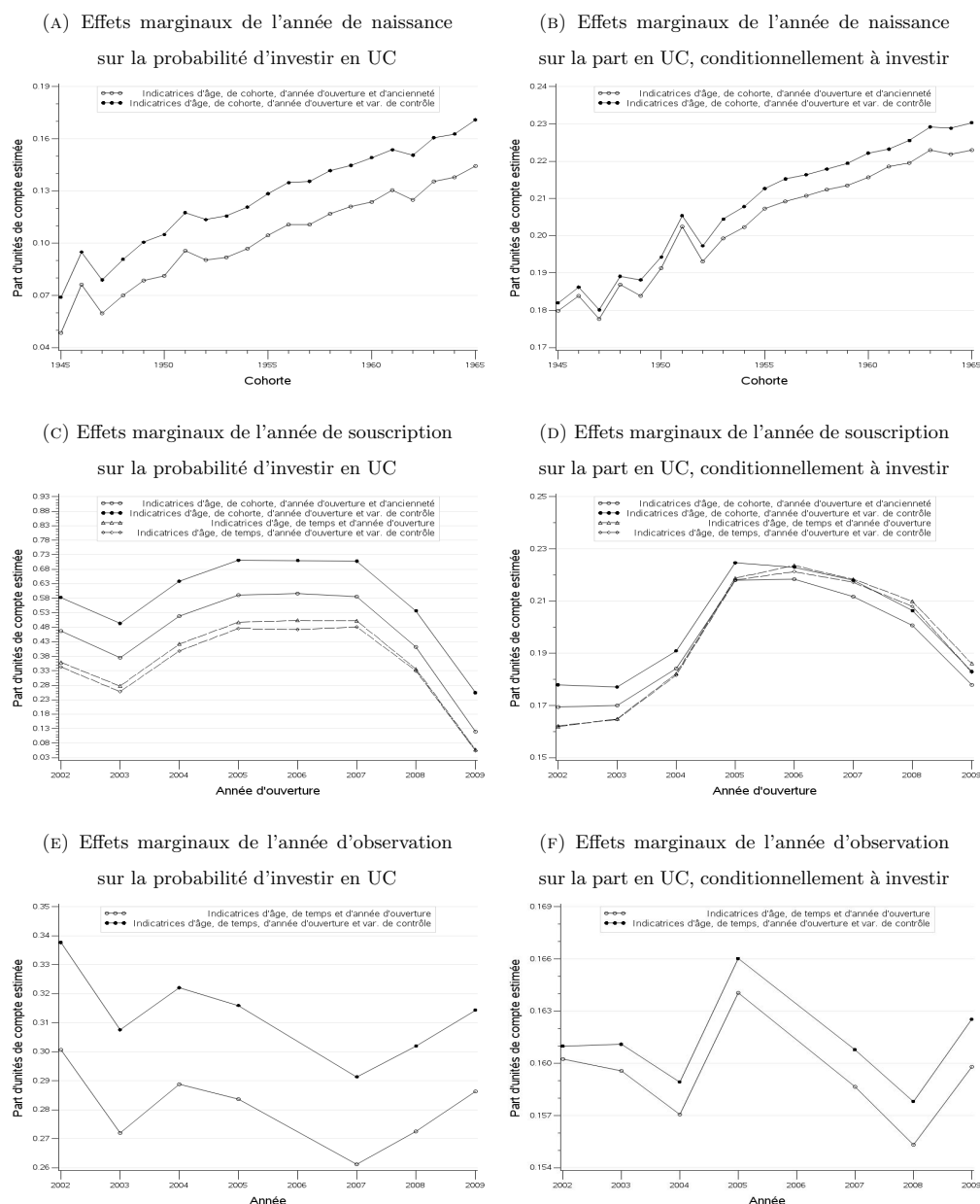
Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006.

Source : données assureur.

Le graphique 3.12 présente les effets marginaux de l'âge sur la part en UC conditionnellement à investir en UC à l'aide d'un modèle Tobit (voir l'annexe 3.D pour le mode de calcul des effets marginaux). Nous obtenons un profil similaire à celui de la marge totale du graphique 3.10. Le profil par âge est décroissant à partir de 40 ans pour tous les ensembles de contrôle. La part investie en UC baisse d'environ 3 points de pourcentage tous les 10 ans quand les effets temporels sont exclus et 6 points quand les effets génération sont exclus.

En conclusion des graphiques 3.10 à 3.12, nous constatons certaines différences selon que les effets génération ou temporels sont exclus. L'effet d'âge sur la part investie en UC, inconditionnelle illustré par le graphique 3.10 ou conditionnelle présenté par le graphique 3.12, est négatif quelle que soit la configuration retenue mais la pente est plus forte quand les effets génération sont exclus. La probabilité de détenir des actifs risqués diminue également avec l'âge quand les effets génération sont exclus mais augmente cette fois quand ils sont inclus (graphique 3.11). 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 d'âge s'affaiblit, voire devient positif dans le Probit), mais ce qui peut aussi révéler un effet d'âge décroissant. Nous pouvons pousser un peu plus loin l'investigation en nous penchant sur les profils de la part en UC expliqués par les effets génération, année d'observation et année de souscription.

GRAPHIQUE 3.13: 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 en UC et sur la part investie en UC conditionnellement à investir



Note : on a représenté les effets marginaux sur la part investie en UC des indicatrices de cohorte (1^{ère} ligne), d'année d'ouverture (2^e ligne) et d'année d'observation (3^e ligne) dans les régressions Probit estimant la probabilité d'investir en UC (1^{ère} colonne) et dans les régressions Tobit de la part d'UC conditionnellement à acheter des UC (2^e colonne). Les parts d'UC de l'année 2006 sont manquantes et la courbe relative aux contrats ouverts en 2006 ne démarre donc qu'en 2007. Pour les contrats plus anciens, la donnée de 2006 est interpolée entre les données de 2005 et 2007.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009.

Source : données assureur.

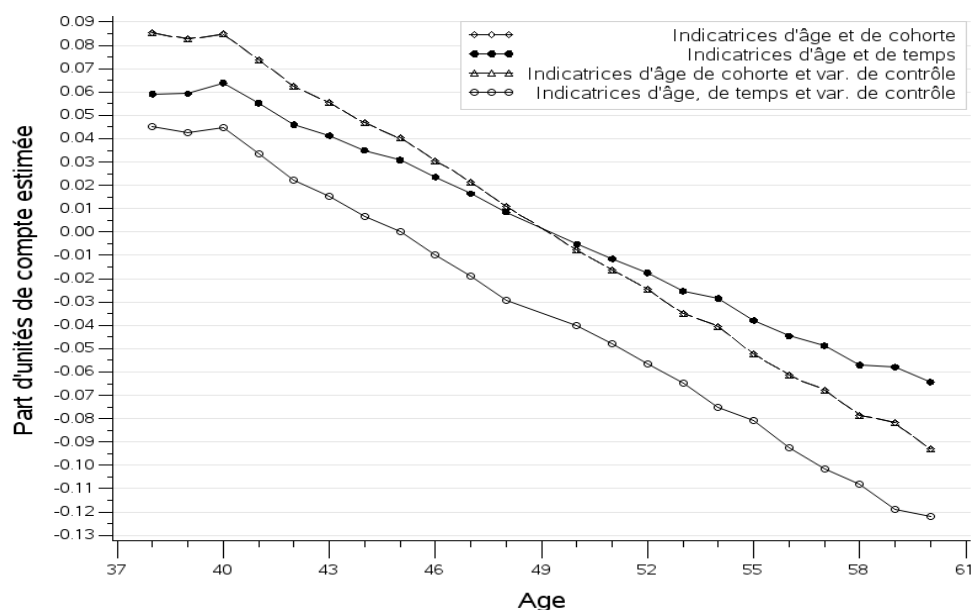
Les graphiques 3.13 présentent les effets marginaux sur la part investie en UC des indicatrices de cohorte, d'année d'ouverture, et d'année d'observation dans les régressions Probit estimant la probabilité d'investir en UC et dans les régressions Tobit de la part en UC conditionnellement à investir en UC. Les effets génération et année de souscription s'interprètent comme suit. Les premiers indiquent un plus grand investissement des générations jeunes que des générations plus âgées pour des raisons possibles évoquées précédemment. La probabilité de détenir des parts en UC gagne environ 15 points de pourcentage entre des générations séparées de 10 ans. Conditionnellement à investir en UC, la part en UC est ensuite peu différente d'une génération à l'autre, environ 2 points de pourcentage entre des générations séparées de 10 ans. Les effets année de souscription reflètent l'impact de la performance boursière récente sur les choix d'investissement à l'ouverture du contrat et reproduisent fidèlement le cycle boursier. Les effets temporels sont en revanche 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, tendance difficilement rationalisable comme précédemment expliquée. 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. C'est pourquoi nous privilégions la configuration dans laquelle les effets temps sont exclus.

Au final, nous en concluons que la probabilité de détention d'UC croît avec l'âge d'environ 12 points de pourcentage entre 40 et 60 ans (graphique 3.12), 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 (graphique 3.11). L'amplitude de la baisse est cependant trop faible pour amener la part investie à zéro à l'approche de la retraite.

Jusque-là, nous avons estimé les effets d'âge, de temps et de cohorte avec des régressions de type MCO, Probit ou Tobit. Nous cernons autrement l'effet de l'âge sur l'investissement en unités de compte. Nous supposons qu'il existe dans le comportement des investisseurs, certaines caractéristiques inobservables propres aux individus considérés. Nous souhaitons prendre en compte l'hétérogénéité des comportements des épargnants dans la dimension individuelle. Nous utilisons pour cela une spécification à effet fixe. C'est un modèle qui permet de prendre en compte les spécificités inobservables des individus. Un peu comme dans les spécifications précédentes, nous introduisons des indicatrices d'âge,

de temps, de cohorte. Nous distinguons les 4 ensembles de contrôle avec soit les effets de temps, soit des effets de cohorte présentés au début de la sous-section. Nous reportons les coefficients estimés associés aux indicatrices de l'âge dans les graphiques 3.14 et 3.15.

GRAPHIQUE 3.14: Estimation des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge par régression à effet fixe avec les variables indicatrices et des variables de contrôle



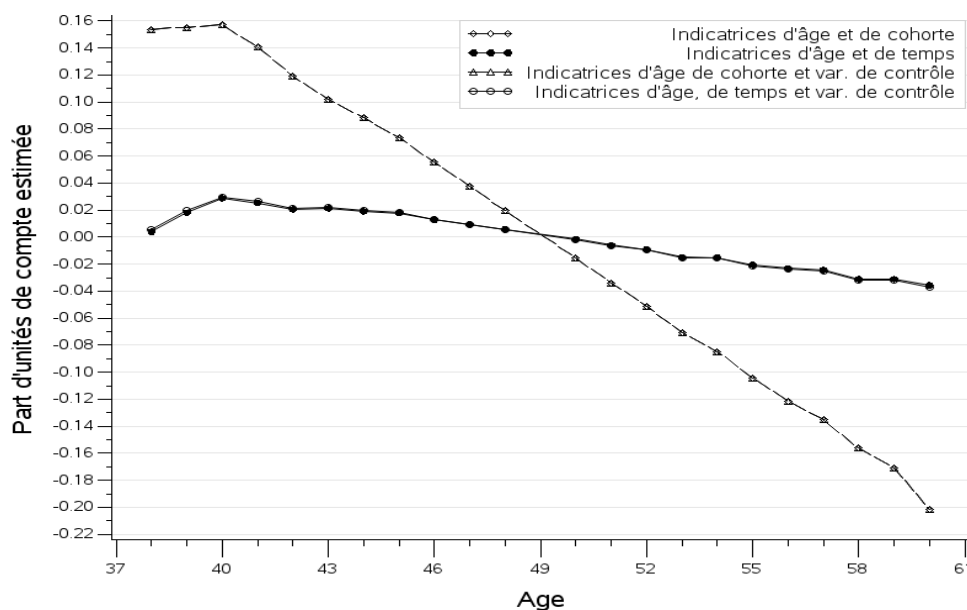
Note : ce graphique présente les parts d'UC estimées associées aux indicatrices d'âges dans un modèle à effet fixe où toutes les indicatrices d'âge sont incluses et la constante supprimée. Les épargnants âgés de 60 ans et plus sont regroupés avec les 60 ans. L'ancienneté est le nombre d'années écoulées entre l'année d'ouverture du contrat et celle du versement. Les variables de contrôle 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.

Le graphique 3.14 indique une décroissance des parts investies en unités de compte avec l'âge. On remarque également que les variables de contrôle n'ont pas un impact significatif sur l'allure des courbes en absence des effets de cohorte.

GRAPHIQUE 3.15: Estimation des parts investies en unités de compte en fonction de l'âge par régression à effet fixe avec les variables indicatrices et des variables de contrôle, conditionnellement à investir



Note : ce graphique présente les parts d'UC estimées associées aux indicatrices d'âges dans un modèle à effet fixe où toutes les indicatrices d'âge sont incluses et la constante supprimée, conditionnellement à investir. 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 contrôle 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.

Un peu comme sur le graphique 3.14, l'observation du graphique 3.15 nous permet de remarquer que les parts d'unités de compte estimées par régression à effet fixe avec des indicatrices d'âge et de temps ne sont pas identiques à celles obtenues avec des indicatrices d'âge et de cohorte. Avec les indicatrices d'âge et de temps, les parts estimées en unités de compte croissent pour les épargnants âgés de 38 ans, puis se remettent à décroître lentement jusqu'à l'âge de 60 ans. Cette décroissance s'expliquerait par les contraintes liées à la sécurisation progressive du portefeuille qui exige des épargnants un désinvestissement en actifs risqués au fur et à mesure qu'ils approchent la retraite. Les variables de contrôle n'affectent pas l'allure initiale de la courbe.

En revanche, la régression en absence d'effet de temps donne un profil d'investisseur en unités de compte qui décroît moins vite avec l'âge. Les variables de contrôle n'ont pas un impact significatif sur l'allure initiale des courbes.

3.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous analysons l'incidence du cycle de vie sur les choix de portefeuille des ménages. Alors que MERTON (1969), MOSSIN (1968), SAMUELSON (1969) ont montré sous un ensemble d'hypothèses simplificatrices que la part de la richesse financière investie en actifs risqués devrait être indépendante de l'âge et du temps, nous analysons empiriquement la variation des parts d'actifs risqués des ménages sur le cycle de vie.

Dans ce chapitre, nous avons utilisé comme source de données, la base d'une grande compagnie d'assurance enregistrant les souscriptions de contrats Madelin ouverts entre mars 2002 et avril 2009, soit environ 8000 contrats. L'approche économétrique utilisée repose sur les modèles MCO, Tobit et Probit. Au cours de l'estimation de l'effet du cycle de vie sur les choix de portefeuille, nous avons été confrontés à un problème d'identification bien connu. Partant de la relation indissoluble existant entre l'âge, le temps et la cohorte, nous n'avons pas pu faire des régressions sans hypothèse supplémentaire. Une hypothèse d'identification serait d'exclure les effets de temps. Elle sous-entend la présence d'effet d'âge et de cohorte. Cette approche consiste à suivre chaque cohorte de naissance au fur à mesure qu'elle vieillit et à observer comment les parts d'actifs risqués varient. Une seconde hypothèse consiste à exclure les effets de cohorte. Cette approche revient essentiellement à estimer le comportement futur des jeunes épargnants en observant le comportement actuel des personnes âgées.

Le chapitre 2 a montré la forte sensibilité des choix d'investissement à la conjoncture financière l'année d'ouverture du plan. 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, conjuguaison 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.

3.A Description des variables

Les variables de contrôle utilisées dans les régressions économétriques sont les suivantes :

- **L'âge à la souscription du contrat** est transformé en variables indicatrices. Les individus âgés de 49 ans sont mis en référence.
- **La situation familiale** : les individus célibataires, divorcé(e)s ou veufs/veuves sont regroupés dans la variable CELIB ; les concubins ou mariés dans la variable COUPLE ; les autres situations ou valeurs manquantes dans AUTRE.
- **Le nombre d'enfants** : variable indicatrice égale à 1 si le souscripteur a un ou plusieurs enfants (variable ENFANTS), 0 si pas d'enfant ou valeur manquante.
- **La catégorie professionnelle** : artisans commerçants (variable ARCO), chef d'entreprise (CHEFENT), professions libérales (PROLIB), cadres et professions supérieures (PROSUP), professions intermédiaires, agriculteurs, employés, chômeurs, inactifs et autres (PROINT).
- **Indice de 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 REVSUP qui prend la valeur 1 si l'indice est supérieur à un seuil donné.
- **Segmentation patrimoniale**. Les clients sont segmentés en différentes catégories patrimoniales selon l'importance du patrimoine investi chez l'assureur. Nous tirons de cette segmentation la variable PATSUP qui est égale à 1 si l'encours de l'épargne consolidé est supérieur à un seuil donné.
- **La part de l'épargne investie en actifs risqués**. Les souscripteurs ont la possibilité d'investir leur épargne dans deux classes d'actifs : des fonds en euros composés essentiellement de titres monétaires peu risqués et des fonds en unités de compte principalement placés sur les marchés d'actions et dont le rendement est risqué. La base de données indique la part de l'encours investie en unités de compte constatée en fin d'année. Nous tirons de cette information la variable indicatrice

ACTIONS qui est égale à 1 si l'épargnant investit plus de la moitié de son épargne en unités de compte.

- **Le département d'habitation.** Nous disposons du département d'habitation du souscripteur. Nous l'utilisons pour la variable indicatrice PARIS qui est égale à 1 si le souscripteur habite Paris, les Hauts de Seine ou les Yvelines et 0 sinon. Ces trois départements ont le revenu fiscal par unité de consommation le plus élevé de France.
- **Le canal de distribution.** Les contrats d'épargne Madelin 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'entrepreneur indépendant bénéficiant d'un mandat exclusif avec l'assureur. Les premiers ont pignon sur rue 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, l'épargne et l'investissement. Leurs clients sont généralement des professions libérales, chefs d'entreprises ou cadres supérieurs. La variable ASAP est égale 1 si le contrat est vendu par un agent spécialisé en assurance des personnes.
- **L'euribor.** L'Euribor est l'un des principaux taux de référence du marché monétaire de la zone euro. A partir des taux de marché mensuels, nous construisons les taux de marchés annuels sur la période allant de 2002 à 2008. Nous associons chaque année de versement à un taux annuel retardée. Ainsi, nous associons le taux de marché de 2002 aux parts d'unités de compte de l'année de versement 2003.
- **Le CAC 40.** Le CAC 40 est le principal indice boursier de la place de Paris. A partir des cours du CAC40 mensuels, nous construisons les cours annuels sur la période allant de 2002 à 2008. Nous associons chaque année de versement à un cours annuel retardée. Ainsi, nous associons le cours du CAC 40 en 2002 aux parts d'unités de compte de l'année de versement 2003.

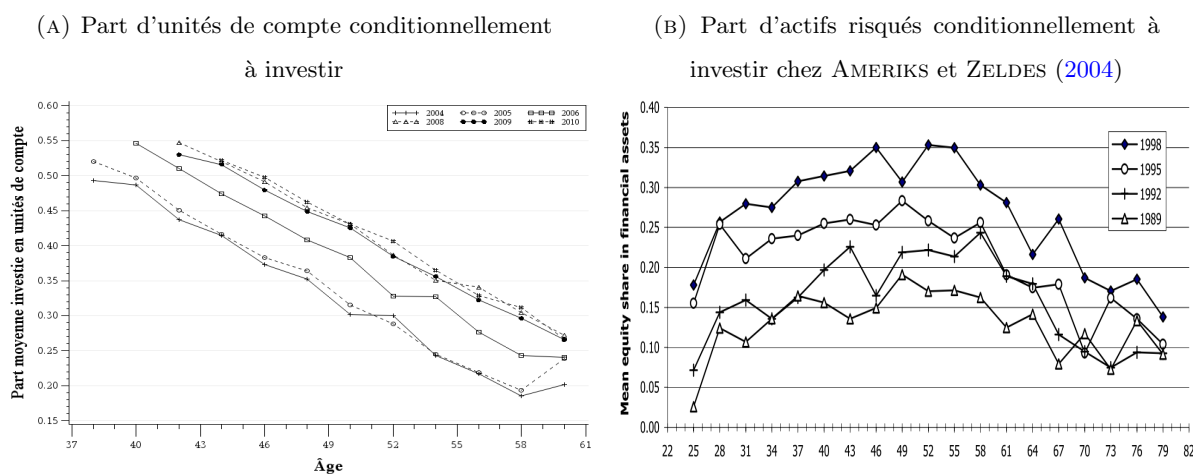
- **L'ancienneté.** L'ancienneté désigne le nombre d'année écoulée entre l'année d'ouverture du contrat et l'année du versement. Cette variable prend les valeurs comprises entre 0 et 7.

Les cohortes moyennées. Les cohortes de naissance ont été regroupées en classe de 5 ans. Cette variable permet de capter les effets de cohorte en la présence des effets d'âge et de temps.

3.B Comparaison de l'évolution des investissements en unités de compte à celle des investissements en actifs risqués d'AMERIKS et ZELDES (2004)

Cette annexe compare nos résultats sur le cycle de vie (âge compris entre 37 et 61 ans) avec ceux de AMERIKS et ZELDES (2004). Nous considérons les résultats des travaux de AMERIKS et ZELDES (2004) sur les données de l'enquête sur les finances des consommateurs (SCF) au cours des années 1983, 1989, 1992, 1995 et 1998 aux États-Unis. Les périodes d'observation n'étant pas les mêmes, nous nous intéressons uniquement aux tendances des courbes. Nous comparons essentiellement, l'évolution des parts moyennes d'unités de compte détenues par les épargnants en assurance-vie aux parts d'actifs risqués détenues par les ménages américains entre le 37^e et le 61^e anniversaire, la proportion d'épargnants investissant respectivement en unités de comptes et en actifs risqués, puis quelques résultats de régression.

GRAPHIQUE 3.16: Vue en coupe transversale de l'investissement en actifs risqués en fonction de l'âge

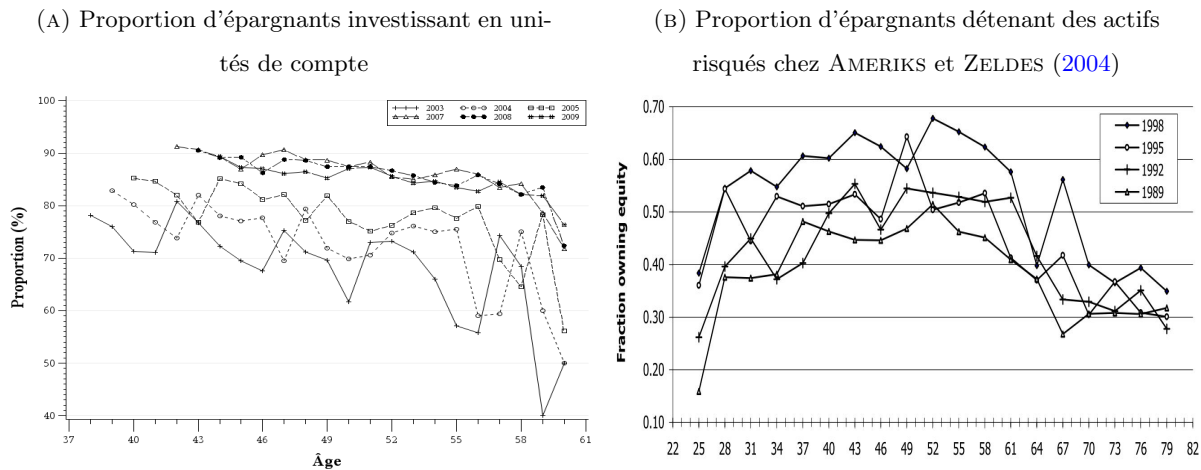


Note : ces graphiques indiquent la part moyenne d'unités de compte détenue par les épargnants (graphique de gauche) et la part moyenne d'actifs risqués détenue par les épargnants (graphique de droite) en fonction de l'âge.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006 et données de l'enquête sur les finances des consommateurs (SCF) au cours des années 1983, 1989, 1992, 1995 et 1998 aux États-Unis.

Source : données assureur et AMERIKS et ZELDES (2004).

GRAPHIQUE 3.17: Coupe transversale des proportions d'épargnants ayant investi en actifs risqués en fonction de l'âge

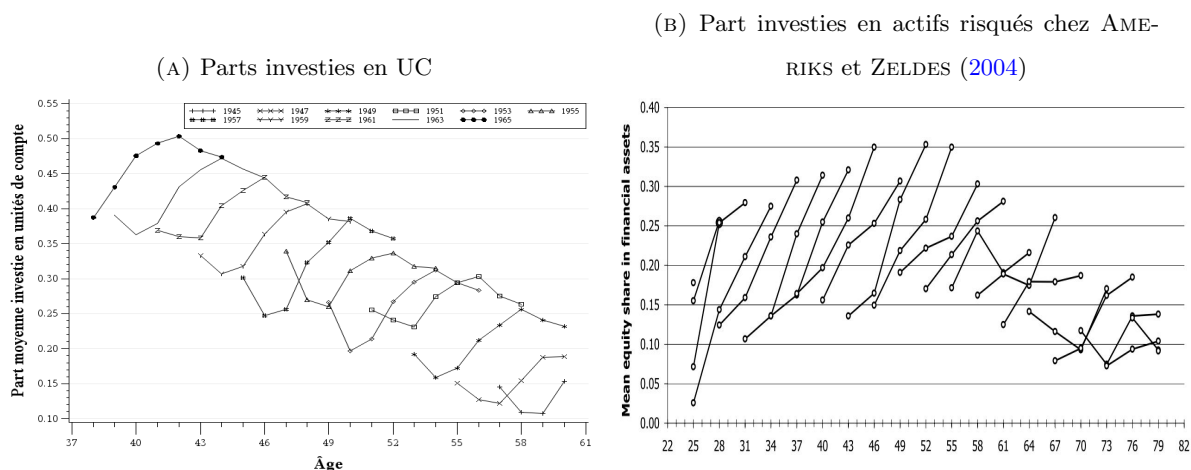


Note : ces graphiques indiquent la proportion des épargnants investissant en UC (graphique de gauche) et celle des épargnants investissant dans les actifs risqués (graphique de droite) en fonction de l'âge.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006 et données de l'enquête sur les finances des consommateurs (SCF) au cours des années 1983, 1989, 1992, 1995 et 1998 aux États-Unis.

Source : données assureur et AMERIKS et ZELDES (2004).

GRAPHIQUE 3.18: Vue de cohorte de l'investissement en actifs risqués en fonction de l'âge

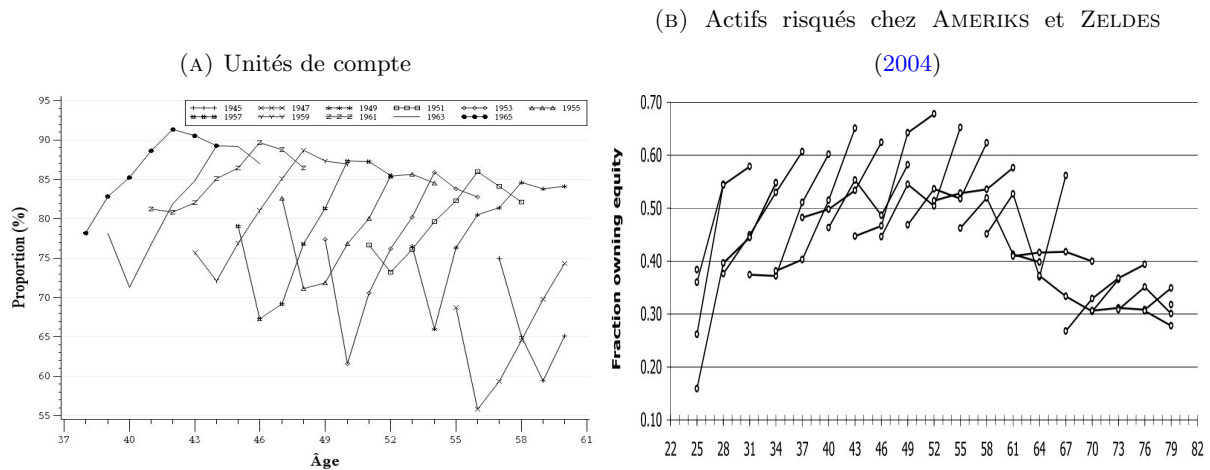


Note : ces graphiques indiquent par cohorte, pour toutes les dates de naissance impaires, la part moyenne d'unités de compte détenue par les épargnants (graphique de gauche) et la part moyenne d'actifs risqués détenue par les épargnants (graphique de droite) en fonction de l'âge.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006 et données de l'enquête sur les finances des consommateurs (SCF) au cours des années 1983, 1989, 1992, 1995 et 1998 aux États-Unis.

Source : données assureur et AMERIKS et ZELDES (2004).

GRAPHIQUE 3.19: Vue de cohorte des proportions d'épargnants investissant en actifs risqués en fonction de l'âge

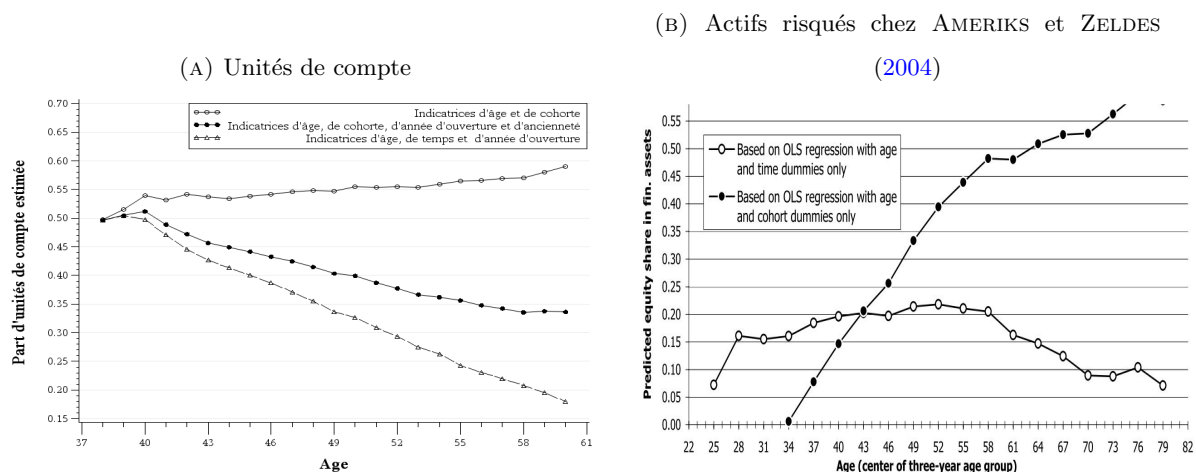


Note : ces graphiques indiquent par cohorte, la proportion des épargnants investissant en UC (graphique de gauche) et celle des épargnants investissant dans les actifs risqués (graphique de droite) en fonction de l'âge.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006 et données de l'enquête sur les finances des consommateurs (SCF) au cours des années 1983, 1989, 1992, 1995 et 1998 aux États-Unis.

Source : données assureur et AMERIKS et ZELDES (2004).

GRAPHIQUE 3.20: Estimation des parts investies en actifs risqués conditionnellement à investir, en fonction de l'âge par régressions MCO

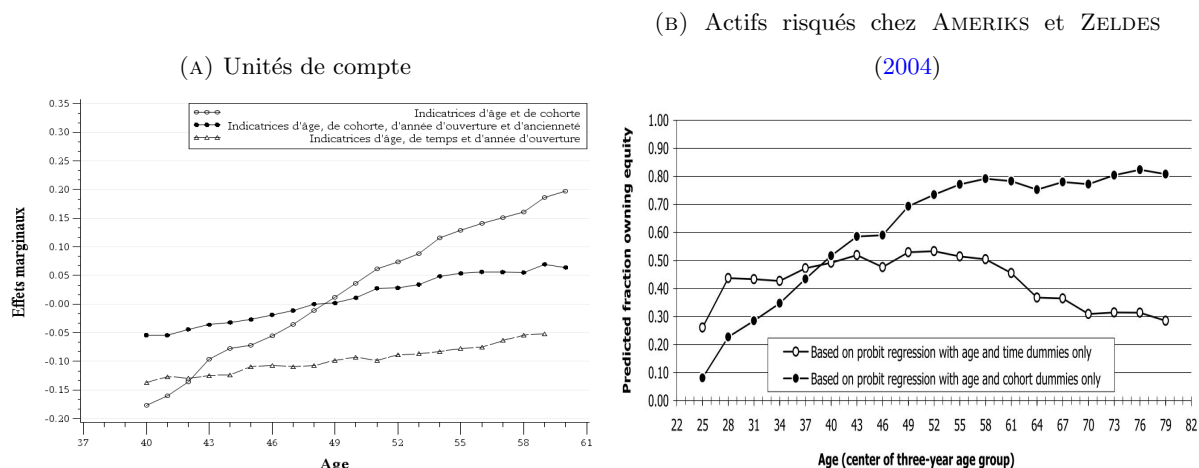


Note : ces graphiques indiquent les parts d'unités de compte détenues par les épargnants estimées par des régressions MCO respectivement avec des variables indicatrices d'âge et de temps d'une part, et indicatrices d'âge et de cohorte d'autre part (graphique de gauche) et les parts moyennes d'actifs risqués détenue par les ménages estimées par des régressions MCO respectivement avec des variables indicatrices d'âge et de temps d'une part, et les indicatrices d'âge et de cohorte d'autre part. (graphique de droite) en fonction de l'âge.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006 et données de l'enquête sur les finances des consommateurs (SCF) au cours des années 1983, 1989, 1992, 1995 et 1998 aux États-Unis.

Source : données assureur et AMERIKS et ZELDES (2004).

GRAPHIQUE 3.21: Estimation des probabilités d'investir en actifs risqués en fonction de l'âge par régression Probit avec les variables indicatrices



Note : ces graphiques indiquent les effets marginaux de l'âge sur la probabilité de détenir une part d'unités de compte, estimées par régression Probit respectivement avec des variables indicatrices d'âge et de temps d'une part, et indicatrices d'âge et de cohorte d'autre part (graphique de gauche) et les parts moyennes d'actifs risqués détenue par les ménages estimées par des régressions MCO respectivement avec des variables indicatrices d'âge et de temps d'une part, et les probabilités de détenir une part d'actifs risqués strictement positive, estimées par des régressions Probit respectivement avec des variables indicatrices d'âge et de temps d'une part, et les indicatrices d'âge et de cohorte d'autre part en fonction de l'âge. (graphique de droite) en fonction de l'âge.

Champ : ensemble des contrats Madelin souscrits entre 2002 et 2009, excepté l'année 2006 et données de l'enquête sur les finances des consommateurs (SCF) au cours des années 1983, 1989, 1992, 1995 et 1998 aux États-Unis.

Source : données assureur et AMERIKS et ZELDES (2004).

3.C Modèle Tobit

« Le modèle Tobit a été introduit par Tobin pour faire l'analyse du problème de l'achat d'un bien durable. En effet, dans les enquêtes sur les budgets de consommation, il est fréquent d'observer qu'un certain nombre de ménages ne disposent pas, par exemple, d'un ordinateur personnel ou d'un véhicule automobile, alors que d'autres en possèdent un. A ces derniers, l'enquêteur demande en général quel a été le prix d'achat du bien, de sorte que le statisticien peut ensuite essayer de caractériser les ménages qui ont consenti à une dépense plus élevée.

Pour formaliser ce problème, faisons l'hypothèse que le ménage i de l'échantillon décide de consacrer une somme Y_{1i} à l'achat d'un bien durable. Il décide d'acheter ce bien si sa disposition à l'achat (qui représente l'écart entre son utilité après achat et son utilité sans l'achat de ce bien), notée Y_{2i}^* , est positive. Si cette différence d'utilité (aléatoire et non observable, donc latente) est négative, alors le ménage n'achète pas le bien. Nous supposons que la disposition à acheter s'écrit sous la forme linéaire suivante :

$$Y_{2i}^* = X_{2i}b_2 + u_{2i}, \quad (3.7)$$

où X_{2i} est un vecteur de caractéristiques observables du ménage, b_2 est un vecteur de paramètres inconnus associés au vecteur X_{2i} ; et u_{2i} est un terme d'erreur, qui est supposé suivre une loi normale centrée réduite. Sous ces hypothèses, le modèle en Y_{2i}^* est un modèle Probit à utilité aléatoire dont les paramètres b_2 peuvent être estimés par la technique du maximum de vraisemblance. Mais le problème posé ici est plus général que la seule estimation des paramètres b_2 : on souhaite identifier les variables qui influencent le montant de la dépense. Pour rendre compte de cela, nous faisons l'hypothèse que lorsque la disposition à payer est négative, le ménage i n'achète pas le bien ; en ce cas, on n'observe pas la dépense que le ménage aurait été prêt à consacrer. On observe seulement que leur dépense effective notée Y_{1i} est nulle : $Y_{1i} = 0$. Si sa disposition à acheter est positive, le ménage achète le bien et consent pour cet achat une dépense égale à :

$$Y_{1i} = Y_{1i}^* = X_{1i}b_1 + u_{1i} \quad (3.8)$$

La dépense latente Y_{1i}^* consacrée à l'achat du bien est observée seulement dans ce second cas. Au total, le modèle s'écrit sous la forme compacte : $Y_{1i} = Y_{1i}^* * 1(Y_{2i}^* > 0)$ » [...] ⁵

5. Denis Fougère & Francis Kramarz , Econometrics ()

3.D Calcul des effets marginaux d'une variable discrète dans le cas d'un Tobit et d'un Probit

Les graphiques 3.10 à 3.12 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 :

$$em(X^k) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N em_i(X^k)$$

Les effets marginaux ainsi calculés sont reportés sur le graphique 3.10. 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 présentés par le graphique 3.12 sont les moyennes arithmétiques des effets marginaux individuels. De façon similaire, les effets marginaux individuels dans le Probit s'écrivent :

$$emt_i(X^k) = Prob(Z_i = 1|X_i^k = 1) - Prob(Z_i = 1|X_i^k = 0)$$

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 par le graphique 3.11 sont les moyennes des effets individuels calculés sur toutes les observations.

3.E Régression

TABLEAU 3.3: Régressions Tobit sur les parts d'unités de compte (variable dépendante : parts investies en unités de compte)

Variables de Contrôle	reg 1	reg 2	reg 3
Segmentation marketing (ref Classe moyenne)			
Beaux quartiers	0,0115 ** (0,0047)	0,0115 ** (0,0047)	0,04 *** (0,0047)
Classe moy, aisée	-0,0095 ** (0,0048)	-0,0104 ** (0,0048)	0,017 *** (0,0049)
Petits log, de ville	0,0059 (0,0046)	0,0059 (0,0046)	0,0352 *** (0,0046)
Ouv, touchées par le chômage	-0,003 (0,0063)	-0,0022 (0,0063)	0,0291 *** (0,0064)
Retraités	0,001 (0,0074)	0,0005 (0,0075)	0,0283 *** (0,0075)
Camp, et zones agricoles	-0,0043 (0,0044)	-0,004 (0,0043)	0,0247 *** (0,0043)
Autres	-0,0034 (0,0048)	-0,0038 (0,0048)	0,0362 *** (0,0047)
CSP (ref Artisans commerçants)			
Professions libérales	0,0272 *** (0,0036)	0,0294 *** (0,0036)	0,0429 *** (0,0036)
Chefs d'Ese et cadres sup,	0,0203 *** (0,005)	0,0187 *** (0,005)	0,0424 *** (0,005)
Agriculteurs et autres	0,0112 ** (0,0054)	0,014 ** (0,0054)	0,0852 *** (0,0049)
Situation familiale (ref Celib, divorcé ou veuf)			
Concubin ou marié	-0,0007 (0,0026)	0,0004 (0,0027)	0,0102 *** (0,0027)
Autre	-0,0446 *** (0,0041)	-0,0449 *** (0,0041)	-0,0027 (0,004)
Enfant (ref non)			
oui	0,0033 (0,0026)	0,0019 (0,0026)	0,0025 (0,0026)
Seg, Patrimoniale (ref Mass Market)			
Gestion privée	-0,0076 (0,0095)	-0,0096 (0,0095)	0,0099 (0,0096)
Clients prg Exclusif	0,019 *** (0,0054)	0,0183 *** (0,0054)	0,0352 *** (0,0055)
Affluent	-0,0016 (0,0037)	-0,0026 (0,0038)	0,0155 *** (0,0038)
Versement moyen	-0,00007,8E-7 (0)	-7,6E-7 (0)	8,4E-7 (0)
Nombre de versement	-0,0005 * (0,0003)	-0,0006 * (0,0003)	0,001 *** (0,0003)
Revenu	0,015 *** (0,0047)	0,0139 *** (0,0047)	0,0172 *** (0,0048)
Annee d'ouverture (ref 2002)			
2003	-0,0313 *** (0,0038)	-0,0392 *** (0,0055)	-0,0132 *** (0,0038)
2004	0,0722 *** (0,0041)	0,0581 *** (0,0088)	0,0925 *** (0,0041)
2005	0,2038 *** (0,0044)	0,1833 *** (0,0126)	0,2273 *** (0,0044)
2006	0,2175 *** (0,004)	0,1859 *** (0,0162)	0,2422 *** (0,004)
2007	0,2073 *** (0,0045)	0,1687 *** (0,0201)	0,2333 *** (0,0046)
2008	0,0982 *** (0,0056)	0,0504 ** (0,0242)	0,128 0 *** (0,0056)
2009	-0,0952 *** (0,0137)	-0,1458 *** (0,0306)	-0,0614 *** (0,0139)
Sexe (ref homme)			
Femme	-0,0148 *** (0,0024)	-0,0148 *** (0,0024)	-0,0147 *** (0,0025)

Tableau 6 (suite) – Régressions Tobit sur les parts d'unités de compte (variable dépendante : parts investies en unités de compte) ^a

Variables de Contrôle	reg 1 ^b	reg 2 ^c	reg 3 ^d
Indicatrice d'âge	oui	oui	non
Indicatrice de temps	oui	non	oui
Indicatrice de cohorte	non	oui	oui
Indicatrice d'ancienneté	non	oui	non
Indicatrice de département	oui	oui	oui
Nombre d'Obs.(AIC)	34 188 (2 034)	34 188 (2 045)	34 188 (2 915)

a. Note : * : 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.

Source : données assureur.

b. Régression Tobit avec les variables indicatrices d'âge et de période et les variables de contrôle

c. Régression Tobit avec les variables indicatrices d'âge et de cohorte et les variables de contrôle

d. Régression Tobit avec les variables indicatrices de temps et de cohorte et les variables de contrôle

TABLEAU 3.4: Régressions MCO sur les parts d'unités de compte strictement positives
(variable dépendante : parts investies en unités de compte)

Variables de Contrôle	reg 1	reg 2	reg 3
Segmentation marketing (ref classe moyenne)			
Beaux quartiers	0,0033 (0,0029)	0,0035 (0,0029)	0,0035 (0,0029)
Classe moy, aisée	-0,0085 ***(0,003)	-0,0088 ***(0,003)	-0,0085 ***(0,003)
Petits log, de ville	0,0005 (0,0028)	0,0008 (0,0028)	0,0008 (0,0028)
Ouv, touchées par le chômage	-0,0076 *(0,0038)	-0,0082 *(0,0039)	-0,0081 *(0,0039)
Retraités	-0,0077 *(0,0045)	-0,0076 *(0,0045)	-0,0074 *(0,0045)
Camp, et zones agricoles	-0,0071 *** (0,0027)	-0,0073 *** (0,0027)	-0,007 *** (0,0027)
Autres	0,0015 (0,0029)	0,0018 (0,0029)	0,0015 (0,0029)
CSP (ref Artisans commerçants)			
Professions libérales	0,0077 *** (0,0022)	0,0078 *** (0,0022)	0,0079 *** (0,0022)
Chefs d'Ese et cadres sup,	0,0071 ** (0,0031)	0,0063 ** (0,0031)	0,0067 ** (0,0031)
Agriculteurs et autres	-0,0034 (0,0033)	-0,0033 (0,0033)	-0,00319 (0,0033)
Situation familiale (ref Celib, divorcé ou veuf)			
Concubin ou marié	0,0046 *** (0,0016)	0,0044 *** (0,0016)	0,0044 *** (0,0016)
Autre	-0,0147 *** (0,0025)	-0,015 *** (0,0026)	-0,015 *** (0,0026)
Enfant (ref non)			
oui	-0,0039 ** (0,0016)	-0,0038 ** (0,0016)	-0,0039 ** (0,0016)
Seg, Patrimoniale (ref Mass Market)			
Gestion privée	0,0127 ** (0,006)	0,0099 (0,0062)	0,0115 * (0,006)
clients prg Exclusif	0,0064 ** (0,0032)	0,0062* (0,0033)	0,0064 * (0,0033)
Affluent	-0,0048 ** (0,0023)	-0,0052** (0,0024)	-0,0051** (0,0024)
Versement moyen	-8,2E-8 (1,04E-7)	-4,9E-8 (1,04E-7)	-5,4E-8 (1,05E-7)
Nombre de versement	-0,0009 *** (0,0002)	-0,0013 *** (0,0002)	-0,0013 *** (0,0002)
Revenu	0,0151 *** (0,0028)	0,0151 *** (0,0029)	0,01525 *** (0,0028)
Année d'ouverture (ref 2002)			
2003	0,0046 * (0,0024)	-0,0019 (0,0037)	0,0666*** (0,0026)
2004	0,0502 *** (0,0025)	0,0354 *** (0,0058)	0,1728 *** (0,0031)
2005	0,1512 *** (0,0027)	0,129 *** (0,0084)	0,3339*** (0,0039)
2006	0,1615 *** (0,0025)	0,1283 *** (0,0108)	0,4031*** (0,0046)
2007	0,1488 *** (0,0028)	0,111 *** (0,0135)	0,4559 *** (0,0055)
2008	0,12167 *** (0,0035)	0,0785*** (0,0162)	0,4926 *** (0,0066)
2009	0,0547 *** (0,01)	0,0161 (0,021)	0,4932 *** (0,012)
Sexe (ref homme)			
Femme	-0,0082 *** (0,0015)	-0,0084 *** (0,0015)	-0,0083 *** (0,0015)

Tableau 7 (suite) – Régressions MCO sur les parts d'unités de compte strictement positives (variable dépendante : parts investies en unités de compte) ^a

Variables de Contrôle	reg 1 ^b	reg 2 ^c	reg 3 ^d
Dummy âge	oui	oui	non
Indicatrice de temps	oui	non	oui
Indicatrice de cohorte	non	oui	oui
Indicatrice d'ancienneté	non	oui	non
Indicatrice de département	oui	oui	oui
Nombre d'Obs./ R^2	28 494 / 0,9372	28 494 / 0,9371	28 494 / 0,9371

a. Note : * : 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.

Source : données assureur.

b. Régression MCO avec les variables indicatrices d'âge et de période et les variables de contrôle

c. Régression MCO avec les variables indicatrices d'âge et de cohorte et les variables de contrôle

d. Régression MCO avec les variables indicatrices de temps et de cohorte et les variables de contrôle

TABLEAU 3.5: Régressions Probit (variable dépendante : probabilité de détenir une part d'unités de compte strictement positive)

Variables de Contrôle	reg 1	reg 2	reg 3
Segmentation marketing (ref classe moyenne)			
Beaux quartiers	-0,0856 ** (0,0343)	-0,0872 ** (0,0345)	-0,0871 ** (0,0345)
Classe moy, aisée	0,0189 (0,0335)	0,0197 (0,0336)	0,0185 (0,0336)
Petits log, de ville	-0,0424 (0,0323)	-0,0385 (0,0325)	-0,0387 (0,0325)
Ouv, touchées par le chômage	-0,0361 (0,443)	-0,0421 (0,0446)	-0,0425 (0,0446)
Retraités	-0,0604 (0,054)	-0,0541 (0,0543)	-0,0550 (0,0543)
Camp, et zones agricoles	-0,00457 (0,0303)	-0,0051 (0,0305)	-0,0055 (0,0305)
Autres	0,0224 (0,0332)	0,0264 (0,0333)	0,0265 (0,0333)
CSP (ref Artisans commerçants)			
Professions libérales	-0,188 *** (0,0241)	-0,1907 *** (0,0242)	-0,1903 *** (0,0242)
Chefs d'Ese et cadres sup,	-0,0933 *** (0,0345)	-0,0918 *** (0,0347)	-0,0915 *** (0,0347)
Agriculteurs et autres	-0,127 *** (0,0376)	-0,1223 *** (0,0378)	-0,1222 *** (0,0378)
Situation familiale (ref Celib, divorcé ou veuf)			
Concubin ou marié	0,0243 (0,0192)	0,0294 (0,0193)	0,0291 (0,0193)
Autre	0,2416 *** (0,0281)	0,2508 *** (0,0283)	0,2507 *** (0,0283)
Enfant (ref non)			
oui	-0,0529 *** (0,0187)	-0,053 *** (0,0188)	-0,0529 *** (0,0188)
Seg, Patrimoniale (ref Mass Market)			
Gestion privée	0,1178 ** (0,0581)	0,1252 ** (0,0585)	0,1258 ** (0,0586)
clients prg Exclusif	-0,1659 *** (0,0426)	-0,1578 *** (0,043)	-0,1562 *** (0,043)
Affluent	-0,0309 (0,0258)	-0,0167 (0,0263)	-0,0163 (0,0263)
Versement moyen	-0,00001 *** (2,6E-6)	-0,00001 *** (2,7E-6)	-0,00001 2,6E-6)
Nombre de versement	0,0085 * (0,0044)	0,0088 * (0,0047)	0,0057 (0,0044)
Revenu	-0,0038 (0,0344)	-0,00041 (0,0345)	0,0001 (0,0689)
Annee d'ouverture (ref 2002)			
2003	0,2074 *** (0,0213)	0,2508 *** (0,0311)	0,2211 *** (0,0216)
2004	-0,2437 *** (0,0261)	-0,1802 *** (0,0497)	-0,2255 *** (0,0263)
2005	-0,6779 *** (0,036)	-0,5957 *** (0,0726)	-0,6607 *** (0,0362)
2006	-0,7614 *** (0,0318)	-0,6721 *** (0,0895)	-0,741 *** (0,032)
2007	-0,7777 *** (0,0392)	-0,6453 *** (0,1118)	-0,7536 *** (0,0394)
2008	-0,0082 (0,0337)	0,1578 (0,1304)	0,0151 (0,0339)
2009	0,6226 *** (0,0688)	0,8482 *** (0,1626)	0,6534 *** (0,0689)
Sexe (ref homme)			
Femme	0,0732 *** (0,0172)	0,0731 *** (0,0172)	0,0729 *** (0,0172)

Tableau 8 (suite) – Régressions Probit (variable dépendante : probabilité de détenir une part d'unités de compte strictement positive)^a

Variables de Contrôle	reg 1 ^b	reg 2 ^c	reg 3 ^d
Indicatrice d'âge	oui	oui	non
Indicatrice de temps	oui	non	oui
Indicatrice de cohorte	non	oui	oui
Indicatrice d'ancienneté	non	oui	non
Indicatrice de département	oui	oui	oui
Nombre d'Obs. (AIC)	34 188 (27 145)	34 188 (27 112)	34 188 (27 046)

a. Note : * : 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.

Source : données assureur.

b. Régression Probit avec les variables indicatrices d'âge et de période et les variables de contrôle

c. Régression Probit avec les variables indicatrices d'âge et de cohorte et les variables de contrôle

d. Régression Probit avec les variables indicatrices de cohorte et de période et les variables de contrôle

Chapitre 4

Influence de l'environnement économique sur les choix de portefeuille des ménages

4.1 Introduction

Les choix de portefeuille des ménages sont-ils influencés par les facteurs de risque liés à leur environnement économique ? De nombreux travaux se sont concentrés sur le comportement des épargnants sur le cycle de vie au cours des dernières décennies. Inspirées des résultats empiriques de nouvelles données microéconomiques sur les finances des ménages, plusieurs études développent des modèles de choix de portefeuille qui vont au-delà des travaux pionniers de MERTON (1969), SAMUELSON (1969) et MOSSIN (1968) sur le cycle de vie. En aval de leurs travaux, les études plus récentes (CAMPBELL et VICEIRA, 1999 ; SAMUELSON, 1991 ; BARBERIS, 2000) montrent que les épargnants devraient allouer leur portefeuille en fonction de l'âge ou l'horizon d'investissement. Une autre littérature en expansion (YAMASHITA, 2003 ; PELIZZON et WEBER, 2009 ; AN et al., 2010 ; ARRONDEL et SAVIGNAC, 2009) a également examiné l'effet des divers facteurs de risque exogènes au risque financier sur l'allocation de portefeuille. Elle montre que les choix de portefeuille sont fortement influencés par ces facteurs de risque en occurrence l'investissement dans l'immobilier.

Ce chapitre s'inscrit dans cette perspective. Son objectif est double. Dans un premier temps, il évalue l'incidence de l'environnement économique des pays sur les choix de portefeuille. En effet, des études récentes soulignent le rôle du cadre institutionnel sur le comportement des ménages en matière d'investissement. CHRISTELIS et al. (2013) montrent que les différences observées dans la détention d'actifs au niveau des ménages sont principalement liées à l'environnement économique comme les facteurs institutionnels. Étant donné que les spécificités nationales de systèmes de retraite ou d'incitations fiscales des pays de la zone euro ne sont pas les mêmes, il est indispensable d'analyser comment les politiques institutionnelles interagissent sur les choix de portefeuille en fonction de l'âge. Nous entendons par politique institutionnelle, l'ensemble des règles, spécificités nationales ou incitations fiscales au service d'objectifs prioritaires de financement pouvant avoir une incidence sur les choix financiers des ménages.

Dans un second temps, cette étude répond à la question d'identifier le comportement d'investissement en actifs financiers des ménages en présence d'actifs immobiliers. Il existe deux raisons pour lesquelles nous nous intéressons aux actifs immobiliers. La première découle du fait que les institutions, en accordant des avantages à ce type de support d'investissements incitent les ménages à y investir, au détriment des actifs risqués. Le second argument est que l'immobilier est un actif particulier. Il est à la fois un bien de consommation (en servant d'habitat) et satisfait au besoin d'investissement (actif rémunérateur). Cette dualité joue un rôle déterminant dans les choix de portefeuille des ménages (YAMASHITA, 2003). Nous identifions de la même façon, les déterminants des choix de portefeuille dans un contexte plus large.

Nous disposons pour notre étude des données recueillies auprès des ménages participant à l'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro (HFCS) publiées en 2013. La base inclut des informations sur la composition des portefeuilles financiers, le patrimoine, la consommation des ménages de la zone euro et des variables économiques, démographiques et connexes notamment le revenu, les pensions, l'emploi, les legs. Le caractère harmonisé des données individuelles collectées sur les ménages dans quinze des 18 pays¹ de la zone euro sur un échantillon de plus de 62 000 ménages, nous permet de réaliser une analyse comparative du comportement en matière d'épargne des ménages entre les pays sur le cycle de vie.

1. L'Estonie, l'Irlande et la Lettonie n'ont pas participé à la première campagne de l'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro.

Ce chapitre souligne les différences en matière de participation au marché financier des ménages appartenant à la zone euro. Nous soulignons de grandes différences dans la composition de leur portefeuille, notamment liée au pays de résidence. Il existe également une différence significative entre les pays en matière de détention de plans de retraite facultatifs. La participation à ces plans est volontaire pour les souscripteurs, c'est-à-dire, ces derniers ne sont pas obligés par la législation en vigueur à y souscrire. Ces plans sont établis et gérés par un fonds de pension ou une institution financière (comme les compagnies d'assurance), agissant en tant que fournisseur de plan d'épargne retraite. Ensuite, il fournit une preuve empirique de la portée des facteurs institutionnels sur la décision d'investir dans l'immobilier au sein de chaque pays et établit l'influence de la détention de patrimoine immobilier sur la participation au marché financier. Nous mettons en évidence une forme d'effet d'éviction des parts d'actifs risqués détenues par les ménages en raison des politiques institutionnelles des pays de la zone euro au profit de l'immobilier. En dehors de leur environnement économique, les choix de portefeuille des ménages sont influencés par des facteurs démographiques et sociaux.

La question de l'incidence de l'environnement économique sur les choix de portefeuille a été abordée aux États Unis. BERTAUT (1998) montre, en utilisant les données sur les finances et la consommation des ménages (SCF), collectées en 1983 et en 1989, que les contraintes de crédit ont une incidence négative sur la probabilité de détention d'actions. Sur les données issues des passages 1983–1998 de la même enquête, BERTAUT et STARR-MCCLUER (2000) montrent que la retraite a un effet négatif sur la décision d'investir en actifs risqués ainsi que sur la part d'actifs risqués détenue dans le portefeuille. FRATANTONI (1998) met en relation le ratio actif risqué et les contraintes de crédit. En considérant les données SCF collectées en 1989, il met en évidence une relation négative entre le ratio actif risqué et les contraintes de crédit. GUIO et al. (1996) obtient des résultats similaires sur les données de l'enquête sur le revenu et la richesse des ménages italiens.

PELIZZON et WEBER (2009) proposent un modèle d'évaluation de l'efficacité de portefeuille en présence du risque immobilier. À partir des données de l'enquête sur le revenu et la richesse des ménages italiens réalisées en 2002, ils montrent que la valeur actuelle du patrimoine immobilier joue un rôle clé dans la détermination de la frontière efficiente des portefeuilles des ménages. Les parts d'actifs risqués détenues dans les portefeuilles efficaces sont inférieures à celles proposées par MARKOWITZ (1952). En clair, la présence

de patrimoine immobilier dans un portefeuille réduit la part optimale d'actif risqués. YAMASHITA (2003) aboutissent à un résultat similaire en considérant les données de l'enquête sur les finances et la consommation des ménages US collectées en 1989. À partir des données du passage de 2004 de l'enquête patrimoine, ARRONDEL et SAVIGNAC (2015) montrent que la part de la richesse financière investie en actifs risqués dépend de l'exposition au risque immobilier.

Les premières études comparatives de la richesse et du comportement d'investissement au niveau des ménages sur grande échelle ont été réalisées par GUIO et al. (2003) ; GUIO et al. (2002). Ils trouvent des différences importantes dans la participation au marché boursier au sein des principaux pays européens et des États-Unis. Ces différences reposent essentiellement sur la corrélation positive entre la détention d'actifs risqués, le niveau de richesse financière et l'éducation. CHRISTELIS et al. (2013) abordent ces questions en utilisant les données harmonisées de l'enquête européenne sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE), l'étude US sur la Santé et la retraite (HRS) et l'étude longitudinale sur le vieillissement (ELSA) au Royaume-Uni. Ils montrent plus récemment que les différences observées dans l'allocation d'actifs financiers, d'un pays à un autre, au niveau des ménages sont principalement liées aux environnements économiques tels que les facteurs institutionnels. Ils appréhendent les facteurs institutionnels par un ensemble d'indicateurs des marchés financier et immobilier, des indicateurs du secteur privé et le cadre fiscal des pays de résidence des ménages. Une différence majeure entre notre travail et celui de CHRISTELIS et al. (2013) est qu'ils se concentrent sur les différences existant entre les pays européens et américains alors que nous nous concentrons sur la zone euro.

Le premier passage de l'enquête HFCS récente a été exploitée par d'autres économistes. ARRONDEL et al. (2013a) essaient d'identifier comment les ménages allouent leurs richesses au sein de la zone euro. Après avoir établi une relation positive entre le niveau de richesse des ménages et la détention des actifs, ils montrent qu'il existe de grandes différences entre les ménages de la zone euro en matière d'investissement. Toutefois, il existe une forte concentration des investissements des ménages dans l'immobilier. LE BLANC et al. (2013) en revanche, s'intéressent au comportement d'épargne des ménages de la zone euro, en intégrant les contraintes de l'offre de crédit. Ils montrent que les caractéristiques des ménages ainsi que les fondements macroéconomiques des pays de

résidence définissent les préférences des ménages en terme d'investissement et d'épargne ainsi que les problèmes d'offre de crédit auxquels ils sont confrontés.

La suite du chapitre est organisée comme suit. Les données sont présentées dans la section 2. La section 3 expose la participation des ménages au marché financier dans la zone euro et la section 4 aborde l'incidence de l'environnement économique sur les choix de portefeuille. La question des déterminants des choix de portefeuille en présence d'actifs immobiliers est abordée dans la section 5. Nous concluons dans la dernière section.

4.2 Données

L'analyse présentée dans ce chapitre s'appuie sur les données recueillies auprès des ménages participant à l'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro (HFCS). Cette enquête a mobilisé les institutions statistiques et financières des pays de la zone euro. Elle recueille des données détaillées sur le bilan (Actif - Passif réel et financier) ainsi que sur des variables connexes, dont les revenus, les pensions de retraite, l'emploi, les legs et donations, et les mesures de consommation des ménages.

Une caractéristique principale de l'enquête sur les finances et la consommation des ménages est de fournir des données individuelles sur les ménages collectées de manière harmonisée dans 15 pays de la zone euro (Belgique, Allemagne, Grèce, Espagne, France, Italie, Chypre, Luxembourg, Malte, Pays-Bas, Autriche, Portugal, Slovénie, Slovaquie et Finlande) sur un échantillon de plus de 62 mille ménages. Jusqu'ici, les informations relatives aux avoirs et aux engagements des ménages étaient peu nombreuses et rarement comparables entre les pays de la zone euro (HFCN, 2013b).

Selon le rapport de la Banque Centrale Européenne (HFCN, 2013b), 96,4 % des ménages détiennent des dépôts (dépôts à vue ou comptes d'épargne), tandis que 33,0 % d'entre eux ont souscrit à un régime privé de retraite volontaire et/ou à une assurance-vie ; moins de 15 % des ménages détiennent d'autres actifs financiers. La détention d'actifs financiers autres que des dépôts dépend très largement du revenu ; 26,5 % des ménages appartenant au quantile supérieur de revenu détiennent des titres d'OPCVM et 24,4 % ont un portefeuille d'actions cotées en bourse ; 43,7 % des ménages de la zone euro sont endettés sous une forme ou une autre ; 23,1 % ont contracté un emprunt immobilier, et 29,3 % un emprunt non immobilier. Parmi les ménages endettés, la valeur médiane des

emprunts immobiliers (68 400 euros) est nettement supérieure à celle des emprunts non immobiliers (5 000 euros).

4.3 Participation des ménages au marché financier

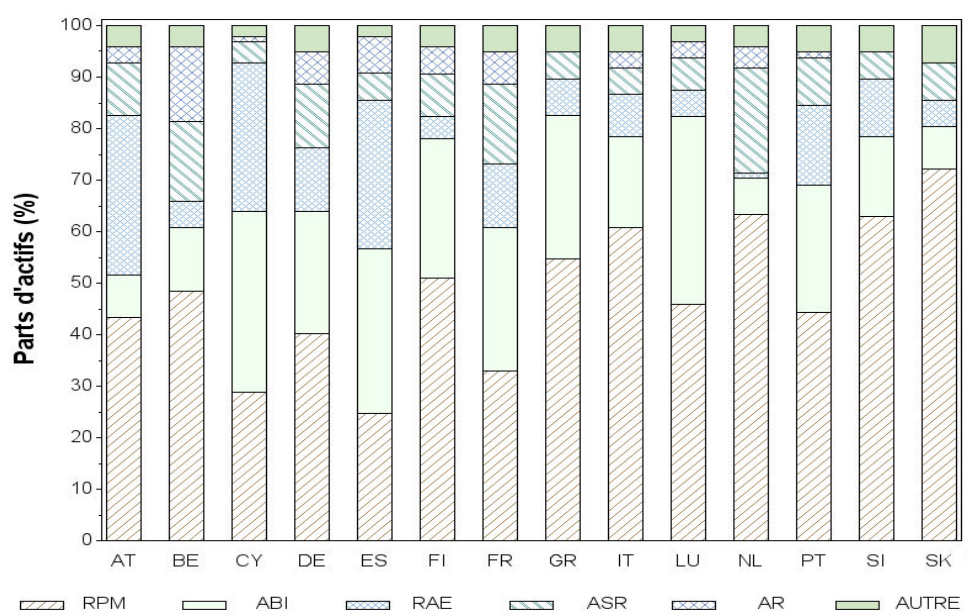
L'hétérogénéité observée dans la composition des portefeuilles financiers pourrait être expliquée par l'environnement économique dans lequel les épargnants investissent. Dans cette section, nous nous intéressons au cadre institutionnel des pays de la zone euro et aux inégalités observées dans le processus de diffusion et de répartition de la richesse des ménages.

4.3.1 Participation des ménages de la zone euro aux marchés financier et immobilier

Si l'investissement des ménages dans divers actifs peut être décrit au niveau macroéconomique à partir des comptes financiers, l'analyse de leur répartition et de leur diffusion au sein de la population ne peut être réalisée qu'à partir d'informations collectées auprès des particuliers par le biais d'enquêtes représentatives comme celle sur les finances et la consommation des ménages (HFCS 2013). Dans cette sous-section, nous nous intéressons à la composition des portefeuilles des ménages de la zone euro.

Les ménages accumulent leur patrimoine au cours de la vie active sous diverses formes (dépôt à la banque, achat d'actifs financiers, actionnariat, ou investissement dans l'immobilier) et à des fins différentes. Une de leurs premières motivations est qu'ils mobilisent les fonds pour répondre à un besoin d'investissement futur. Une autre motivation est qu'ils se préservent des risques tels que l'incertitude sur les revenus futurs ou les dépenses imprévues (en raison de problèmes de santé ou autres situations d'urgence comme le chômage). Selon les besoins d'investissement des ménages, on observe des comportements d'investissement différents. Le graphique 4.1 décrit la composition du portefeuille des ménages de la zone euro.

GRAPHIQUE 4.1: Composition des portefeuilles des ménages de la zone euro



Note : ce graphique présente la composition des actifs des ménages. **RPM** : Résidence Principale des Ménages; **ABI** : Autres Biens Immobiliers; **RAE** : Richesse investie dans l'Autofinancement d'Entreprise; **ASR** : Actifs Sans Risque; **AR** : Actifs Risqués. Les actifs risqués regroupent les fonds mutuels de placement, les actions cotées en bourse et les obligations; les actifs sans risques sont constitués des dépôts, et des plans de retraite facultatifs; Les autres actifs sont constitués de créances, des comptes gérés, les véhicules et les autres actifs financiers. En Espagne, la résidence principale des ménages font 25 % du patrimoine des ménages.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

On remarque que l'immobilier (résidence principale du ménage et autres biens immobiliers) constitue l'actif le plus prédominant dans le portefeuille des ménages. Il fait plus de 50 % de la part d'actifs détenue par les ménages de la zone euro. Cette importance se justifie d'une part, par le statut dual de cet actif (ARRONDEL et al., 2013b) et d'autre part, par les différentes dispositions prises par les pouvoirs publics pour inciter les ménages à y investir. La part de la richesse investie dans l'autofinancement d'entreprise est élevée (près de 30 %) en Autriche, en Chypre et en Espagne. Les actifs sans risque, essentiellement constitués de dépôts en banque, sont l'un des actifs financiers les moins dominants dans la composition du portefeuille financier des ménages. Ils font toutefois une part supérieure à celle des actifs risqués. C'est le quatrième actif fortement détenu par les ménages de la zone euro.

Non seulement il existe une forte hétérogénéité dans la composition de la richesse des ménages entre les pays de la zone euro, mais aussi en leur sein. Nous expliquons l'hétérogénéité observée entre les pays par les politiques institutionnelles dans la sous-section

suivante.

4.3.2 Politiques institutionnelles des pays de la zone euro

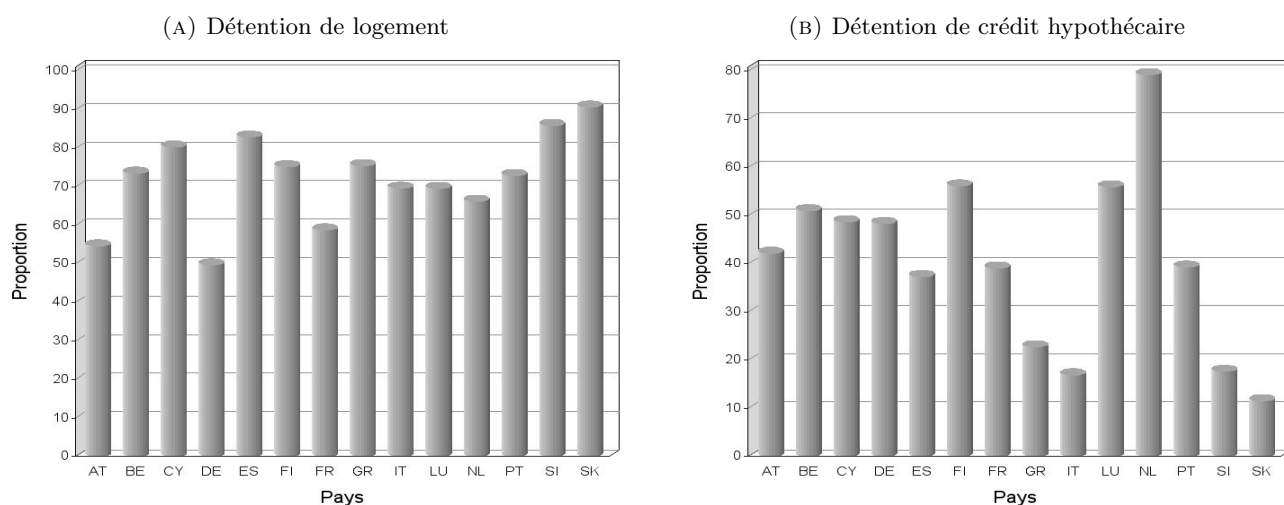
Les facteurs institutionnels comme par exemple les spécificités nationales des systèmes de retraite ou les incitations fiscales au service d'objectifs prioritaires de financement sont susceptibles d'expliquer l'inégalité de la diffusion des actifs au sein de la zone euro (ARRONDEL et al., 2011b). Ces facteurs, souvent observés à travers les politiques institutionnelles mises en œuvre par les dirigeants ou les facteurs macroéconomiques, jouent un rôle déterminant dans le comportement d'épargne des ménages.

En matière d'accumulation de patrimoine immobilier, le fort taux d'accession à la propriété dans de nombreux pays de la zone euro est le résultat des politiques publiques mises en œuvre². En effet, de nombreuses politiques publiques des pays de l'OCDE en général, et de la zone euro en particulier, sont orientées vers l'amélioration des conditions d'accession à l'immobilier privé et varient d'un pays à un autre. En Allemagne, le résultat de la politique publique du logement la démarque de la plupart des autres pays de la zone euro avec une faible proportion (environ 43 %) de ménages propriétaires de leurs résidences principales vers les années 2000. En effet, la souscription à un crédit hypothécaire destiné au financement de l'achat d'une résidence principale ne donne droit à aucun allègement fiscal contrairement à l'immobilier de rapport. En Autriche, les incitations à la souscription au crédit hypothécaire ont considérablement diminué ces dernières années, entraînant un faible taux de détention de logement par les ménages. La Belgique met en application des mesures d'incitation à la souscription d'un crédit à l'habitat principalement par la déduction des intérêts des emprunts hypothécaires du revenu imposable. Un peu à l'image du cas belge, le crédit à l'habitat en Espagne a connu une tendance haussière grâce à la baisse des taux d'intérêts et la réduction de la part du revenu imposable sous certaines conditions. Il est un peu similaire au cas finlandais où les ménages sont relativement très endettés à cause de la réduction, sur ressources publiques, des intérêts d'emprunt pour l'achat de la résidence principale et la réduction du revenu imposable (DAVYDOFF et al., 2005 ; ARRONDEL et al., 2013b). C'est aussi le cas en France où l'investissement dans l'immobilier est fortement incité par les mesures de déduction fiscale et de prêt à taux zero. Les mesures d'incitation fiscales

2. Outre la zone euro, le développement de l'accession à la propriété a récemment fait l'objet de discussion des pouvoirs publics en Australie et en Nouvelle-Zélande, deux pays où la détention de la résidence principale par les ménages est assimilée à un objectif prioritaire de la nation (MORAN, 2006).

au crédit habitat ont augmenté l'encours du crédit hypothécaire en Grèce et en Italie avant la crise de 2007. Les politiques fiscales et le cadre macroéconomique du Pays-Bas expliquent l'importance du crédit à l'habitat. Les ménages sont en effet incités à investir dans l'achat de leurs logements. En effet, les propriétaires peuvent déduire de leur revenu imposable, l'intégralité des intérêts hypothécaires dus au titre de leur logement principal sur une durée de 30 ans. Les plus-values ne sont pas imposées en cas de revente. La loi de promotion de l'accès au logement de 2001 accorde des aides aux ménages à revenus modestes afin de les inciter à acquérir leur résidence principale (DAVYDOFF et al., 2005). Ces politiques axées sur les mesures d'allègements fiscaux, les déductions fiscales des intérêts d'emprunt ou la simplification des conditions d'accès au crédits hypothécaires ont eu un impact significatif sur la tendance haussière des taux de détention de l'immobilier dans la zone euro. Comme l'illustrent les graphiques 4.2a et 4.2b, on note un fort taux de détention de patrimoine immobilier et un taux de détention du crédit hypothécaire disparate dans la zone euro³. Toutefois, une partie de l'augmentation des taux d'accession à la propriété au cours de cette période pourrait simplement refléter les influences socio-économiques et démographiques (ANDREWS et SÁNCHEZ, 2011).

GRAPHIQUE 4.2: Taux de détention de logement et de crédit hypothécaire dans la zone euro



Note : ces graphiques présentent les taux respectifs de détention de logement et de crédit hypothécaire par pays au sein de la zone euro. L'Espagne totalise l'un des taux de détention de logement les plus élevés au sein de la zone Euro (plus de 80 %). Le taux de détention de crédit hypothécaire au Pays-Bas est de près de 80 %.

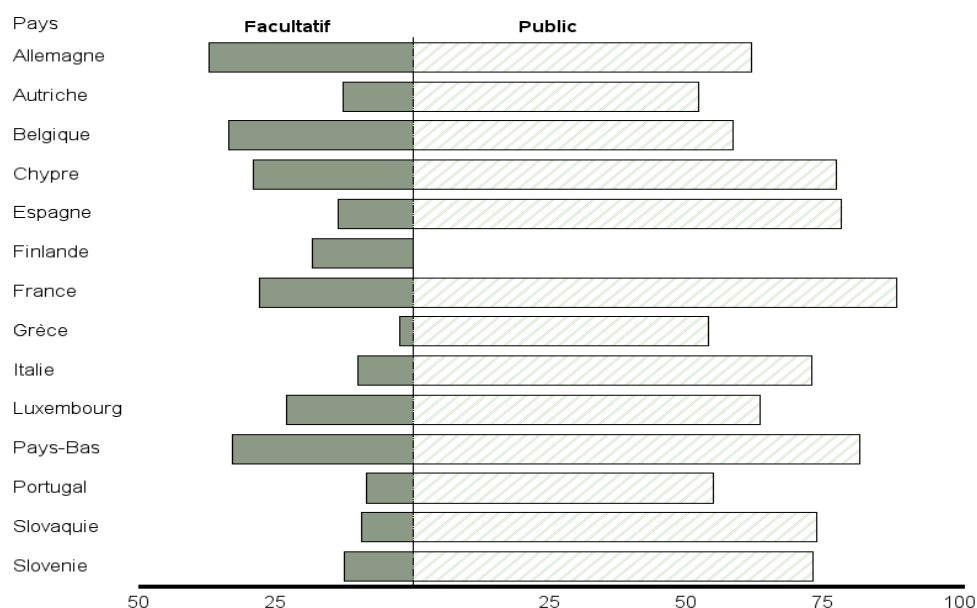
Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

3. La différence observée dans les taux de détention de crédit hypothécaire au sein de la zone euro illustre bien les politiques publiques disparates menées par ces pays.

En outre, les choix d'investissement des ménages sont également influencés par le développement de support d'investissement présentant des avantages fiscaux. C'est le cas de contrats d'épargne spécifiques comme les PERP en France⁴. Avec le développement de ces supports d'investissements, on observe une tendance haussière du taux de détention de plan de pension facultatif dans les pays de la zone euro comme l'illustre le graphique 4.3 qui compare la proportion d'épargnants affiliés à un régime de retraite public⁵ à celle ayant souscrit un plan de pension facultatif au sein de la zone euro.

GRAPHIQUE 4.3: Proportion d'épargnants détenant un plan de pension facultatif ou affiliés à un régime de retraite public dans la zone euro



Note : ce graphique présente les proportions respectives d'épargnants détenant un plan de pension facultatif ou affiliés à un régime de retraite public au sein de la zone euro. En abscisse, sur l'échelle de gauche, nous totalisons les proportions d'épargnants détenant un plan de pension facultatif, et l'échelle de droite indique le taux d'affiliation à un régime de retraite public. En Allemagne, environ 60 % des épargnants sont affiliés à un régime de retraite public, alors que seulement 37,5 % détiennent un plan de pension facultatif. Les données sur l'affiliation au régime de retraite public en Finlande ne sont pas disponibles.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

Comme on peut le remarquer, au sein de chaque pays, la proportion d'épargnants affiliés à un régime de retraite public est largement supérieure à celle des détenteurs de plan de pension facultatif. Cette différence est particulièrement prononcée au sein des pays

4. En effet les Plans d'épargne Retraite Populaire (PERP) présentent un avantage fiscal à l'entrée. Les sommes versées chaque année sur un PERP sont déductibles du revenu net global. L'épargne est donc financée, en partie, par l'éventuelle économie d'impôt réalisée. Les PERP présentent également un avantage fiscal très intéressant pour les contribuables fortement imposés (plus de 30 %).

5. Un régime de retraite publique est relié à un système de retraite national où l'État administre le paiement des prestations de retraite.

comme la Grèce où la proportion d'épargnants ayant souscrit à un plan de pension facultatif est quasi-négligeable comparativement à la proportion des affiliés au régime de retraite public. Cette différence s'expliquerait par le fait que l'affiliation à un régime de retraite public revêt un caractère obligatoire pour certaines catégories de travailleurs. On décèle également un comportement disparate entre les pays au niveau des affiliations au régime de retraite et des souscriptions aux plans d'épargne retraite facultatifs. Cette différence s'explique par le fait que les politiques institutionnelles varient d'un pays à un autre. Par ailleurs, l'analyse de l'impact des politiques publiques sur le comportement d'épargne et de consommation des ménages a pris une importance croissante ces dernières années, en vue de la réforme des systèmes de retraite et d'imposition dans de nombreux pays de la zone euro. Ces réformes influencent très probablement l'épargne et plus particulièrement la participation au marché financier à travers les effets sur le cycle de vie. Nous évaluons l'incidence de ces réformes sur les choix de portefeuille des ménages dans la section suivante.

4.4 Influence de l'environnement économique sur les choix de portefeuille des ménages

L'environnement économique des pays influe sur les choix de portefeuille des ménages de la zone euro. Les institutions, en accordant des avantages à certains supports d'investissements comme l'immobilier, incitent les ménages à y investir, au détriment des actifs risqués. Aux États-Unis par exemple, le développement des produits d'épargne comme le plan 401(k), présentant des avantages fiscaux largement connus sous le terme *pre-tax savings* dans les années 1980, a considérablement réduit l'investissement des ménages en actions à travers les comptes titres (voir RYDQVIST et al., 2014). Dans le cas de l'immobilier, la rentabilité réelle d'un placement est fortement dépendante de la fiscalité qui lui est appliquée. En Allemagne, à l'instar de certains pays de la zone euro, les allègements fiscaux liés au statut de propriété incite les ménages à investir dans l'immobilier⁶ (ECB, 2009). Cette illustration du cas allemand conduit à s'interroger sur le rôle des politiques fiscales et plus généralement, celui de l'environnement économique des pays

6. En Allemagne, le régime fiscal des logements locatifs diffère de celui des logements occupés par les propriétaires. La politique fiscale incite à investir uniquement dans l'immobilier de rapport. On assiste donc à un niveau élevé des investissements des ménages dans l'immobilier de rapport contre un faible taux de ménages propriétaires de leur résidence principale. À l'image de l'Allemagne, certains gouvernements de la zone euro encouragent l'investissement dans l'immobilier et soutiennent les démarches d'acquisition de logement des ménages, par le biais de prêts hypothécaires subventionnés, par paiements d'intérêts déductibles d'impôt.

sur le comportement d'investissement des ménages. Dans cette sous-section, nous déterminons l'incidence de l'environnement économique sur les choix de portefeuille des ménages.

Cette analyse consiste essentiellement à identifier une relation entre la part d'actifs détenue par les ménages et certains indicateurs caractéristiques de l'environnement économique de leur pays de résidence. Nous utilisons pour ce faire, le modèle Tobit. C'est un modèle économétrique utilisé pour décrire une relation entre une variable d'intérêt censurée et des variables explicatives. Dans ce cas précis, il permet de tenir compte de la contrainte de positivité de la variable part d'actifs. L'interprétation économique sous-jacente est que les épargnants détenant une part d'actifs nulle souhaiteraient en détenir une part négative mais en sont empêchés par la contrainte de positivité de la variable d'intérêt. D'autre part, nous estimons l'influence de l'environnement économique sur la probabilité d'investir en actifs risqués à l'aide des modèles Probit.

Comme nous l'expliquons en début de sous-section, nous établissons dans un premier temps, l'incidence de l'environnement économique sur l'investissement dans les actifs immobiliers, puis dans un second temps, identifions la relation existant entre la participation au marché financier et la part d'actifs immobiliers détenues par les ménages. On s'attend à ce que cette relation soit négative.

4.4.1 Incidence de l'environnement économique sur les parts d'actifs immobiliers des ménages

Pour établir l'incidence de l'environnement économique sur les parts d'actifs immobiliers, nous commençons par caractériser cet environnement. Il sera appréhendé par quatre catégories d'indicateurs : des indicateurs relatifs au secteur financier, à l'environnement des affaires, au cadre social et au cadre fiscal des pays de résidence.

Nous considérons comme indicateurs caractéristiques :

- du secteur financier disponibles sur le site de la banque mondiale, mesurés en 2009 :
 - La capitalisation boursière (valeur des actions cotées rapportée au PIB) représente la taille des sociétés cotées dans l'économie. Indicateur de perspective économique, on s'attend à une relation positive entre cet indicateur et la décision d'investir dans l'immobilier de rapport.

- de l'environnement des affaires disponible sur le site de la banque mondiale, mesuré en 2009 : l'indice de la facilité des affaires classe les économies selon que l'environnement réglementaire du pays soit favorable aux activités commerciales, la première place étant la meilleure. Son calcul prend en compte les scores dans les domaines tels que la création d'entreprise, le raccordement à l'électricité, le transfert de propriété, l'obtention de prêt, la protection des investisseurs, le paiement des taxes et impôts, le commerce frontalier, l'exécution des contrats. Un indice faible (meilleur classement) incitera les ménages à la création d'entreprises, et les détournera des investissements dans l'immobilier. On s'attend donc à une relation positive entre les parts d'actifs immobiliers détenues par les ménages et l'indicateur de la facilité des affaires.
- du cadre social : le ratio de dépendance par rapport à l'âge permet d'évaluer la proportion de la population dépendant de la population âgée de 15 à 64 ans (Source : Eurostat). On s'attend à ce qu'un ratio élevé incite les épargnants à investir en actifs risqués afin de s'assurer un complément de pension au détriment de l'immobilier. On s'attend donc à une relation négative entre l'investissement dans l'immobilier et le ratio de dépendance.
- du cadre fiscal disponibles dans les rapports ECB (2009) et OECD (2011) :
 - L'imposition des recettes locatives, une indicatrice qui prend la valeur « 1 » si la législation en vigueur dans le pays de résidence des ménages impute une taxe sur les revenus provenant des loyers⁷. On s'attend à ce que l'existence d'une taxe sur les recettes locatives désincitent les épargnants à investir dans l'immobilier de rapport au profit des actifs risqués.
 - La variable taxe sur la richesse indique si la richesse est imposée dans le pays de résidence du ménage selon le montant du patrimoine. Ces taxes s'appliquent en France (impôt de solidarité sur la fortune) et en Espagne (ECB, 2009).
 - L'allègement fiscal sur hypothèque est construite à partir de deux informations : la déduction des paiements d'intérêts sur les prêts hypothécaires du revenu imposable et les conditions de son application. L'indicateur estime la

7. La Belgique, le Luxembourg et les Pays Bas continuent d'appliquer des taxes sur les revenus locatives (ECB, 2009).

différence en points de pourcentage entre le taux d'intérêt du marché et le financement après impôt des dettes hypothécaires. Une politique offrant des allègements fiscaux incitera les ménages à souscrire à des crédits hypothécaires, et de ce fait, à réduire la part de richesse détenue en actifs risqués, au profit de l'immobilier.

- L'impôt sur le patrimoine renseigne sur les recettes fiscales comptabilisées sur le patrimoine en pourcentage du PIB. Plus il est élevé, et plus les taux d'imposition appliqués au patrimoine est élevé.

Le tableau 4.1 présente des statistiques descriptives des principaux indicateurs. Comme on peut le remarquer, la valeur médiane de l'affiliation à un régime de retraite public est de 72,82 % et est enregistrée en l'Italie. La France a la proportion maximale d'affiliation. Dans la zone euro en 2009, la Finlande est le pays le mieux classé en terme de facilité des affaires. L'indicateur de capitalisation boursière est médian en Chypre et très élevé au Luxembourg. Les valeurs du ratio de dépendance par rapport à l'âge sont homogènes dans tous les pays de la zone euro. Elle est maximale en Allemagne. L'allègement fiscal sur hypothèque est élevé en Grèce et très faible au Luxembourg.

TABLEAU 4.1: Statistiques descriptives sur les principaux indicateurs

Indicateur	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
Affiliation à un régime de retraite public	72,82 (IT)	11,70	52,32 (AT)	88,54 (FR)
Indice de la facilité des affaires	7 (BE,FR)	4,48	1 (FI)	15 (MT)
Capitalisation boursière (% PIB)	31,4 (CY)	27,2	5,2 (SK)	121,4 (LU)
Ratio de dépendance	24 (FI)	4,24	17,30 (SK)	31,40 (DE)
Allègement fiscal sur hypothèque	5 (AT,CY,ES,SK)	8,01	0,90 (LU)	30 (GR)

Note : ce tableau présente les statistiques descriptives de certains indicateurs utilisés pour mesurer l'incidence de l'environnement économique sur les choix de portefeuille. Nous mettons entre parenthèses, les pays ayant les valeurs correspondant au caractère étudié.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

Nous établissons l'incidence de l'environnement économique sur la détention d'actifs immobiliers. Le tableau 4.2 présente les paramètres estimés des régresseurs pour différentes spécifications. Nous contrôlons les effets de l'environnement économique par les caractéristiques des ménages. En effet, elles peuvent fortement influencer les parts d'actifs risqués qu'ils détiennent ou même conditionner leur décision d'investir en actifs risqués.

Par souci de clarté, nous présentons les paramètres estimés des variables de contrôle dans l'annexe 4.C (tableau 4.2bis).

TABLEAU 4.2: Estimation de l'influence de l'environnement économique sur la détention d'actifs immobiliers

Variables	Tobit non conditionnelle		Probit		Tobit conditionnelle	
	1	2	1	2	1	2
Constante	0,4846*** (0,0659)	-0,2233*** (0,056)	0,4701*** (0,1644)	-1,4622*** (0,261)	0,6919*** (0,0252)	0,8915*** (0,0417)
Capitalisation boursière (% PIB)	0,6211*** (0,0157)	0,3396*** (0,0114)	1,5785*** (0,0396)	1,7347*** (0,0727)	-0,0632*** (0,0072)	0,0847*** (0,0075)
Indice de la facilité des affaires	0,0055*** (0,0002)	0,0016*** (0,0001)	0,0131*** (0,0005)	0,0081*** (0,0007)	0,0058*** (0,0001)	0,0012*** (0,0001)
Affiliation à un régime de retraite public	0,0019 (0,0041)	0,0101*** (0,0037)	-0,0269*** (0,0099)	-0,0053 (0,0177)	0,0182*** (0,0019)	0,0161*** (0,0019)
Le ratio de dépendance	-2,4109*** (0,1227)	-0,9462*** (0,1111)	-5,3541*** (0,2644)	-3,1253*** (0,5208)	-0,3885*** (0,0778)	-0,2739*** (0,0963)
Impôts sur le patrimoine (Rapporté au PIB)	0,0965*** (0,0074)	0,0329*** (0,0055)	0,2315*** (0,0215)	0,1383*** (0,0327)	-0,0053*** (0,0014)	-0,5095* (0,2878)
Allègement fiscal sur hypothèque	0,5262*** (0,0446)	0,6943*** (0,0338)	1,4016*** (0,1226)	3,4731*** (0,185)	-0,0315* (0,017)	-0,0292 (0,0202)
Imposition des recettes locatives	-0,0438*** (0,0089)	-0,0393*** (0,0069)	-0,1096*** (0,0211)	-0,1896*** (0,039)	-0,0064 (0,0049)	-0,0157** (0,0065)
Taxe sur la richesse	-0,2868*** (0,0117)	-0,1089*** (0,0086)	-0,7995*** (0,029)	-0,7191*** (0,0465)	0,0779 (0,0055)	0,0075 (0,0072)
Variables de contrôles	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
σ	0,5247*** (0,0016)	0,3507*** (0,0018)			0,2322*** (0,0008)	0,1691*** (0,0007)
Nombre d'observations (AIC)						
	94 749 (159 492)	94749 (83 625)	94 749 (111 823)	94 749 (53 374)	94 749 (42 793)	94 749 (1 296)

Note : ce tableau présente les paramètres estimés des régresseurs pour plusieurs spécifications. Dans la première spécification, nous modélisons la part d'actifs immobiliers détenue par les ménages grâce à un modèle Tobit. À l'aide d'un modèle Probit, la deuxième spécification modélise la décision d'investir en actifs immobiliers et la dernière spécification, la part d'actifs immobiliers, conditionnellement à investir. Dans la régression notée (1), seules les variables caractéristiques de l'environnement économique sont utilisées. En revanche, la régression (2) prend en considération en plus des variables de la régression (1), les variables de contrôle. Ces variables de contrôle regroupent la situation familiale, la taille du ménage, le niveau d'éducation, le type de contrat de travail, le sexe du chef de ménage, l'âge du chef de ménage, les membres du ménages ayant un emploi, les membres du ménages ayant 16 ans et plus, le salaire et la richesse financière. () : écart type, *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 % et * : significatif à 10 %. Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

Comme on peut le remarquer, dans le tableau ci-dessus, nous distinguons trois analyses. La première se focalise sur les parts non conditionnelles d'actifs immobiliers détenues par les ménages. La deuxième analyse estime la probabilité d'investir dans l'immobilier et la dernière analyse se concentre sur les parts d'actifs immobiliers détenues par les ménages conditionnellement à y investir. Au niveau de chaque analyse, nous avons deux spécifications. La première n'intègre pas les variables de contrôle contrairement à la seconde spécification. Nous retenons, de l'analyse du tableau 4.2, qu'il existe une relation statistiquement significative et positive entre la capitalisation boursière et la part d'actifs

immobiliers détenue par les ménages. Il en est de même de la décision d'investir en actifs immobiliers. Lorsque la capitalisation boursière augmente, la part d'actifs immobiliers détenue par les ménages augmente également. L'indice de la facilité des affaires augmente la parts d'actifs immobiliers détenues par les ménages ainsi que la probabilité d'y investir. En effet lorsque l'indicateur augmente d'une unité (lorsque l'environnement des affaires devient moins favorable à l'investissement), la prévision des part d'actifs immobiliers détenue par les ménages augmente également.

Il existe une relation positive entre l'affiliation à un régime de retraite public et les parts d'actifs immobiliers détenues par les ménages. En effet, le fait d'être affilié à un régime de retraite public augmente la part d'actifs immobiliers détenue par les ménages conditionnellement à investir (tobit conditionnelle) mais n'augmente pas la probabilité d'investir en actifs immobiliers. La croissance du ratio de dépendance liée à l'âge (c'est-à-dire le ratio de personnes dépendantes, jeunes et âgées, par rapport à la population de 15 à 64 ans) diminue la part d'actifs immobiliers détenue par les ménages. Ce ratio en perpétuelle croissance dans la plupart des pays de la zone euro à cause de la structure de la pyramide des âges, incite les ménages à à désinvestir dans l'immobilier. Une explication plausible est qu'ils préfèrent se constituer des fonds de retraite privés à travers des solutions par capitalisation qui se développent. Nous vérifions cela dans la sous-section suivante.

Par ailleurs, l'allègement fiscal sur un prêt hypothécaire encourage la participation des ménages au marché immobilier (modèle probit). En effet, les avantages fiscaux sur un prêt hypothécaire constitueraient une incitation aux ménages de la zone euro à investir en actifs immobiliers. En revanche, conditionnellement à y investir, l'effet de l'allègement fiscal sur les parts d'actifs immobiliers est négatif. Une fois que les ménages investissent en actifs immobiliers, l'allègement fiscal ne constitue donc plus une incitation. L'imposition des recettes locatives réduit la part de la richesse des ménages investie en actifs immobiliers et n'augmente pas la probabilité d'investir en actifs immobiliers. L'existence d'une taxe sur la richesse des ménages réduit la part d'actifs immobiliers détenue dans le portefeuille d'épargne (tobit non conditionnelle) et les désincite à investir en actifs immobiliers (probit). L'inclusion de variables de contrôle ne modifie pas l'effet établi.

Nous remarquons que les effets obtenus sont conformes aux effets attendus présentés au début de la sous-section. Pour mieux quantifier l'effet des divers indicateurs du cadre

économique sur les parts d'actifs immobiliers, nous calculons leurs effets marginaux sur la variable d'intérêt. En raison du nombre élevé d'observations, la significativité statistique n'est pas un indicateur suffisant de l'impact d'une variable explicative sur la variable d'intérêt. Nous le complétons par une étude d'impact reposant sur l'amplitude économique des effets. Nous supposons économiquement significatif tout effet supérieur à un seuil de 1 % sur les parts d'actifs immobiliers. Le tableau 4.3 présente les résultats. Par souci de clarté, nous présentons les effets marginaux des variables de contrôle dans l'annexe 4.C (tableau 4.3bis).

TABLEAU 4.3: Effets marginaux sur la détention d'actifs immobiliers

Variables	Tobit non conditionnelle	Probit	Tobit conditionnelle
Capitalisation boursière (% PIB)	0,1084	0,2392	0,0244
Indice de la facilité des affaires	0,0005	0,0012	0,0004
Affiliation à un régime de retraite public	0,0032	-0,0007	0,0047
Le ratio de dépendance	-0,3198	-0,5478	-0,0828
Impôts sur le patrimoine (% PIB)	0,0107	0,0191	-0,0015
Allègement fiscal sur hypothèque	0,1818	0,2434	-0,0085
Imposition des recettes locatives	-0,0126	-0,0243	-0,0046
Taxe sur la richesse	-0,0338	-0,0833	0,0022

Note : ce tableau présente les effets marginaux sur la détention d'actifs immobiliers. Nous considérons uniquement la spécification dans laquelle les variables de contrôle sont introduites. Ces variables de contrôle regroupent la situation familiale, la taille du ménage, le niveau d'éducation, le type de contrat de travail, le sexe du chef de ménage, l'âge du chef de ménage, les membres du ménages ayant un emploi, les membres du ménages ayant 16 ans et plus, le salaire et la richesse financière. Les modalités de variables grisées correspondent à celles dont les paramètres estimés sont statistiquement significatifs à 5 %. Nous mettons en gras, les effets marginaux économiquement significatifs (ie effet marginal supérieur à 1 %).

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

Une augmentation unitaire de la capitalisation boursière accroît de 10,84 % la prévision de la part d'actifs immobiliers détenue par les ménages. Cette variation augmente de 23,92 % la probabilité d'investir dans l'immobilier. Conditionnellement à y investir, une augmentation d'une unité de la capitalisation boursière monte de 2,44 % la prévision de la part d'actifs immobiliers détenue par les ménages. Il en est qualitativement de même pour l'indice de la facilité des affaires et l'affiliation à un régime de retraite public. Toutefois, ces effets ne sont pas économiquement significatifs au seuil de 1 %. Lorsque le ratio de dépendance augmente d'une unité, la prévision de part d'actifs immobiliers

détenue par les ménages de la zone euro diminue de 31,98 %. Il en est de même de la probabilité d'investir dans l'immobilier. Conditionnellement à investir dans l'immobilier, la prévision des parts d'actifs détenues par les ménages diminue de 8,28 % lorsqu'on augmente d'une unité le ratio de dépendance.

Une variation unitaire de l'impôt sur le patrimoine augmente de 1,07 % la prévision des parts d'actifs immobiliers et de 1,91 % la probabilité d'investir dans l'immobilier. L'augmentation unitaire de l'allègement fiscal sur hypothèque augmente de 18,18 % la prévision des parts d'actifs immobiliers et de 24,34 % la probabilité d'investir dans l'immobilier. Le fait d'imposer les recettes locatives désincite à investir dans les actifs immobiliers. En effet, l'imposition des recettes locatives réduit de 1,26 % la prévision des parts d'actifs immobiliers détenues par les ménages. Elle réduit également de 2,43 % la probabilité d'investir en actif immobilier. Il en est de même des taxes sur la richesse.

Nos résultats montrent que les indicateurs caractéristiques de l'environnement économique que nous avons retenus ont une incidence positive sur l'investissement dans les actifs immobiliers. Nous nous intéressons à présent à l'effet de la détention d'actifs immobiliers sur les parts d'actifs risqués des ménages.

4.4.2 Incidence de la détention d'actifs immobiliers sur les parts d'actifs risqués

Dès lors que nous avons établi l'influence de l'environnement économique sur la détention d'actifs immobiliers, nous expliquons la part d'actifs risqués dans le portefeuille des ménages par la part d'actifs immobiliers, (régression 1), puis contrôlons par les variables institutionnelles (régression 2) et enfin rajoutons les caractéristiques des ménages (régression 3). Le tableau 4.4 présente les résultats.

Comme on peut le remarquer, ce tableau indique 3 analyses. La première vise à estimer la part d'actifs risqués détenue par les ménages (tobit non conditionnelle), la deuxième modélise la probabilité d'investir en actifs risqués (modèle Probit) puis la troisième modélise la part d'actifs risqués détenue par les ménages conditionnellement à investir (Tobit conditionnelle). Ce tableau indique une relation négative entre la part d'actifs risqués et celle d'actifs immobiliers détenues par les ménages.

TABLEAU 4.4: Estimation de l'influence des parts d'actifs immobiliers sur la détention d'actifs risqués

Tobit non conditionnelle			
Variables	1	2	3
Constante	-19,5737*** (0,2302)	-14,5493*** (4,0873)	-23,9515*** (4,0355)
Parts d'actifs immobiliers	-2,597*** (0,2353)	-0,5409* (0,3068)	-26,8468*** (0,5465)
Variables institutionnelles	Non	Oui	Oui
Variables de contrôles	Non	Non	Oui
σ	24,1024*** (0,1888)	24,1452*** (0,2243)	21,251*** (0,2309)
Nombre d'observations (AIC)	94 749 (367 010,4)	94 749 (234 526)	94 749 (218 692,8)
Probit			
Variables	1	2	3
Constante	-0,9529*** (0,0069)	-0,316** (0,1600)	-0,7751*** (0,1870)
Parts d'actifs immobiliers	0,2239*** (0,0099)	0,3351*** (0,0129)	-0,8474*** (0,0246)
Variables institutionnelles	Non	Oui	Oui
Variables de contrôles	Non	Non	Oui
Nombre d'observations (AIC)	94 749 (150 850,6)	94 749 (93 955,2)	94 749 (76 941,4)
Tobit conditionnelle			
Variables	1	2	3
Constante	27,428*** (1,0663)	9,1492** (4,4534)	11,0865 (8,4846)
Parts d'actifs immobiliers	-27,9816*** (0,4681)	-28,5062*** (0,5228)	-23,0842*** (5,4625)
Variables institutionnelles	Non	Oui	Oui
Variables de contrôles	Non	Non	Oui
σ	13,4024*** (0,0886)	13,0406*** (0,1026)	21,1352*** (0,4577)
Nombre d'observations (AIC)	94 749 (396 501,6)	94 749 (251 105,8)	94 749 (219 869,8)

Note : ce tableau présente les paramètres estimés des régresseurs pour plusieurs spécifications. Dans la première spécification, nous modélisons la part d'actifs risqués détenue par les ménages grâce à un modèle Tobit. À l'aide d'un modèle Probit, la deuxième spécification modélise la décision d'investir en actifs risqués et la dernière spécification, la part d'actifs risqués, conditionnellement à investir. () : écart type, *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 % et * : significatif à 10 %.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

Eu égard à ce qui précède, il existe une incidence de l'environnement économique sur l'investissement des ménages dans l'immobilier. Cette incidence est statistiquement et économiquement significative. De plus, on montre une relation négative entre la part d'actifs risqués et celle d'actifs immobiliers détenues par les ménages. Nous venons ainsi de mettre en évidence un effet d'éviction : les institutions, en accordant des avantages à certains supports d'investissements comme l'immobilier incitent les ménages à y investir, au détriment des actifs risqués.

4.5 Les déterminants des choix de portefeuille au sein de la zone euro

Dans cette section, nous nous concentrons sur les déterminants des choix de portefeuilles des ménages. Nous déterminons les facteurs influençant les choix de portefeuille des ménages dans un contexte plus large. Il s'agit d'identifier les caractères qui incitent les ménages à préférer un profil d'investissement à un autre. On suppose que ces derniers investissent essentiellement dans trois catégories d'actifs : les actifs immobiliers, les actifs risqués et les contrats de retraite facultative. Ils peuvent diversifier leur portefeuille en combinant plusieurs catégories d'actifs. Compte tenu de l'influence des facteurs démographiques, économiques et institutionnels sur la variable d'intérêt « choix de portefeuille », et de la nature de celle-ci, nous utilisons pour cette analyse, les modèles Logit polytomiques non ordonnés. Ce sont des modèles adaptés au cas où la variable à expliquer est qualitative et présente plus de deux modalités qu'on ne peut pas hiérarchiser les unes par rapport aux autres. C'est la régression logistique simple appliquée $k - 1$ fois si la variable dépendante possède k modalités (quatre modalités dans notre cas). Nous allons présenter le modèle juste pour le profil « investissement dans les actifs immobiliers » par rapport au profil « portefeuille ne contenant aucun des trois actifs » qui est la modalité de référence.

Si p est la probabilité de préférer l'investissement dans les actifs immobiliers, $1 - p$ la probabilité de ne détenir aucun des trois actifs, et z une variable dichotomique qui prend la valeur 1 en cas d'investissement dans l'immobilier, alors le modèle de régression logistique permet d'écrire :

$$z = \log \left(\frac{p}{1 - p} \right)$$

Compte tenu des faibles effectifs de certaines modalités, nous regroupons certaines classes. *In fine*, la variable d'intérêt discrimine les profils d'investisseurs suivants :

- Les ménages investissant uniquement dans l'immobilier
- Les ménages investissant dans les contrats de retraite facultative et/ou d'actifs risqués
- Les ménages détenant des actifs immobiliers associés avec au moins un autre type d'actifs
- Les ménages qui ne disposent pas de portefeuilles d'actifs.

Le tableau 4.5 présente la répartition des ménages de la zone euro en fonction des choix de portefeuille.

TABLEAU 4.5: Répartition des ménages de la zone euro selon le choix de portefeuille

Choix de portefeuille	Effectifs	Pourcentage (%)
Actif Immobilier	50 480 409	37,39
Pas d'actifs immobiliers	14 617 283	10,83
Actifs immobiliers associés avec au moins un autre type d'actifs	37 272 092	27,61
Aucun des trois actifs	32 620 953	24,17
Total	134 990 737	100

Note : 37,39 % des ménages de la zone euro investissent uniquement dans les actifs immobiliers.
 Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.
 Source : HFCS.

Comme on peut le constater, 37 % des ménages de la zone euro investissent uniquement dans les actifs immobiliers. Seulement 11 % se passent d'y investir. Une proportion de 27,61 % préfère choisir des actifs immobiliers conjugués avec au moins un autre type d'actifs. 24 % des ménages de la zone euro ont d'autres centres d'intérêt et préfèrent des supports d'investissement autre que l'immobilier, le marché boursier et la retraite facultative.

Dès lors que nous disposons de la répartition des ménages de la zone euro, nous exprimons leur choix de portefeuille en fonction des facteurs démographiques, économiques et institutionnelles. Le tableau 4.7 de l'annexe 4.C transcrit les paramètres estimés du modèle. Il reprend pour chaque catégorie comparée à la catégorie de référence (investir dans

aucun des trois actifs considérés), les valeurs des paramètres associés à chaque variable explicative, leurs écarts-types (entre parenthèses) et une indication de leur significativité.

Les paramètres de la constante prennent en compte le fait que les catégories ne sont pas également représentées. Comparés au profil d'investissement de référence (ne détenir aucun des trois actifs), le fait d'être affilié à un régime de retraite a un effet positif sur le choix des autres profils d'investissement. Lorsque le ratio de dépendance augmente d'une unité, la probabilité de détenir un portefeuille d'actifs immobiliers diminue. Il en est de même de la probabilité de détenir un portefeuille d'actifs immobiliers associés à d'autres types d'actifs. L'imposition des recettes locatives a un effet négatif sur le profil de non investissement dans l'immobilier. L'existence d'une taxe sur la richesse décourage à détenir des actifs immobiliers plutôt que ne pas investir dans les trois actifs à la fois. L'allègement fiscal sur hypothèque incite les ménages à préférer investir uniquement dans les actifs immobiliers au profil de référence.

Comme nous l'avons montré dans la sous-section précédente, l'âge influence les choix de portefeuille des ménages. Les chefs de ménages ayant moins de 60 ans préfèrent investir uniquement dans l'immobilier, ou y associer une part d'autres actifs à l'alternative de renoncer aux trois actifs à la fois. Le fait d'augmenter la taille du ménage d'une unité, incite les ménages à préférer respectivement détenir uniquement des actifs immobiliers ou un portefeuille composé d'actifs immobiliers et d'autres actifs à l'alternative de ne détenir aucun des trois actifs. Il y a un effet négatif sur la probabilité de ne pas investir dans l'immobilier comparativement à la référence.

Être plus instruit (passer d'un niveau d'éducation faible à un niveau moyen ou élevé) a un impact positif sur la probabilité de détenir un portefeuille composé d'actifs immobiliers et d'autres actifs comparativement à la référence. Lorsque le niveau de richesse d'un ménage augmente et atteint le deuxième quintile, il préférera généralement investir dans l'immobilier ou dans les actifs immobiliers associés à d'autres actifs.

Afin de pouvoir quantifier les effets des variables indépendantes sur la variable d'intérêt, nous nous intéressons au rapport de côtes. C'est une mesure statistique qui rapporte la côte de la préférence du choix j à la côte de la préférence du choix mis en référence. Le tableau 4.6 présente les résultats.

Le fait d'être affilié à un régime de retraite incite les ménages à détenir à la fois les actifs immobiliers et d'autres actifs. En effet, il augmente de 2,5 fois les chances d'investir à la fois dans l'immobilier et dans des actifs financiers comparativement au fait de ne détenir aucun des trois actifs. L'accroissement du ratio de dépendance d'une unité augmente de 13 fois les chances de ne pas investir dans l'immobilier comparativement à la référence. L'imposition des recettes locatives augmente de 1,33 fois les chances de préférer l'investissement dans les actifs immobiliers à un portefeuille composé d'actifs autre que les trois actifs suscités. L'existence d'une taxe sur la richesse augmente de 2,2 fois la probabilité qu'un ménage préfère un portefeuille sans actif immobilier au portefeuille de référence. L'allègement fiscal quand à lui augmente de neuf fois les chances d'investir dans les actifs immobiliers comparativement au portefeuille de référence.

Comparativement aux ménages dont les chefs sont très âgés (70 ans), le fait qu'un chef de ménage ait moins de 60 ans augmente les chances qu'il investisse soit en actifs immobiliers exclusivement ou en actifs immobiliers associés à d'autres actifs. À titre illustratif, le fait que l'âge du chef de ménage soit compris entre 40 et 50 ans augmente de deux fois les chances que le ménage investisse dans un portefeuille d'actifs immobiliers que dans le portefeuille de référence.

Lorsque le nombre des membres du ménage âgés de plus de 16 ans augmente d'une unité, il y a 1,17 fois plus de chance que le ménage investissent uniquement dans l'immobilier. Le fait d'avoir un niveau d'éducation moyen (comparativement au niveau faible) augmente les chances d'investir uniquement dans l'immobilier de 1,73 fois et les chances d'investir à la fois dans l'immobilier et autres actifs de 4,63 fois comparativement à la référence. Lorsque le salaire est supérieure au premier quintile, et atteint le quatrième quintile, il y a quatre fois plus de chance que le ménage investisse dans les actifs immobiliers combinés avec d'autres actifs plutôt que de ne pas investir dans les trois actifs.

Un investisseur célibataire a plus de chance de préférer un portefeuille sans actif immobilier à un portefeuille ne contenant aucun des trois actifs comparativement à un investisseur en couple. Un ménage dont le chef est un travailleur indépendant a trois fois plus de chance d'investir dans un portefeuille d'actifs immobiliers combinés à d'autres actifs qu'un ménage dont le chef est employé.

TABLEAU 4.6: Estimation des rapports de côtes sur les choix de portefeuille des ménages

Variables	Actifs Im- ^a mobiliers	Pas d'actifs immobiliers	Actifs immobi- liers cumulés à d'autres
Affiliation à un régime de retraite public	1,1317	2,4037	2,5122
Le ratio de dépendance	0,1597	13,0357	0,0205
Imposition des recettes locatives	1,3311	0,7219	0,9049
Taxe sur la richesse	0,5144	2,2045	0,8194
Allègement fiscal sur hypothèque	9,2889	0,3194	0,1662
Âge (référence : 70 ans)			
20 ans	8,4893	1,1498	10,0413
30 ans	3,3944	0,6625	3,7709
40 ans	2,4108	0,7371	1,7482
50 ans	1,7431	0,7468	1,0902
60 ans	0,9227	0,7067	0,6536
Taille du ménage	1,0403	0,9725	1,0281
Membres du ménage ayant un emploi	1,1749	1,0355	1,1704
Membres des ménages âgés d'au moins 16 ans	1,2326	0,8094	1,1047
Type de contrat de travail (référence : CDI)			
Autre	0,6009	0,5783	0,3597
CDD	1,2955	1,0552	0,9693
Niveau d'éducation (référence : faible)			
Elevé	1,1217	1,3567	2,1567
Moyen	1,7398	2,2290	4,6340
Salaire (référence : 1 ^{er} quintile)			
2e quintile	1,1734	1,1161	1,1277
3e quintile	1,5992	1,3508	1,8757
4e quintile	2,2655	2,3444	4,0556
5e quintile	2,7076	2,5076	8,2704
Sexe du chef de ménage (référence : femme)			
Homme	0,9582	1,0779	1,0688
Situation familiale (référence : couple)			
Celibataire	0,5221	1,2946	0,5858
Divorcé	0,7205	0,6956	0,6474
Veuf	0,4239	0,8942	0,3530
CSP (référence : employés)			
Travailleurs indépendants	1,3726	1,1342	3,0997
Chômeurs	0,6488	0,4588	0,4913
Retraités	1,0341	1,2230	1,6641
Autres	1,0626	1,1211	1,1645

Note : ce tableau présente les rapports de côtes issus de la régression sur les choix de portefeuille. Chacune des colonnes 2 à 4 retranscrit pour chaque catégorie comparée à la référence, les rapports de côtes associés à chaque variable explicative. Les modalités de variables grisées correspondent à celles dont les paramètres estimés sont statistiquement significatifs au seuil de 5 %.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCFS.

a. La modalité de référence est : investir dans aucun des trois actifs

4.6 Conclusion

Ce chapitre s'est concentré sur la participation des ménages au marché financier au sein de la zone euro. Il évalue dans un premier temps, l'incidence de l'environnement économique sur les choix de portefeuilles des ménages. Dans un second temps, ce chapitre identifie les déterminants des choix de portefeuille dans la zone euro. Pour atteindre ces objectifs, nous nous sommes concentrés sur le lien entre les politiques institutionnelles et l'investissement dans l'immobilier et son incidence sur l'investissement en actifs risqués. Nous avons appréhendé l'environnement économique des ménages par quatre catégories d'indicateurs : des indicateurs relatifs au secteur financier, à l'environnement des affaires, au cadre social et au cadre fiscal des pays de résidence.

Nous avons utilisé comme principale source, les données recueillies auprès des ménages participant à l'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro (HFCS) publiées en 2013. L'approche économétrique repose essentiellement sur les modèles Tobit, Probit et le Logit multinomial. Nous soulignons de grandes différences dans la composition du portefeuille des ménages. La participation au marché financier est fortement liée au pays de résidence. Nous trouvons une relation positive entre les spécificités nationales et l'investissement des ménages dans l'immobilier. Nous établissons également une incidence négative de l'investissement dans l'immobilier sur la part d'actifs risqués détenues par les ménages. Nous mettons ainsi en évidence un effet d'éviction des parts d'actifs risqués détenues par les ménages en raison des politiques institutionnelles des pays de la zone euro au profit de l'immobilier. En dehors de leur environnement économique, les choix de portefeuille des ménages sont influencés par des facteurs démographiques et sociaux.

4.A Description des variables de contrôle

Les variables explicatives utilisées dans nos régressions et nécessitant une définition sont décrites comme suit :

Variables liées au ménage

- Situation familiale : couples (mis en référence), célibataires, divorcés et veufs.
- La taille du ménage : nombre de personnes habitant dans le ménage.
- Le niveau d'éducation : personnes peu instruites (référence), épargnants moyennement instruits et épargnants ayant un niveau d'éducation élevé.
- Le type de contrat de travail : contrat de travail à durée indéterminée et contrat de travail temporaire (mis en référence).
- La catégorie socio-professionnelle : employés, indépendants (groupe de référence), chômeurs, retraités et autres.
- Le pays de résidence : indicatrice du pays de résidence.
- Le revenu : 5 classes de revenus correspondant à des quintiles. Le premier quintile est mis en référence.
- La richesse financière : 5 classes de richesse financière correspondant à des quintiles. Le premier quintile est mis en référence.

4.B Des imputations multiples aux paramètres estimés

Les données de l'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro ont été imputées. À partir des 5 jeux de données, nous appliquons la règle de RUBIN (1987) pour obtenir nos paramètres. Les calculs se font comme suit. Soit Y un paramètre dont on souhaite faire une estimation ponctuelle. En considérant les multiples imputations $\hat{Y}_i$, on peut écrire :

$$\bar{Y} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 \hat{Y}_i$$

La variance associée à cet estimateur $\bar{Y}$ admet deux composantes :

- Une composante *within* W qui s'écrit :

$$W = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 \hat{V}_i,$$

avec $\hat{V}_i$, la variance estimée de Y dans le jeu d'imputation i .

- et d'une composante *between* B qui s'écrit :

$$W = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^5 \left(\hat{Y}_i - \bar{Y} \right)^2$$

La variance totale V_T s'écrit :

$$V_T = W + \frac{6}{5}B$$

4.C Tableau des régressions

Tableau 4.2bis – Estimation de l'influence de l'environnement économique sur la détention d'actifs immobiliers

Variables	Tobit non conditionnelle		Probit		Tobit conditionnelle	
	1	2	1	2	1	2
Constante	0,4846*** (0,0659)	-0,2233*** (0,056)	0,4701*** (0,1644)	-1,4622*** (0,261)	0,6919*** (0,0252)	0,8915*** (0,0417)
Capitalisation boursière (% PIB)	0,6211*** (0,0157)	0,3396*** (0,0114)	1,5785*** (0,0396)	1,7347*** (0,0727)	-0,0632*** (0,0072)	0,0847*** (0,0075)
Indice de la facilité des affaires	0,0055*** (0,0002)	0,0016*** (0,0001)	0,0131*** (0,0005)	0,0081*** (0,0007)	0,0058*** (0,0001)	0,0012*** (0,0001)
Affiliation à un régime de retraite public	0,0019 (0,0041)	0,0101*** (0,0037)	-0,0269*** (0,0099)	-0,0053 (0,0177)	0,0182*** (0,0019)	0,0161*** (0,0019)
Le ratio de dépendance	-2,4109*** (0,1227)	-0,9462*** (0,1111)	-5,3541*** (0,2644)	-3,1253*** (0,5208)	-0,3885*** (0,0778)	-0,2739*** (0,0963)
Impôts sur le patrimoine (Rapporté au PIB)	0,0965*** (0,0074)	0,0329*** (0,0055)	0,2315*** (0,0215)	0,1383*** (0,0327)	-0,0053*** (0,0014)	-0,5095* (0,2878)
Allègement fiscal sur hypothèque	0,5262*** (0,0446)	0,6943*** (0,0338)	1,4016*** (0,1226)	3,4731*** (0,185)	-0,0315* (0,017)	-0,0292 (0,0202)
Imposition des recettes locatives	-0,0438*** (0,0089)	-0,0393*** (0,0069)	-0,1096*** (0,0211)	-0,1896*** (0,039)	-0,0064 (0,0049)	-0,0157** (0,0065)
Taxe sur la richesse	-0,2868*** (0,0117)	-0,1089*** (0,0086)	-0,7995*** (0,029)	-0,7191*** (0,0465)	0,0779 (0,0055)	0,0075 (0,0072)
Âge (référence : 70 ans)						
20 ans		-0,0275*** (0,0058)		-0,1463*** (0,0288)		0,0191*** (0,0032)
30 ans		-0,0365*** (0,0057)		-0,1486*** (0,0289)		0,002 (0,0035)
40 ans		-0,046*** (0,0058)		-0,11*** (0,0306)		-0,0171*** (0,003)
50 ans		-0,0333*** (0,0054)		0,0364 (0,029)		-0,0201*** (0,0029)
60 ans		0,003 (0,0046)		0,1264*** (0,0253)		-0,0069** (0,0027)
Taille du ménage		0,0197*** (0,002)		0,0623*** (0,0093)		0,0074*** (0,0013)
Membres du ménage ayant un emploi		-0,0478*** (0,0028)		-0,0828*** (0,0167)		-0,0429*** (0,0012)
Membres des ménages âgés d'au moins 16 ans		0,0149*** (0,0031)		0,048*** (0,0165)		0,0054*** (0,0016)
Type de contrat de travail (référence : CDI)						
CDD		0,002 (0,0065)		-0,0631** (0,0312)		0,0189*** (0,0038)
Autre		-0,0542*** (0,0047)		-0,1257*** (0,0262)		-0,0459*** (0,0028)

Tableau 4.2bis : Estimation de l'influence de l'environnement économique sur la détention d'actifs immobiliers (suite)

Variables	Tobit non conditionnelle		Probit		Tobit conditionnelle	
	1	2	1	2	1	2
Niveau d'éducation (référence : faible)						
Elevé		-0,0486*** (0,0054)		-0,1572*** (0,0264)		-0,0358*** (0,0024)
Moyen		-0,0229*** (0,0039)		-0,0569*** (0,0179)		-0,0245*** (0,0021)
Richesse financière (référence : 1 ^{er} quintile)						
2 ^e quintile		0,7818*** (0,008)		1,5389*** (0,0192)		0,0153** (0,0075)
3 ^e quintile		1,0369*** (0,0084)		2,784*** (0,0499)		0,0218*** (0,0083)
4 ^e quintile		1,0407*** (0,0077)		3,2299*** (0,0434)		-0,0029 (0,0085)
5 ^e quintile		0,9818*** (0,0087)		3,4852*** (0,07)		-0,0691*** (0,0091)
Salaire (référence : 1 ^{er} quintile)						
2 ^e quintile		0,0332*** (0,0046)		0,0205 (0,0232)		0,0286*** (0,003)
3 ^e quintile		0,0692*** (0,0066)		0,1818*** (0,028)		0,0368*** (0,004)
4 ^e quintile		0,077*** (0,0089)		0,1641*** (0,0476)		0,0556*** (0,0038)
5 ^e quintile		0,071*** (0,0067)		0,1508*** (0,0373)		0,0375*** (0,0034)
Sexe du chef de ménage (référence : femme)						
Homme		-0,0054** (0,0027)		-0,004 (0,0131)		-0,0076*** (0,0014)
Situation familiale (référence : couple)						
Célibataire		-0,0427*** (0,0039)		-0,0864*** (0,017)		-0,0132*** (0,0021)
Divorcé		0,037*** (0,0059)		0,2098*** (0,027)		0,0123*** (0,0037)
Veuf		-0,0284*** (0,0062)		-0,1117*** (0,027)		0,0192*** (0,0034)
Variables de contrôles						
	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
σ	0,5247***	0,3507***			0,2322***	0,1691***
σ	(0,0016)	(0,0018)			(0,0008)	(0,0007)
Nombre d'observations (AIC)						
	94 749 (159 492)	94749 (83 625)	94 749 (111 823)	94 749 (53 374)	94 749 (42 793)	94 749 (1 296)

Note : ce tableau présente les paramètres estimés des régresseurs pour plusieurs spécifications. Dans la première spécification, nous modélisons la part d'actifs risqués détenue par les ménages grâce à un modèle Tobit. À l'aide d'un modèle Probit, la deuxième spécification modélise la décision d'investir en actifs risqués et la dernière spécification, la part d'actifs risqués, conditionnellement à investir. () : écart type, *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 % et * : significatif à 10 %.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

Tableau 4.3bis – Effets marginaux sur la détention d'actifs immobiliers

Variables	Tobit non conditionnelle	Probit	Tobit conditionnelle
Capitalisation boursière (% PIB)	0,1084	0,2392	0,0244
Indice de la facilité des affaires	0,0005	0,0012	0,0004
Affiliation à un régime de retraite public	0,0032	-0,0007	0,0047
Le ratio de dépendance	-0,3198	-0,5478	-0,0828
Impôts sur le patrimoine (% PIB)	0,0107	0,0191	-0,0015
Allègement fiscal sur hypothèque	0,1818	0,2434	-0,0085
Imposition des recettes locatives	-0,0126	-0,0243	-0,0046
Taxe sur la richesse	-0,0338	-0,0833	0,0022
Âge (référence : 70 ans)			
20 ans	-0,0014	-0,0031	0,0008
30 ans	-0,0015	-0,0031	0,0001
40 ans	-0,0025	-0,0024	-0,0009
50 ans	-0,0018	0,0007	-0,0010
60 ans	0,0002	0,0021	-0,0003
Situation familiale (référence : couple)			
Célibataire	-0,0038	-0,0034	-0,0010
Divorcé	0,0009	0,0024	0,0003
Veuf	-0,0005	-0,0010	0,0003
Niveau d'éducation (référence : faible)			
Moyen	-0,0026	-0,0025	-0,0025
Elevé	-0,0034	-0,0031	-0,0024
Taille du ménage	0,0182	0,0226	0,0062
Membres du ménage ayant un emploi	-0,0166	-0,0106	-0,0137
Membres des ménages âgés d'au moins 16 ans	0,0117	0,0144	0,0039
Sexe du chef de ménage (référence : femme)			
Homme	-0,0008	-0,0002	-0,0011
Type de contrat de travail (référence : CDI)			
CDD	0,0000	-0,0005	0,0003
Autre	-0,0109	-0,0094	-0,0084
Richesse financière (référence : 1 ^{er} quintile)			
2 ^e quintile	0,0540	0,0923	0,0008
3 ^e quintile	0,0754	0,1477	0,0012
4 ^e quintile	0,0783	0,1610	-0,0002
5 ^e quintile	0,0815	0,1739	-0,0046
Salaire (référence : 1 ^{er} quintile)			
2 ^e quintile	0,0015	0,0004	0,0012
3 ^e quintile	0,0030	0,0034	0,0015
4 ^e quintile	0,0031	0,0026	0,0021
5 ^e quintile	0,0024	0,0012	0,0012

Note : ce tableau présente les effets marginaux sur la détention d'actifs immobiliers.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

Tableau 4.4bis – Estimation de la relation entre la détention d'actifs risqués et les parts d'actifs immobiliers

Variables	Tobit non conditionnelle			Probit			Tobit conditionnelle		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Constante	-19,5737*** (0,2302)	-14,5493*** (4,0873)	-23,9515*** (4,0355)	-0,9529*** (0,0069)	-0,316** (0,1600)	-0,7751*** (0,1870)	27,428*** (1,0663)	9,1492** (4,4534)	11,0865 (8,4846)
Parts d'actifs immobiliers	-2,597*** (0,2353)	-0,5409* (0,3068)	-26,8468*** (0,5465)	0,2239*** (0,0099)	0,3351*** (0,0129)	-0,8474*** (0,0246)	-27,9816*** (0,4681)	-28,5062*** (0,5228)	-23,0842*** (5,4625)
Affiliation à un régime de retraite public		-1,9269*** (0,2735)	-0,473 (0,3232)		-0,1627*** (0,0115)	-0,0712*** (0,0154)		4,2826*** (0,2951)	-0,7836* (0,4467)
Capitalisation boursière (% PIB)		-0,0989*** (0,0108)	-0,0643*** (0,0118)		-0,0058*** (0,0004)	-0,0055*** (0,0005)		0,0408*** (0,0136)	-0,1014*** (0,0196)
Le ratio de dépendance		0,7612*** (0,0929)	0,5442*** (0,1163)		0,0333*** (0,0030)	0,0317*** (0,0034)		0,1701 (0,1499)	-0,1917 (0,1799)
Impôts sur le patrimoine (% PIB)		-112,0749** (44,4554)	-11,33 (77,3281)		-8,6044*** (1,9382)	-8,5994*** (2,1529)		124,591*** (40,0786)	144,4659*** (54,0764)
Indice sur la profondeur de l'info relative au crédit		-5,3809*** (0,6268)	-3,1488*** (1,1146)		-0,3105*** (0,0268)	-0,2999*** (0,0295)		1,8302*** (0,5988)	-2,1051*** (0,7961)
Indice de la facilité des affaires		-0,6749*** (0,0349)	-0,3723*** (0,0390)		-0,0307*** (0,0014)	-0,0203*** (0,0016)		-0,0848* (0,0457)	-0,5539*** (0,0975)
Imposition des recettes locatives		4,797*** (0,5977)	1,2572** (0,4988)		0,1782*** (0,0225)	0,0195 (0,0269)		1,8451** (0,8040)	-2,7924*** (1,0119)
Taxe sur la richesse		1,8127** (0,7115)	3,0026*** (0,8901)		0,1697*** (0,0307)	0,3256*** (0,0366)		-2,9943*** (0,8409)	1,6846 (1,6759)
Âge (référence : 70 ans)									
20 ans			-2,5315*** (0,5068)			-0,1031*** (0,0251)			-4,3325*** (1,2041)
30 ans			-2,2997*** (0,5597)			-0,0675*** (0,0259)			-3,5511*** (0,8023)
40 ans			-3,3202*** (0,4729)			-0,1054*** (0,0228)			-4,1388*** (0,9504)
50 ans			-1,9017*** (0,4383)			-0,0657*** (0,0223)			-2,5827*** (0,8605)
60 ans			0,0349 (0,3901)			0,0407** (0,0196)			0,094 (0,4213)
Taille du ménage			-1,1228*** (0,1907)			-0,0571*** (0,0083)			-1,2482*** (0,2031)
Membres du ménage ayant un emploi			-3,1769*** (0,1907)			-0,1033*** (0,0097)			-2,9202*** (0,6665)
Membres des ménages âgés d'au moins 16 ans			0,0796 (0,2660)			-0,0076 (0,0117)			0,0906 (0,3589)
Type de contrat de travail (référence : CDI)									
Autre			-0,7233** (0,3261)			-0,0119 (0,0165)			-0,4172 (0,5591)
CDD			0,7509 (0,6326)			0,0142 (0,0333)			-0,4494 (1,0665)

Note : ce tableau présente les paramètres estimés des régresseurs pour plusieurs spécifications. Dans la première spécification, nous modélisons la part d'actifs risqués détenue par les ménages grâce à un modèle Tobit. À l'aide d'un modèle Probit, la deuxième spécification modélise la décision d'investir en actifs risqués et la dernière spécification, la part d'actifs risqués, conditionnellement à investir. () : écart type, *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 % et * : significatif à 10 %.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

Tableau 4.4bis – Estimation de la relation entre la détention d'actifs risqués et les parts d'actifs immobiliers

Variables	Tobit non conditionnelle			Probit			Tobit conditionnelle		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Niveau d'éducation (référence : faible)									
Elevé			8,7828*** (0,3336)			0,4472*** (0,0160)			10,1301*** (1,0810)
Moyen			4,2447*** (0,2889)			0,2148*** (0,0139)			5,0704*** (0,9456)
Richesse financière (référence : 1 ^{er} quintile)									
2 ^e quintile			23,3902*** (0,6370)			0,9775*** (0,0338)			18,1044*** (4,1875)
3 ^e quintile			30,4906*** (0,6752)			1,3513*** (0,0299)			23,7118*** (6,1755)
4 ^e quintile			37,3763*** (0,6495)			1,7616*** (0,0340)			30,0612*** (6,4667)
5 ^e quintile			44,2295*** (0,6911)			2,2139*** (0,0340)			36,643*** (6,5324)
Salaire (référence : 1 ^{er} quintile)									
2 ^e quintile			2,2371*** (0,4862)			0,1573*** (0,0236)			1,8438 (1,5371)
3 ^e quintile			4,6938*** (0,5830)			0,2571*** (0,0228)			4,5078*** (1,5097)
4 ^e quintile			8,1859*** (0,4979)			0,4652*** (0,0267)			8,2724*** (1,5610)
5 ^e quintile			12,368*** (0,4689)			0,7321*** (0,0225)			12,7158*** (2,0556)
Sexe du chef de ménage (référence : femme)									
Homme			-0,241 (0,2148)			-0,0135 (0,0107)			-0,4027 (0,2944)
Situation familiale (référence : couple)									
Celibataire			1,5978*** (0,3112)			0,0745*** (0,0152)			1,9968*** (0,5825)
Divorcé			-0,0703 (0,5498)			-0,0484** (0,0237)			0,0191 (1,2073)
Veuf			-1,172** (0,5433)			-0,1038*** (0,0258)			-2,3557*** (0,6381)
Variables institutionnelles	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Variables de contrôles	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
σ	24,1024*** (0,1888)	24,1452*** (0,2243)	21,251*** (0,2309)				13,4024*** (0,0886)	13,0406*** (0,1026)	21,1352*** (0,4577)
AIC	367 010,4	234 526	218 692,8	150 850,6	93 955,2	76 941,4	396 501,6	251 105,8	219 869,8

Note : ce tableau présente les paramètres estimés des régresseurs pour plusieurs spécifications. Dans la première spécification, nous modélisons la part d'actifs risqués détenue par les ménages grâce à un modèle Tobit. À l'aide d'un modèle Probit, la deuxième spécification modélise la décision d'investir en actifs risqués et la dernière spécification, la part d'actifs risqués, conditionnellement à investir. () : écart type, *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 % et * : significatif à 10 %.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

TABLEAU 4.7: Regression sur les choix de portefeuilles des ménages dans la zone euro

Variables	Actifs Im- ^a mobiliers	Pas d'actifs immobiliers	Actifs immobi- liers cumulés à d'autres
Constante	-4,1771*** (0,0827)	-1,4924*** (0,2769)	-4,0782*** (0,096)
Affiliation à un régime de retraite public	0,1237*** (0,005)	0,8769*** (0,0216)	0,9212*** (0,0065)
Le ratio de dépendance	-1,8344*** (0,0131)	2,5647*** (0,0963)	-3,8888*** (0,0665)
Imposition des recettes locatives	0,2859*** (0,0137)	-0,326*** (0,0191)	-0,1*** (0,0158)
Taxe sur la richesse	-0,6648*** (0,0028)	0,7904*** (0,014)	-0,1992*** (0,0098)
Allègement fiscal sur hypothèque	2,2288*** (0,0152)	-1,1419*** (0,0478)	-1,7944*** (0,0206)
Âge (référence : 70 ans)			
20 ans	2,1386*** (0,0247)	0,1367 (0,094)	2,3064*** (0,0325)
30 ans	1,222*** (0,0167)	-0,4134*** (0,0713)	1,3273*** (0,0128)
40 ans	0,8797*** (0,0248)	-0,3077*** (0,0906)	0,5583*** (0,0276)
50 ans	0,5554*** (0,0241)	-0,2947*** (0,0916)	0,0862*** (0,0255)
60 ans	-0,0804*** (0,0076)	-0,3474*** (0,0246)	-0,4253*** (0,0058)
Taille du ménage	0,0395*** (0,0055)	-0,0279** (0,0131)	0,0277*** (0,0009)
Membres du ménage ayant un emploi	0,1611*** (0,0123)	0,0343 (0,0436)	0,1573*** (0,0114)
Membres des ménages âgés d'au moins 16 ans	0,2091*** (0,0105)	-0,2118*** (0,0298)	0,0995*** (0,0106)
Type de contrat de travail (référence : CDI)			
Autre	-0,5095*** (0,028)	-0,5488*** (0,0597)	-1,0226*** (0,0222)
CDD	0,2583*** (0,0422)	0,0486 (0,1242)	-0,0343 (0,0973)

a. La modalité de référence est : investir dans aucun des trois actifs

Tableau 4.7 (suite) – Régression sur les choix de portefeuilles des ménages dans la zone euro

Variables	Actifs Im- ^a mobiliers	Pas d'actifs immobiliers	Actifs immobi- liers cumulés à d'autres
Niveau d'éducation (référence : faible)			
Elevé	0,1149*** (0,0072)	0,3049*** (0,0239)	0,7686*** (0,0094)
Moyen	0,5536*** (0,0225)	0,8004*** (0,0596)	1,5332*** (0,0261)
Salaire (référence : 1 quintile)			
2 ^e quintile	0,1598*** (0,0173)	0,1093*** (0,0387)	0,1202*** (0,0093)
3 ^e quintile	0,4693*** (0,0265)	0,2998*** (0,0531)	0,6284*** (0,0406)
4 ^e quintile	0,8175*** (0,0269)	0,8491*** (0,0944)	1,4*** (0,0162)
5 ^e quintile	0,996*** (0,0168)	0,9175*** (0,0733)	2,1122*** (0,0388)
Sexe du chef de ménage (référence : femme)			
Homme	-0,0427*** (0,0048)	0,0749*** (0,016)	0,0665*** (0,0082)
Situation familiale (référence : couple)			
Celibataire	-0,6499*** (0,0133)	0,2576*** (0,0404)	-0,5349*** (0,0235)
Divorcé	-0,3279*** (0,0124)	-0,3633*** (0,0283)	-0,4349*** (0,0184)
Veuf	-0,8584*** (0,0112)	-0,1119*** (0,0225)	-1,0414*** (0,0115)
CSP (référence : employés)			
Travailleurs indépendants	0,315*** (0,0724)	0,1096 (0,2218)	1,1271*** (0,1125)
Chômeurs	-0,4331*** (0,0367)	-0,7824*** (0,0982)	-0,7142*** (0,0997)
Retraités	0,0332 (0,0329)	0,2003*** (0,0549)	0,5071*** (0,0806)
Autres	0,0602 (0,038)	0,1105 (0,1079)	0,149 (0,0985)
AIC		279 095 827	

Note : ce tableau présente les résultats du Logit multinomial. Chacune des colonnes 2 à 5 retranscrit pour chaque catégorie comparée à la référence, les valeurs des paramètres estimés de chaque explicative, leurs écarts types et une indication de leur significativité. () : écart type, *** : significatif à 1 %, ** : significatif à 5 % et * : significatif à 10 %.

Champ : données d'enquête sur les finances et la consommation des ménages de la zone euro en 2010 et publiées en 2013.

Source : HFCS.

a. La modalité de référence est : investir dans aucun des trois actifs

Conclusion générale

La finance des ménages est axée sur des problématiques auxquelles chaque ménage doit faire face. Savoir comment allouer son portefeuille sur le cycle de vie dans un processus d'accumulation d'actifs, d'épargne retraite, ou pour se prémunir des incertitudes futures sur le revenu reste un défi majeur en finance. Dans cette thèse, nous nous sommes proposé d'analyser le comportement des ménages face à ses défis d'investissement. Nous étudions donc les choix de portefeuille des ménages au cours de leur cycle de vie. Alors qu'ils ne disposent pas de suffisamment de connaissance pour prendre de bonnes décisions financières, ces derniers subissent des pressions à cause de la transition démographique. Ils doivent de plus en plus épargner par eux-mêmes pour financer la retraite ou leur complément de retraite en raison des difficultés des régimes publics.

Cette thèse s'intéresse dans un premier temps aux fondements théorique et empirique du mécanisme de désinvestissement graduel en actifs risqués en fonction de l'âge de l'épargnant ou de la distance à la retraite. En effet, les conseillers en patrimoine recommandent usuellement aux investisseurs en actifs risqués disposant d'un horizon relativement long de désinvestir à l'approche de la retraite. De plus, il est largement répandu qu'il existerait une relation inverse entre le risque des actifs financiers et l'horizon de placement. Nous étudions donc la validité théorique et empirique de ce mécanisme de désinvestissement graduel en actifs risqués en fonction de l'âge de l'épargnant ou de la distance à la retraite dans le premier chapitre.

Nous comparons dès lors, la politique de sécurisation de l'épargne à une politique dont la part investie en actifs risqués reste constante au cours du temps et égale à la moyenne arithmétique de la part investie en actifs risqués de la politique de sécurisation. Ces deux stratégies sont caractérisées par une même exposition au risque en moyenne sur l'ensemble de la période mais la seconde politique dite de sécurisation devrait exhiber un

risque inférieur si l'idée reçue sur sa capacité à réduire le risque est valide. Nous retenons comme mesure du risque, l'écart-type, une statistique simple, intuitive et très utilisée pour estimer le risque financier dans la tradition instituée par MARKOWITZ (1952). Cette mesure est complétée dans la partie empirique par le moment d'ordre trois afin de capter les risques de gain ou de perte en cas de distribution dissymétrique des rendements. Nous estimons également la prime de risque qu'un épargnant réclamerait pour être indifférent entre les politiques de constance et de décroissance des parts d'actifs risqués.

Par le biais d'une étude théorique et empirique, ce chapitre apporte une contribution au débat sur la validité du mécanisme de gestion du risque financier. Nous montrons, théoriquement sous l'hypothèse de rendements d'actifs indépendants et identiquement distribués, que la stratégie d'investissement à profil constant a, à la fois, une espérance de rendement supérieure et un risque faible comparativement à la stratégie à profil décroissant. Mais l'hypothèse de rendements d'actifs indépendants et identiquement distribués est rarement satisfaite sur des horizons d'investissement de plus d'un an. Nous vérifions la validité de ces résultats théoriques sur données réelles. Nous mobilisons donc des données historiques de rendement réel d'un panier d'actions cotées aux États-Unis et de bons du Trésor américain à trois mois fournis par Robert Shiller. Les rendements des bons du Trésor américain sont assimilés à l'actif sans risque. Nous avons recours également aux données d'options de sécurisation proposées par un échantillon de 15 contrats d'assurance vie ou d'épargne retraite.

Sur le plan empirique, la comparaison de la politique de sécurisation du capital avec une politique de référence nous permet de quantifier les gains liés à la sécurisation du capital. Nous montrons que la stratégie d'investissement à profil constant est équivalente à celle de sécurisation progressive de l'épargne, en termes de rendement total espéré et de risque à échéance. En revanche, la stratégie à profil constant est préférable à la stratégie de sécurisation progressive en termes de coefficient de dissymétrie et de prime de risque. Nous nous proposons également d'évaluer la robustesse des résultats empiriques. Nous testons donc l'influence de la période d'observation et des marchés boursiers sur nos résultats et mesurons jusqu'à quel point le profil décroissant peut réduire le risque. Nous concluons qu'il n'existe pas de profil d'investissement supérieur à l'autre qui soit robuste à travers les périodes et les marchés boursiers. L'affirmation usuelle selon laquelle une stratégie de désinvestissement graduel des marchés financiers réduit le risque au passage à la retraite n'est pas validée par les données.

Dès lors que nous avons pu tester la validité théorique et empirique du mécanisme de sécurisation de portefeuille généralement suggéré aux épargnants, nous ne savons pas si ces derniers ont tendance à y fonder leur stratégie d'investissement, ou s'ils préfèrent réajuster leurs parts d'actifs risqués en fonction des fluctuations boursières. Nous nous interrogeons par ailleurs, dans cette thèse, sur la relation prévalant entre les choix financiers, le marché boursier et l'inertie de portefeuille.

Le deuxième chapitre mesure l'incidence du marché boursier sur les choix de portefeuille des épargnants et répertorie les déterminants de l'inertie de portefeuille. La première question à laquelle nous répondons est de savoir comment les épargnants modifient la part investie en actifs risqués en fonction du cycle boursier. Nous étudions 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 seconde question vise à identifier les caractéristiques des épargnants ou des contrats favorables à l'inertie de portefeuille dans les choix financiers. Nous évaluons également l'effet non linéaire du marché boursier sur l'inertie de portefeuille.

Dans ce chapitre, nous utilisons comme source de données, la base d'une grande compagnie d'assurance enregistrant les souscriptions de contrats Madelin ouverts entre mars 2002 et avril 2009, soit environ 8000 contrats. Nous montrons que la part du capital investie en unités de compte est sensible à la conjoncture boursière, mais essentiellement à la date de souscription du contrat. Une fois la part initiale sélectionnée, une forte inertie des choix de portefeuille est observée puisque les épargnants ne reviennent que très rarement sur la décision prise à l'ouverture. Nous constatons une forte procyclicité des choix d'investissement qui s'explique par une extrapolation de la performance boursière récente. Les nouveaux souscripteurs achètent des actifs risqués lorsque la Bourse monte et cessent d'en acheter quand elle descend. Cela les conduit à détenir une part d'actifs risqués minimum en 2004, au début d'une phase de hausse de quatre ans et une part maximum en 2008 au début de la chute boursière liée à la crise financière. Nous montrons également que la propension à l'inertie de portefeuille est fortement influencée par le cycle de vie des épargnants, le temps et l'année d'ouverture du contrat. En cas de fortes variations boursières, comme cela a été le cas sur la période d'étude, l'inertie de portefeuille diminue avec toutefois un effet asymétrique lié au sens de variation du marché. Les épargnants sont plus sensibles aux baisses et ont tendance à plus réajuster leur portefeuille pour limiter les pertes qu'en période de hausse boursière.

Après avoir établi le lien entre les choix financiers, le marché boursier et l'inertie, il s'avère nécessaire de voir s'il existe une incidence du cycle de vie sur les choix de portefeuille. Cette thèse s'intéresse à cette question dans le troisième chapitre. Ainsi ce chapitre est concentré sur le comportement d'investissement des ménages sur le cycle de vie notamment de la période active au départ à la retraite en France. Alors que MERTON (1969), MOSSIN (1968), SAMUELSON (1969) ont montré sous un ensemble d'hypothèses simplificatrices que la part de la richesse financière investie en actifs risqués devrait être indépendante de l'âge et du temps, nous analysons empiriquement la variation des parts d'actifs risqués des ménages sur le cycle de vie. Il est a priori impossible de prédire ce comportement. Un nombre croissant d'épargnants nés du baby boom prendront leur retraite dans les années à venir. Dès lors, nous jugeons important de mieux évaluer leur propension à vendre leurs actifs financiers à mesure qu'ils vieillissent.

Dans ce chapitre, nous utilisons comme source de données, la même base de données que celle du chapitre précédent. L'approche économétrique utilisée repose sur les modèles MCO, Tobit et Probit. Au cours de l'estimation de l'effet du cycle de vie sur les choix de portefeuille, nous avons été confrontés à un problème d'identification bien connu. Partant de la relation indissoluble existant entre l'âge, le temps et la cohorte, nous n'avons pas pu faire des régressions sans hypothèse supplémentaire. Une hypothèse d'identification serait d'exclure les effets de temps. Elle sous-entend la présence d'effet d'âge et de cohorte. Cette approche consiste à suivre chaque cohorte de naissance au fur à mesure qu'elle vieillit et à observer comment les parts d'actifs risqués varient. Une seconde hypothèse consiste à exclure les effets de cohorte. Cette approche revient essentiellement à estimer le comportement futur des jeunes épargnants en observant le comportement actuel des personnes âgées. Le fait que les données couvrent la période 2003-2010 pendant laquelle un cycle boursier complet s'est déroulé s'avère particulièrement utile pour distinguer les effets d'âge des effets temporels. Le chapitre précédent ayant montré la forte sensibilité des choix d'investissement à la conjoncture financière l'année d'ouverture du plan, 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.

Nous montrons que la part du capital investie en actifs risqués choisie par l'épargnant décline de façon régulière avec l'âge une fois tenus compte des effets temps et en excluant les effets génération. Le profil par âge décline également dans la configuration inverse (prise en compte des effets génération et exclusion des effets temps) mais la baisse est

moins accentuée. Elle est en effet le produit de deux phénomènes. D'une part le nombre d'épargnants investissant dans des actifs risqués tend à s'accroître avec l'âge. D'autre part, conditionnellement à investir, la part risquée diminue avec l'âge. 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. 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.

Dans le dernier chapitre, dans cette thèse, l'étude des choix de portefeuille des ménages nous amène à nous interroger sur les influences éventuelles des facteurs exogènes comme le cadre institutionnel et économique du pays de résidence des ménages. Nous analysons donc dans le dernier chapitre, la participation des ménages au marché financier ainsi que les incidences de l'environnement économique sur les choix de portefeuille au sein d'un échantillon de pays de la zone euro. Dans un premier temps, nous évaluons l'incidence des politiques institutionnelles des pays sur les choix de portefeuille. Dans un second temps, cette étude répond à la question d'identifier le comportement d'investissement en actifs financiers des ménages en présence d'actifs immobiliers. Notre intérêt pour les actifs immobiliers découle du fait que les institutions des pays de la zone euro accordent une attention à cet actif. De nombreuses politiques publiques de ces pays sont ainsi orientées vers l'amélioration des conditions d'accession à l'immobilier privé. En accordant des avantages à ce type de support d'investissement, elles incitent les ménages à y investir, au détriment des actifs risqués d'une part. Le second argument est que l'immobilier est un actif particulier. Il est à la fois un bien de consommation (en servant d'habitat) et satisfait au besoin d'investissement (actif rémunérateur). Nous identifions de la même façon, les déterminants des choix de portefeuille dans un contexte plus large.

L'analyse empirique s'appuie sur les données de l'enquête sur les finances et la consommation des ménages (HFCS 2013), une nouvelle base de données harmonisées renseignant sur différents aspects du bilan des ménages. La base inclut des informations sur la composition des portefeuilles financiers, le patrimoine, la consommation des ménages de la zone euro et des variables économiques, démographiques et connexes notamment le revenu, les pensions, l'emploi, les legs. L'approche économétrique repose essentiellement sur les modèles Tobit, Probit et le Logit multinomial.

Ce chapitre souligne les différences en matière de participation au marché financier des ménages appartenant à la zone euro. Nous soulignons de grandes différences dans la composition de leur portefeuille, notamment liées au pays de résidence. Il existe également une différence significative entre les pays en matière de détention de plans de retraite facultatifs. Ensuite, il fournit une preuve empirique de la portée des facteurs institutionnels sur la décision d'investir dans l'immobilier au sein de chaque pays et établit l'influence de la détention de patrimoine immobilier sur la participation au marché financier. Nous mettons en évidence une forme d'effet d'éviction des parts d'actifs risqués détenues par les ménages en raison des politiques institutionnelles des pays de la zone euro au profit de l'immobilier. En dehors de leur environnement économique, les choix de portefeuille des ménages sont influencés par des facteurs démographiques et sociaux.

Eu égard à tout ce qui précède, ce travail de recherche nous permet de conclure à la non validité du mécanisme de sécurisation progressive de l'épargne en fonction de l'âge ou de la distance à la retraite. Ce mécanisme n'est valide que sous certaines conditions précises. Lorsque les rendements des actifs sont indépendants et identiquement distribués, ce mécanisme n'est pas valide. Cette hypothèse n'est toutefois vérifiée que très rarement. Aussi, lorsque ce mécanisme est appliqué de manière à ce que la forte détention d'actifs risquée coïncide avec les périodes hautes du cycle boursier et les faibles détentions épouse les périodes baissières sur le marché, ce mécanisme surperforme. Ce mécanisme de sécurisation ne peut donc être recommandé qu'après une analyse minutieuse du marché boursier. Les investisseurs dans les contrats d'assurance-vie réajustent très rarement leur portefeuille. Les choix de portefeuille des ménages sont influencés par le cycle de vie, les performances boursières récentes, l'environnement économique des ménages.

Dans ce travail, nous n'avons pas pu évaluer l'impact des coûts des réallocations sur les choix de portefeuille. L'effet de l'aversion au risque sur le comportement de l'investisseur n'a pas pu être analysé. Il en est de même de la fiscalité des actions. Ces facteurs auraient sans doute des incidences sur le comportement financier des investisseurs. Mais faute de données, nous ne les intégrons pas dans notre analyse. Une perspective de recherche qui apparaît à l'issue de cette thèse concerne la réutilisation de nos résultats pour corriger le mécanisme de désinvestissement graduel. L'idée est de concevoir un modèle d'allocation dynamique qui prend en compte à la fois le cours boursier et réajuste automatiquement les parts d'actifs risqués proposées sur la grille de sécurisation progressive de l'épargne.

Bibliographie

- [1] ADOLFO CRESPO MARQUEZ et CAROL BLANCHAR (2004). « The procurement of strategic parts. Analysis of a portfolio of contracts with suppliers using a system dynamics simulation model ». 88.1, p. 29–49.
- [2] AGNEW, J., P. BALDUZZI et A. SUNDEN (2003). « Portfolio Choice and Trading in a Large 401(k) Plan ». *American Economic Review* 93.1, p. 193–215.
- [3] ALESSIE, R., A. LUSARDI et V. R. MAARTEN (2007). « Financial Literacy and Stock Market Participation ». *Michigan Retirement Research Center Research Paper* 2007-162.
- [4] ALLBRITTON, M., K. CROWSTON, S. SAWYER et R. T. WIGAND (2003). « The social embeddedness of transactions : Evidence from the residential real-estate industry ». 19.2, p. 135–154.
- [5] AMERIKS, J. et S. ZELDES (2004). « How Do Household Portfolio Shares Vary With Age? » *document de travail*.
- [6] AN, Y., C. JIANG et Y. MA (2010). « An analysis of portfolio selection with background risk ». *Journal of Banking & Finance*. International Financial Integration 34.12, p. 3055–3060.
- [7] ANDERSSON, B. (2001). « Portfolio Allocation Over the Life Cycle : Evidence from Swedish Household Data ». *document de travail*.
- [8] ANDREWS, D. et A. C. SÁNCHEZ (2011). *Drivers of Homeownership Rates in Selected OECD Countries*. OECD Economics Department Working Papers 849. OECD Publishing.
- [9] ARRONDEL, L. et A. MASSON (1996). « Gestion du risque et comportements patrimoniaux ». *Économie et Statistique* 296.1, p. 63–89.
- [10] ARRONDEL, L. et F. SAVIGNAC (2009). *Stockholding : Does housing wealth matter ?* Rap. tech.

- [11] ARRONDEL, L., V. BORGY et F. SAVIGNAC (2011a). « épargne et choix de portefeuille des ménages : approches micro et macroéconomiques ». *Bulletin de la Banque de France* 184, p. 45–57.
- [12] ARRONDEL, L., A. BACHELLERIE, O. BIROUK, H. CHAPUT et F. SAVIGNAC (2011b). « Les comportements patrimoniaux des ménages en France : évolutions et déterminants entre 2004 et 2010 ». *Bulletin de la Banque de France* 185, p. 89–107.
- [13] ARRONDEL, L. et al. (2013a). « How do households choose to allocate their wealth ? Some stylized facts derived from the Eurosystem Household Finance and Consumption Survey ». *working paper*.
- [14] ARRONDEL, L., M. ROGER et F. SAVIGNAC (2013b). « Patrimoine et endettement des ménages dans la zone euro : le rôle prépondérant de l'immobilier ». *Bulletin de la Banque de France* 192, p. 81–94.
- [15] ARRONDEL, L. et A. MASSON (2003). « "Stockholding in France" in Stockholding in Europe ». *Palgrave Macmillan Publishers*, p. 75–109.
- [16] — (2007). « Inégalités patrimoniales et choix individuels : des goûts et des richesses ». *Economica, Paris*.
- [17] ARRONDEL, L. et A. MASSON (2014). « Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise) ? » *Economie et Statistique* 467-468, p. 5–49.
- [18] ARRONDEL, L. et F. SAVIGNAC (2015). « Risk management, housing and stockholding ». *Applied Economics* ahead-of-print, p. 1–20.
- [19] ARROW, K. J. (1965). « The Theory of Risk Aversion, in : Aspects of the Theory of Risk-Bearing ». (*Helsinki*).
- [20] ARTLE, R. et P. VARAIYA (1978). « Life Cycle Consumption and Homeownership ». *Journal of Economic Theory* 18.1, p. 38–58.
- [21] ARTTO, K., J. KUJALA et H. TIKKANEN (2007). « The marketing strategy of a project-based firm : The Four Portfolios Framework ». *Industrial Marketing Management* 36.2, p. 194–205.
- [22] ARTUS, P., e. BLEUZE, F. LEGROS et J.-P. NICOLAÏ (1991). « épargne des ménages, choix de portefeuille et fiscalité en France ». *Revue économique* 42.4, p. 663–700.
- [23] ASANO, T. (2006). « Portfolio inertia under ambiguity ». *Mathematical Social Sciences* 52.3, p. 223–232.

- [24] — (2010). « Portfolio inertia and epsilon-contaminations ». *Theory and decision* 68.3, p. 341–365.
- [25] — (2012). « Uncertainty aversion and portfolio inertia ». *Bulletin of Economic Research* 64.3, p. 334–343.
- [26] AVOUYI-DOVI, S., V. BORGY, C. PFISTER, M. SCHARNAGL et F. SÉDILLOT (2013). « Households' Financial Portfolio Choices : A Comparison between France and Germany (1978–2009) ». *A Flow-of-Funds Perspective on the Financial Crisis Volume I : Money, Credit and Sectoral Balance Sheets* 1, p. 236.
- [27] BAKER, M. et J. C. STEIN (2002). *Market Liquidity as a Sentiment Indicator*. Working Paper 8816. National Bureau of Economic Research.
- [28] BALDUZZI, P. et A. W. LYNCH (1999). « Transaction costs and predictability : some utility cost calculations ». *Journal of Financial Economics* 52.1, p. 47–78.
- [29] BALL, M. (2008). *Markets and institutions in real estate and construction*. T. 17. John Wiley & Sons.
- [30] BARBERIS, N. (2000). « Investing for the Long Run when Returns are Predictable ». *Journal of Finance* 55.1, p. 225–64.
- [31] BARBERIS, N. et W. XIONG (2009). « What Drives the Disposition Effect ? An Analysis of a Long-Standing Preference-Based Explanation ». *the Journal of Finance* 64.2, p. 751–784.
- [32] BASCOUL, G., J. GRENET, H. HUBER et L. JANIN (2003). « Démêler les effets d'âge, de période et de cohorte-Le cas des chercheurs en physique ». *ENSAE*.
- [33] BASILI, M. et F. FONTINI (2002). « Ambiguity and portfolio inertia ». *International Journal of Theoretical and Applied Finance* 5.08, p. 785–795.
- [34] BELSKY, G. et T. GILOVICH (1999). *Why people make big money mistakes*. New York : Simon et Schuster.
- [35] BENARTZI, S. et R. THALER (2007). *Heuristics and Biases in Retirement Savings Behavior*. Rap. tech. ID 958585. Social Science Research Network.
- [36] BENDER, A., P. GAUD et M. E. HOESLI (2000). « Fonds de placement immobiliers et sociétés anonymes d'investissement immobilier : Analyse comparative et conditions de développement ».
- [37] BENZONI, L., P. COLLIN-DUFRENSE et R. S. GOLDSTEIN (2007). « Portfolio Choice over the Life-Cycle when the Stock and Labor Markets Are Cointegrated ». 62.5, p. 2123–2167.

- [38] BERK, J. B. et J. WALDEN (2013). « Limited Capital Market Participation and Human Capital Risk ». *Oxford University Press*.
- [39] BERNDT, E. R., Z. GRILICHES et N. J. RAPPAPORT (1995). « Econometric estimates of price indexes for personal computers in the 1990's ». *Journal of Econometrics* 68.1, p. 243–268.
- [40] BERTAUT, C. C. (1998). « Stockholding behavior of US households : evidence from the 1983-1989 survey of consumer finances ». 80.2, p. 263–275.
- [41] BERTAUT, C. C. et M. STARR-MCCLUER (2000). « Household portfolios in the United States. Federal Reserve Board of Governors ». 26.
- [42] BIELECKI, T. R., J.-P. CHANCELIER, S. R. PLISKA et A. SULEM (2004). « Risk-sensitive portfolio optimization with transaction costs ». *Journal of computational Finance* 8, p. 39–64.
- [43] BILIAS, Y., D. GEORGARAKOS et M. HALIASOS (2010). « Portfolio inertia and stock market fluctuations ». *Journal of Money, Credit and Banking* 42.4, p. 715–742.
- [44] BLANCHAR, C. et A. CRESPO MARQUEZ (2004). « The procurement of strategic parts. Analysis of a portfolio of contracts with suppliers using a system dynamics simulation model ». *International Journal of Production Economics* 88.1, p. 29–49.
- [45] BLUME, M. E. et I. FRIEND (1975). « The demand for risky assets ». *The American Economic Review*, p. 900–922.
- [46] BODIE, Z. et D. B. CRANE (1997). « Personal Investing : Advice, Theory, and Evidence from a Survey of TIAA- CREF Participants ». *document de travail*.
- [47] BODIE, Z., R. MERTON et P. A. SAMUELSON (1992). « Labor supply flexibility and portfolio choice in a life cycle model ». *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, p. 427–44.
- [48] BODIER, M. (1999). « Les effets d'âge et de Génération sur le Niveau et la Structure de la Consommation ». *Economie et Statistiques*, p. 324–325, 163–180.
- [49] BOGAN, V. (2008). « Stock Market Participation and the Internet ». *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 43.1, p. 191–211.
- [50] BOISSINOT, J. et A. FRIEZ (2006). « Épargne et patrimoine des ménages : données macroéconomiques et données d'enquêtes, in ' ». *L'économie Française*, p. 2006–2007.

- [51] BORN, W. L., S. A. PYHRR et S. E. ROULAC (1999). « Real estate cycles and their strategic implications for investors and portfolio managers in the global economy ». *Journal of Real Estate Research* 18.1, p. 7–68.
- [52] BRANDT, N. (2004). *Business Dynamics, Regulation and Performance*. OECD Science, Technology and Industry Working Paper 3. OECD Publishing.
- [53] BRENNAN, M. J., R. LAGNADO et E. S. SCHWARTZ (1997). « Strategic asset allocation ». *Journal of Economic Dynamics and Control* 21.8-9, p. 1377–1403.
- [54] BROCK, W., W. DECHERT, J. SCHEINKMAN et B. LEBARON (1996). « A Test for Independence Based Upon the Correlation Dimension, » *Econometric Reviews* 15.3, p. 197–235.
- [55] BRUNNERMEIER, M. K. et S. NAGEL (2008). « Do Wealth Fluctuations Generate Time-Varying Risk Aversion? Micro-Evidence on Individuals? Asset Allocation (Digest Summary) ». *American Economic Review* 98.3, p. 713–736.
- [56] BULL, S. B., C. M. GREENWOOD et W. W. HAUCK (1997). « Jackknife bias reduction for polychotomous logistic regression ». *Statistics in Medicine* 16.5, p. 545–560.
- [57] CAIRNS, A. J. et B.-J. MACDONALD (2011). « Three retirement decision models for defined contribution pension plan members : A simulation study ». *Insurance : Mathematics and Economics* 48.1, p. 1–18.
- [58] CALVET, L. E., J. Y. CAMPBELL et P. SODINI (2008). *Fight or flight? Portfolio rebalancing by individual investors*. Rap. tech. National Bureau of Economic Research.
- [59] — (2009). *Measuring the financial sophistication of households*. Rap. tech. National Bureau of Economic Research.
- [60] CAMERER, C. F. et M. WEBER (1998). « The disposition effect in securities trading : An experimental analysis ». *Journal of Economic Behavior & Organization* 33.2, p. 167–184.
- [61] CAMPBELL, J. (2006). « Household Finance ». *Journal of Finance* 61, p. 1553–1604.
- [62] CAMPBELL, J. et R. SHILLER (1988). « Stock prices, earnings, and expected dividends ». *Journal of Finance* 43, p. 661–676.
- [63] CAMPBELL, J. et L. VICEIRA (1999). « Consumption and Portfolio Decisions When Expected Returns Are Time Varying ». *Quarterly Journal of Economics* 114.2, p. 433–95.

- [64] — (2002). « Portfolio Choice for Long Term Investors ». *Oxford University Press*.
- [65] — (2005a). *Long-Horizon Mean-Variance Analysis : A User Guide*.
- [66] — (2005b). « The Term Structure of the Risk-Return Tradeoff ». *Financial Analysts Journal* 61.1.
- [67] CAMPBELL, J. D., A. K. JARDINE et J. MCGLYNN (2010). *Asset management Excellence : Optimizing Equipment Life-Cycle Decisions*. CRC Press.
- [68] CAMPBELL, J. Y. (2007). *Estimating the Equity Premium*. NBER Working Paper 13423. National Bureau of Economic Research, Inc.
- [69] CAMPBELL, J. Y. et M. YOGO (2006). « Efficient Ttests of Stock Return predictability ». *Journal of Financial Economics* 81.1, p. 27–60.
- [70] CAMPBELL, J. Y., H. E. JACKSON, B. C. MADRIAN et P. TUFANO (2011). « Consumer Financial Protection ». *Journal of Economic Perspectives* 25.1, p. 91–114.
- [71] CAMPBELL, J. Y., A. W. LO et A. C. MACKINLAY (2012). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- [72] CARBONNIER, C., A. DIRER et I. SLIMANI-HOUTI (2014). « Do Savers Respond to Tax Incentives? The Case of Retirement Savings ». *Annals of Economics and Statistics* 113-114, p. 225–256.
- [73] CARDAK, B. A. et R. WILKINS (2009). « The Determinants of Household Risky Asset Holdings : Australian Evidence on Background Risk and Other Factors ». *Journal of Banking & Finance*.
- [74] CASE, B., W. N. GOETZMANN et K. G. ROUWENHORST (2000). *Global Real Estate Markets-Cycles and Fundamentals*. National bureau of economic research.
- [75] CASE, K. E., R. J. SHILLER et A. THOMPSON (2012). *What Have They Been Thinking? Home Buyer Behavior in Hot and Cold Markets*. Working Paper 18400. National Bureau of Economic Research.
- [76] ÇELIKYURT, U. et S. OZEKICI (2007). *Multiperiod portfolio optimization models in stochastic markets using the mean-variance approach*.
- [77] CHAN, S., H. SCHNEIDER et J. TRACY (1999). « Are stocks overtaking real estate in household portfolios? » *Current Issues in Economics and Finance* 5.5.
- [78] CHATEAUNEUF, A. et C. VENTURA (2010). « The no-trade interval of Dow and Werlang : some clarifications ». *Mathematical Social Sciences* 59.1, p. 1–14.

- [79] CHAUVEL, L. (2002). « Le destin des générations, structure sociale et cohortes en France au XXe siècle ». *PUG, Paris*.
- [80] CHRISTELIS, D., D. GEORGARAKOS et M. HALIASSOS (2011). « Stockholding : Participation, Location, and Spillovers ». *Journal of Banking & Finance* 35.8, p. 1918–1930.
- [81] — (2013). « Differences in portfolios across countries : Economic environment versus household characteristics ». *Review of Economics and Statistics* 95.1, p. 220–236.
- [82] COCCO, J. F., F. J. GOMES et P. J. MAENHOUT (2005). « Consumption and portfolio choice over the life cycle ». *Review of financial Studies* 18.2, p. 491–533.
- [83] COCHRANE, J. (2001). *Asset Pricing*.
- [84] COCHRANE, J. H. (2008). « The Dog That Did Not Bark : A Defense of Return Predictability ». *Review of Financial Studies* 21.4, p. 1533–1575.
- [85] COILE, C. et K. MILLIGAN (2009). « How household portfolios evolve after retirement : the effect of ageing and health shocks ». *Review of Income and Wealth* 2.55, p. 226–248.
- [86] COMMISSION DES COMPTES (2015). *Les comptes de la sécurité sociale : Résultats 2014 et prévisions 2015*. Rap. tech. ?
- [87] CONDIE, S., J. V. GANGULI et P. K. ILLEDITSCH (2012). « Information Inertia ». *Available at SSRN 2084683*.
- [88] CORDEIRO, G. M. et P. MCCULLAGH (1991). « Bias Correction in Generalized Linear Models ». *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 53.3, p. 629–643.
- [89] COULEAUD, N et F DELAMARRE (2010). « Le patrimoine économique national en 2009 ». *INSEE Première* 1305.
- [90] COUR DES COMPTES (2012). « La politique en faveur de l'assurance vie ». *Rapport public thématique*.
- [91] CRÉDOC, IEFP et AMF (2011). *La culture financière des Français*. CRÉDOC.
- [92] DA COSTA WERLANG, S. R. et J. DOW (1992a). « Excess volatility of stock prices and Knightian uncertainty ». *European Economic Review* 36.2, p. 631–638.
- [93] — (1992b). « Uncertainty aversion, risk aversion, and the optimal choice of portfolio ». *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, p. 197–204.

- [94] DA COSTA WERLANG, S. R. et M. H. SIMONSEN (1991). « Subadditive probabilities and portfolio inertia ». *Brazilian Review of Econometrics* 11.1, p. 1–19.
- [95] DAVYDOFF, D., G. NAACKE et OEE (2005). *L'endettement des ménages européens*. Conseil consultatif du secteur financier.
- [96] DE BONDT, W. F. M. et R. THALER (1985). « Does the Stock Market Overreact ? » *The Journal of Finance* 40.3, p. 793–805.
- [97] DEATON, A. (1991). « Saving and Liquidity Constraints ». *Econometrica* 59.5, p. 1221–48.
- [98] DICKS-MIREAUX, L. et M. A. KING (1982). *Asset holdings and the life cycle*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- [99] DIRER, A. et M. ROGER (2010). « Le Produit d'épargne retraite populaire (Perp) : caractéristiques des détenteurs et projection des niveaux de rentes ». *Économie et Prévision* 194.3, p. 79–92.
- [100] DIRER, A. et M. VISSER (2013). « Portfolio Choice and Financial Advice ». *Finance* 34.2, p. 35–64.
- [101] DIRER, A. et E. YAYI (2014). « Les choix de portefeuille des épargnants sur le cycle boursier et le cycle de vie ». *Economie et statistique* 472, p. 125–152.
- [102] DYBVIIG, P. H. et H. LIU (2010). « Lifetime consumption and investment : Retirement and constrained borrowing ». *Journal of Economic Theory* 145.3, p. 885–907.
- [103] ECB (2009). « Housing Finance in the Euro Area ». *Occasional paper series*.
- [104] EL MEKKAOU, N., A. LAVIGNE et R. MAHIEU (2001). « La détention d'actifs risqués selon l'âge : une étude économétrique ». *Revue d'Economie Politique* 111, p. 59–78.
- [105] EPSTEIN, L. G. et M. SCHNEIDER (2010). *Ambiguity and asset markets*. National Bureau of Economic Research.
- [106] FAGERENG, A., C. GOTTLIEB et L. GUIO (2013). « Asset Market Participation and Portfolio Choice over the Life-Cycle ». *Document de travail*.
- [107] FAMA, E. (1997). *Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance*. SSRN Scholarly Paper ID 15108. Rochester, NY : Social Science Research Network.
- [108] FAMA, E. et K. R. FRENCH (1988). « Dividend yields and expected stock returns ». *Journal of Financial Economics* 22, p. 3–27.

- [109] FELLER, J.-B. (2013). *Grandes tendances de l'épargne des ménages français au bilan des banques et des assurances : juin 2012–juin 2013*. Rap. tech. Banque de France.
- [110] FERNANDEZ-VILLAYERDE, J. et D. KRUEGER (2011). « Consumption and saving over the life cycle : How important are consumer durables ? » *Macroeconomic dynamics* 15.5, p. 725–770.
- [111] FIRTH, D. (1993). « Bias reduction of maximum likelihood estimates ». *Biometrika* 80.1, p. 27–38.
- [112] FLEURY, C. (2010). « L'analyse par cohorte au Luxembourg. Les limites de la méthode dans un pays d'immigration : illustration à partir des données de l'European Values Study ». *document de travail*.
- [113] FRATANTONI, M. C. (1998). « Homeownership and investment in risky assets ». 44.1, p. 27–42.
- [114] FRAZZINI, A. (2006). « The disposition effect and underreaction to news ». *The Journal of Finance* 61.4, p. 2017–2046.
- [115] GARNIER, O. et D. THESMAR (2009). *Épargner à long terme et maîtriser les risques financiers*. La Documentation Française.
- [116] GOLLIER, C. et J. W. PRATT (1996). « Risk vulnerability and the tempering effect of background risk ». *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, p. 1109–1123.
- [117] GOMES, F. et A. MICHAELIDES (2003). « Portfolio choice with internal habit formation : a life-cycle model with uninsurable labor income risk ». *Review of Economic Dynamics*. Finance and the Macroeconomy 6.4, p. 729–766.
- [118] GOUSKOVA, E., F. T. JUSTER et F. P. STAFFORD (2004). « Exploring the Changing Nature of US Stock Market Participation, 1994-1999 ». *Survey Research Center, University of Michigan Working Paper*.
- [119] GREEN, R. K. (1996). « Should the stagnant homeownership rate be a source of concern ? » *Regional Science and Urban Economics*. Proceedings of the Conference "Public Policy and the Housing Market" 26.3, p. 337–368.
- [120] GREENWOOD, R. et A. SHLEIFER (2014). « Expectations of Returns and Expected Returns ». *Review of Financial Studies* 27, p. 714–746.
- [121] GRENADIER, S. R. (1995). « The persistence of real estate cycles ». *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 10.2, p. 95–119.

- [122] GROSSMAN, S. J. et J. E. STIGLITZ (1980a). « On the impossibility of informationally efficient markets ». *The American economic review*, p. 393–408.
- [123] — (1980b). « Stockholder unanimity in making production and financial decisions ». *The Quarterly Journal of Economics*, p. 543–566.
- [124] GUIDOLIN, M. et F. RINALDI (2013). « Ambiguity in asset pricing and portfolio choice : A review of the literature ». *Theory and Decision* 74.2, p. 183–217.
- [125] GUIISO, L. et P. SODINI (2012). « Household finance : An emerging field ».
- [126] GUIISO, L., T. JAPPELLI et D. TERLIZZESE (1996). « Income risk, borrowing constraints, and portfolio choice », p. 158–172.
- [127] GUIISO, L., M. HALIASSOS et T. JAPPELLI (2002). « Household Portfolios ». *Cambridge : MIT Press*.
- [128] — (2003). « Stockholding in Europe : Where Do We Stand and Where Do We Go? » *Economic Policy* 18, p. 123–170.
- [129] GUST, C. J. et D. LÓPEZ-SALIDO (2009). « Portfolio inertia and the equity premium ». *FEB International Finance Discussion Paper* 984.
- [130] GYOURKO, J. et P. LINNEMAN (1996). « Analysis of the Changing Influences on Traditional Households' Ownership Patterns ». *Journal of Urban Economics* 39.3, p. 318–341.
- [131] HANDEL, B. R. (2013). « Adverse selection and inertia in health insurance markets : When nudging hurts ». *The American Economic Review* 103.7, p. 2643–2682.
- [132] HANOCH, G. et M. HONIG (1985). « “True” Age Profiles of Earnings : Adjusting for Censoring and for Period and Cohort Effects ». *The Review of Economics and Statistics* 67.3, p. 383–94.
- [133] HARVEY, R. C. et A. SIDDIQUE (2000). « Conditional Skewness in Asset Pricing Tests ». *Journal of Finance* 3, p. 1263–1295.
- [134] HAUTCŒUR, P.-C. et D. LE BRIS (2010). « A challenge to triumphant optimists? A blue chips index for the Paris stock exchange, 1854-2007 ». *Financial History Review* 17.02, p. 141–183.
- [135] HEATON, J. C. et D. LUCAS (2000). « Portfolio Choice and Asset Prices : The Importance of Entrepreneurial Risk ». *Journal of Finance* 55.3, p. 1163–1198.
- [136] HEPP, S. et R. LAHATUT (1992). « Comparaison entre les comportements en matière d'investissements des fonds de pension européens : Incidences sur les 03és financiers en Europe ». 23.4, p. 135–157.

- [137] HFCN (2013a). « The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey - Methodological Report for the First Wave ». *Statistics Paper Series*.
- [138] — (2013b). « The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey - Results from the First Wave ». *Statistics Paper Series*.
- [139] HIGASHI, Y., S. MUKERJI, N. TAKEOKA et J.-M. TALLON (2008). « Comment on Ellsberg's two-color experiment, portfolio inertia and ambiguity ? » *International Journal of Economic Theory* 4.3, p. 433–444.
- [140] HUBERMAN, G., S. S. IYENGAR et W. JIANG (2004). « How much choice is too much ? Contributions to 401 (k) retirement plans ». *Pension design and structure : New lessons from behavioral finance*, p. 83–95.
- [141] HUMBERTCLAUDE, S., L. MAURO et F. MONTEIL (2014). « Le patrimoine économique national en 2013 Deuxième année de stabilité ». *Bulletin de la Banque de France* N 198.4e.
- [142] ILLEDITSCH, P. K. (2011). « Ambiguous information, portfolio inertia, and excess volatility ». *The Journal of Finance* 66.6, p. 2213–2247.
- [143] INSEE (2006). « Les indépendants ». *INSEE Première* 1084.
- [144] — (2010). « Patrimoine des ménages début 2010 ». *INSEE Première* 1325.
- [145] — (2011). « Les choix de détention patrimoniale des ménages ». *INSEE Première* 1380.
- [146] IOANNIDES, Y. M. (1989). « Housing, other real estate, and wealth portfolios : An empirical investigation based on the 1983 Survey of Consumer Finances ». *Regional Science and Urban Economics* 19.2, p. 259–280.
- [147] IYENGAR, S. et W. JIANG (2003). « How more choices are demotivating : Impact of more options on 401 (k) investment ». *Retrieved February* 14, p. 2006.
- [148] JAGANNATHAN, R. et N. R. KOCHERLAKOTA (1996). « Why should older people invest less in stock than younger people ? » *Quarterly Review* 2032, p. 11–23.
- [149] JAPPELLI, T. (1995). « Does social security reduce the accumulation of private wealth ? Evidence from Italian survey data ». *Ricerche Economiche* 49.1, p. 1–31.
- [150] JELEVA, M. et J.-M. TALLON (2014). *Ambiguïté, comportements et O3és financiers*.
- [151] JIANG, G. J., T. YAO et T. YU (2007). « Do mutual funds time the market ? Evidence from portfolio holdings ». *Journal of Financial Economics* 86, p. 724–758.

- [152] JOHNSON, D. T. et D. WAGGLE (2009). « Homeownership and mixed-asset portfolio allocations ». *The Quarterly Review of Economics and Finance* 49.2, p. 484–500.
- [153] JORION, P. (2007). *Value at Risk : The New Benchmark for Managing Financial Risk*. T. 3. McGraw-Hill Companies.
- [154] JOUMARD, I. (2002). « Les systèmes fiscaux des pays de l'Union européenne ». 1, p. 97–164.
- [155] KANDEL, S. et R. F. STAMBAUGH (1996). « On the Predictability of Stock Returns : An Asset-Allocation Perspective ». *The Journal of Finance* 51.2, p. 385–424.
- [156] KIM, H. H., R. MAURER et O. S. MITCHELL (2013). *Time is money : Life cycle rational inertia and delegation of investment management*. National Bureau of Economic Research.
- [157] KIM, T. S. et E. OMBERG (1996). « Dynamic nonmyopic portfolio behavior ». *Review of Financial Studies* 9.1, p. 141–161.
- [158] KIMBALL, M. S. (1990). « Precautionary Saving in the Small and in the Large ». *Econometrica* 58.1, p. 53–73.
- [159] — (1993). « Standard risk aversion ». *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, p. 589–611.
- [160] KING, G. et L. ZENG (2001). « Logistic Regression in Rare Events Data ». *Political Analysis* 9.2, p. 137–163.
- [161] KING, M. A. et J. I. LEAPE (1987). « Asset Accumulation, Information, and the Life Cycle ». *document de travail NBER* 2392.
- [162] KINGS, J., N. MANNING et E. TURKISCH (2007). « Les régimes de retraite du secteur public et le défi du vieillissement de la fonction publique ». *Documents de travail sur la gouvernance publique, Éditions OCDE* 2.
- [163] KOIJEN, R. S. J. et S. V. NIEUWERBURGH (2007). « Market Efficiency and Return Predictability ». *document de travail*.
- [164] KRITZMAN, M. P. (2002). *Puzzles of finance : six practical problems and their remarkable solutions*. T. 89. John Wiley & Sons.
- [165] LAPALUS, D. (2008). *Transformer ses impôts en investissements immobiliers*.
- [166] LAZEAR, E. P. (2010). *Why Do Inventories Rise When Demand Falls in Housing and Other Markets?* Working Paper 15878. National Bureau of Economic Research.

- [167] LE BLANC, J., A. PORPIGLIA, F. TEPPA et M. ZIEGELMEIER (2013). « Household Saving Behaviour and Credit Constraints in the Euro Area ». *document de travail*.
- [168] LI, W. et R. YAO (2007). « The Life-Cycle Effects of House Price Changes ». *Journal of Money, Credit and banking* 39.6, p. 1375–1409.
- [169] LING, D. C. et G. A. MCGILL (1998). « Evidence on the Demand for Mortgage Debt by Owner-Occupants ». *Journal of Urban Economics* 44.3, p. 391–414.
- [170] LUEA, H. et T. M. TURNER (2009). « Homeownership, wealth accumulation and income status ». *Journal of Housing Economics* 18.2, p. 104–114.
- [171] MADLENER, R. et G. WESTNER (2010). « The benefit of regional diversification of cogeneration investments in Europe : A mean-variance portfolio analysis ». *Energy Policy* 38.12, p. 7911–7920.
- [172] MALKIEL, B. G. (1999). *A random walk down Wall Street : including a life-cycle guide to personal investing*. WW Norton & Company.
- [173] MALMENDIER, U. et S. NAGEL (2011). « Depression Babies : Do Macroeconomic Experiences Affect Risk Taking? » *The Quarterly Journal of Economics*, p. 373–416.
- [174] MARKOWITZ, H. (1952). « Portfolio Selection ». *The Journal of Finance* 7.1, p. 77.
- [175] MASON, K. O., W. M. MASON, W. K. POOLE et H. H. WINSBOROUGH (1973). « Some methodological issues in cohort analysis of archival data ». *American sociological review*, p. 242–258.
- [176] MERTON, R. (1969). « Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty : The Continuous Time Case ». *Review of Economics and Statistics* 51.3, p. 247–257.
- [177] — (1971). « Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model ». *Journal of Economic Theory* 3.4, p. 373–413.
- [178] — (1973). « An Intertemporal Capital Asset Pricing Model ». *Econometrica* 41.5, p. 867.
- [179] MERTON, R. C. et P. A. SAMUELSON (1974). « Fallacy of the log-normal approximation to optimal portfolio decision-making over many periods ». *Journal of Financial Economics* 1.1, p. 67–94.
- [180] MITCHELL, O. S. et S. UTKUS (2012). *Target-Date Funds in 401(k) Retirement Plans*. Working Paper 17911. National Bureau of Economic Research.

- [181] MITCHELL, O. S., G. R. MOTTOLA, S. P. UTKUS et T. YAMAGUCHI (2006). « The inattentive participant : Portfolio trading behavior in 401 (k) plans ». *Michigan Retirement Research Center Research Paper No. WP 115*.
- [182] MODIGLIANI, F. (1986). « Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations ». *The American Economic Review*, p. 297–313.
- [183] — (1988). « The role of intergenerational transfers and life cycle saving in the accumulation of wealth ». *The Journal of Economic Perspectives*, p. 15–40.
- [184] MORAN, A. (2006). « The Tragedy of Planning ». *Institute of Public Affairs, Melbourne*.
- [185] MOSSIN, J. (1968). « Optimal Multiperiod Portfolio Policies ». *The Journal of Business* 41.2, p. 215–229.
- [186] MOTTOLA, G. R. et S. P. UTKUS (2009). « Red, yellow, and green : Measuring the quality of 401 (k) portfolio choices ». *Overcoming the Saving Slump : How to Increase the Effectiveness of Financial Education and Saving Programs*, p. 119–39.
- [187] MUKERJI, S. et J.-M. TALLON (2003). « Ellsberg’s two-color experiment, portfolio inertia and ambiguity ». *Journal of Mathematical Economics* 39.3, p. 299–316.
- [188] MUNK, C. et C. SØRENSEN (2010). « Dynamic asset allocation with stochastic income and interest rates ». *Journal of Financial Economics* 96.3, p. 433–462.
- [189] NOURSE, H. O. et S. E. ROULAC (1993). « Linking real estate decisions to corporate strategy ». *Journal of Real Estate Research* 8.4, p. 475–494.
- [190] OCDE. « Impôts sur le patrimoine 2013/1 ».
- [191] — (2009). « Culture financière et protection des consommateurs : les oubliés de la crise ». *OECD Publishing*.
- [192] OECD (2011). « Taxing Wages 2010 ». *OECD Publishing*.
- [193] OIKARINEN, E. (2009). « Interaction between housing prices and household borrowing : The Finnish case ». *Journal of Banking & Finance* 33.4, p. 747–756.
- [194] O’NEILL, B. (2007). « Overcoming Inertia : Do Automated Saving and Investing Strategies Work ? » *Journal of Family and Economic Issues* 28.2, p. 321–335.
- [195] PANSARD, F. (2005). « Les tendances du patrimoine financier des ménages français ». *Revue mensuelle de l’Autorité des Marchés Financiers* 13.
- [196] PASTOR, L. et R. STAMBAUGH (2012). « Are Stocks Really Less Volatile in the Long Run ? » *Journal of Finance* 67.2, p. 431–478.

- [197] PAXSON, C. (1996). « Saving and growth : Evidence from micro data ». *European Economic Review* 40.2, p. 255–288.
- [198] PELIZZON, L. et G. WEBER (2009). « Efficient portfolios when housing needs change over the life cycle ». 33.11, p. 2110–2121.
- [199] PÉZIER, J. et J. SCHELLER. « Best portfolio insurance for long-term investment strategies in realistic conditions ». *Insurance : Mathematics and Economics*.
- [200] PIAZZESI, M., M. SCHNEIDER et S. TUZEL (2007). « Housing, consumption and asset pricing ». 83.3, p. 531–569.
- [201] POTERBA, J. M. (2002). « Taxation, risk-taking, and household portfolio behavior ». *Handbook of public economics* 3, p. 1109–1171.
- [202] POTERBA, J. M. et A. A. SAMWICK (1997). « Household Portfolio Allocation Over the Life Cycle ». *document de travail NBER* 6185.
- [203] PRATT, J. W. (1964). « Risk aversion in the small and in the large ». *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, p. 122–136.
- [204] PRATT, J. W. et R. J. ZECKHAUSER (1987). « Proper risk aversion ». *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, p. 143–154.
- [205] REICHENSTEIN, W. et S. P. RICH (1994). « Using the Predictability of Long-Horizon Stock Returns to Enhance Portfolio Performance ». *Financial Services Review* 4, p. 29–43.
- [206] ROSEN, H. S. et S. WU (2004). « Portfolio choice and health status ». *Journal of Financial Economics* 72.3, p. 457–484.
- [207] ROULAC, S. (2000). « Institutional Real Estate Investing Processes, Due Diligence Practices and Market Conditions ». 6.4, p. 387–416.
- [208] RUBIN, D. B. (1987). « Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys ». *New York : John Wiley & Sons*.
- [209] RYAN, A., G. TRUMBULL et P. TUFANO (2011). « A brief postwar history of US consumer finance ». *Business History Review* 85.3, p. 461–498.
- [210] RYDQVIST, K., J. SPIZMAN et I. STREBULAIEV (2014). « Government policy and ownership of equity securities ». 111.1, p. 70–85.
- [211] SAMUELSON, P. (1963). « Risk and Uncertainty : A Fallacy of Large Numbers ». *Scientia* 98, p. 108–113.

- [212] — (1969). « Lifetime Portofolio Selection by Dynamic Stochastic programming ». *Review of Economics and Statistics* 51, p. 239–243.
- [213] — (1991). « Long-run risk tolerance when equity returns are mean regressing : pseudo paradoxes and vindication of businessman's risk ». *The MIT Press*, p. 181–200.
- [214] SÉJOURNÉ, B. (2007). « Comment les épargnants français intègrent-ils le paramètre temps dans la gestion de leur portefeuille ? » *Les Cahiers scientifiques de l'AMF* 4.
- [215] SÉJOURNÉ, B. (2004). « Volatilité des marchés boursiers et comportement des épargnants français ». *Revue d'économie financière*, p. 219–230.
- [216] SHEFRIN, H. et M. STATMAN (1985). « The disposition to sell winners too early and ride losers too long : Theory and evidence ». *Journal of Finance*, p. 777–790.
- [217] SHEFRIN, H. M. et R. H. THALER (1988). « The behavioral life-cycle hypothesis ». *Economic inquiry* 26.4, p. 609–643.
- [218] STEPHEN, R. E. (1996). « The strategic real estate framework : processes, linkages, decisions ». *Journal of Real Estate Research* 12.2, p. 323–346.
- [219] STRASZHEIM, M. R. (1975). *An Econometric Analysis of the Urban Housing Market*. NBER Books. National Bureau of Economic Research, Inc.
- [220] VICEIRA, L. M. (2001). « Optimal portfolio choice for long-horizon investors with nontradable labor income ». *Journal of Finance* 56.2, p. 433–470.
- [221] WACHTER, J. A. (2002). « Portfolio and Consumption Decisions under Mean-Reverting Returns : An Exact Solution for Complete Markets ». *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37.01, p. 63–91.
- [222] WHEATON, W. C. (1999). « Real estate cycles ? : some fundamentals ». 27.2, p. 209–230.
- [223] YAMASHITA, T. (2003). « Owner-occupied housing and investment in stocks : an empirical test ». *Journal of Urban Economics* 53.2, p. 220–237.
- [224] YAO, R. et H. H. ZHANG (2005). « Optimal consumption and portfolio choices with risky housing and borrowing constraints ». 18.1, p. 197–239.
- [225] YOGO, M. (2009). *Portfolio choice in retirement : Health risk and the demand for annuities, housing, and risky assets*. National Bureau of Economic Research.

-
- [226] ÇELIKYURT, U. et S. ÖZEKICI (2007). « Multiperiod Portfolio Optimization Models in Stochastic Markets Using the Mean-Variance Approach ». *European Journal of Operational Research* 179.1, p. 186–202.

Adémola Eric YAYI

L'exposition au risque des actions au cours du cycle de vie des ménages

Résumé :

La complexité grandissante des produits financiers proposés aux ménages et les innovations financières récentes ont révélé la vulnérabilité et la difficulté des ménages à prendre des décisions appropriées. Afin de mieux comprendre leur comportement, cette thèse se concentre sur les choix de portefeuille des ménages au cours de leur cycle de vie. Quatre chapitres ont été développés dans ce but. Les conseillers en patrimoine suggèrent aux ménages de désinvestir en actifs risqués à l'approche de la retraite. Le chapitre 1 apporte un éclairage sur cette recommandation. Nous montrons que le profil d'investissement fondé sur cette recommandation n'est pas préférable à un profil d'investissement constant en raison de la sensibilité de leur performance aux marchés et période d'investissement. Cela nous a amené à analyser la relation entre les choix financiers et l'inertie de portefeuille dans le chapitre 2. Il ressort que la part d'actifs risqués est sensible à la conjoncture boursière mais essentiellement à la date d'ouverture du contrat. Les ménages maintiennent le plus souvent leur décision d'investissement tout au long de la durée du contrat. En revanche, en cas de fortes variations boursières, ils réajustent leurs portefeuilles. Ils sont plus sensibles aux baisses qu'aux hausses boursières. L'inertie de portefeuille est influencée par l'âge de l'épargnant et la date d'ouverture du contrat. Nous approfondissons le résultat de l'effet de l'âge sur l'inertie. Le chapitre 3 étudie donc comment varie la part d'actifs risqués avec l'âge. Nous montrons que cette part décline de façon régulière. Enfin le chapitre 4 analyse la participation des ménages au marché financier ainsi que les incidences de l'environnement économique sur les choix de portefeuille. Nous montrons que les facteurs institutionnels encouragent l'investissement dans l'immobilier au détriment des actifs risqués. Les choix de portefeuille des ménages sont aussi influencés par des facteurs démographiques et sociaux.

Mots clés : épargne, vieillissement, finance des ménages, actifs risqués, choix de portefeuille.

Households' Investment in Equities over the Life Cycle

Abstract :

The increasing complexity of financial products offered to households and the recent financial innovations have revealed households' vulnerability and their difficulty in making appropriate decisions. To understand their behaviour, this thesis deals with household portfolio choice over their life cycle. It consists of four chapters. Professional financial planners often advise savers that the fraction of wealth held in risky assets should decline with age or the distance to retirement. Chapter 1 sheds light on this recommendation. We show that the investment profile based on this recommendation is not preferable to an investment profile whose share invested in risky assets remains constant over time, due to the sensitivity of their performance to market and investment length. This led us to analyse the relationship between financial decisions and portfolio inertia in Chapter 2. It appears that the risky share is sensitive to market conditions, but mainly at the date of subscription. Once the initial share has been selected, inertia of portfolio choice is observed as investors rarely revise their position subsequently. However, in case of large swings in financial markets, portfolio inertia falls, and even more so when market go down. The propensity to inertia is influenced by savers' age, the time, and the subscription date of the contract. Chapter 3 examines how household risky share vary with age. We show that the share of capital invested in unit-linked funds chosen by the investor declines steadily. Chapter 4 analyses household participation in financial markets and the impact of the economic environment on portfolio choice. We show that institutional factors encourage investment in real estate at the expense of risky assets. In addition to their economic environment, household portfolio choices are influenced by demographic and social factors.

Keywords : savings, life cycle, household finance, risky assets, portfolio selection.