



**HAL**  
open science

# Préférences individuelles, retraite, prévention santé et dépendance : applications microéconométriques

Steve Briand

► **To cite this version:**

Steve Briand. Préférences individuelles, retraite, prévention santé et dépendance : applications microéconométriques. Economies et finances. Université de Lyon, 2020. Français. NNT : 2020LYSE1101 . tel-03361292

**HAL Id: tel-03361292**

**<https://theses.hal.science/tel-03361292v1>**

Submitted on 1 Oct 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



N°d'ordre NNT : 2020LYSE1101

## **THESE de DOCTORAT DE L'UNIVERSITE DE LYON**

opérée au sein de

**l'Université Claude Bernard Lyon 1**

**Ecole Doctorale ED 486**

**Sciences Economiques et de Gestion**

**Spécialité de doctorat : Sciences Economiques**

Soutenue publiquement le 25/06/2020, par :

**Steve Briand**

Laboratoire de Sciences Actuarielle et Financière – EA 2429  
Université Claude Bernard Lyon 1

---

# **Préférences individuelles, retraite, prévention santé et dépendance : applications microéconométriques**

---

Devant le jury composé de :

Luc ARRONDEL, Directeur de Recherche CNRS

Michel GRIGNON, Professeur à l'Université de McMaster

Nathalie HAVET, Maître de conférences à l'Univ. Claude Bernard Lyon 1

Mareva SABATIER, Professeure à l'Université Savoie Mont Blanc (USMB)

Laurent SOULAT, Économiste au sein du groupe Caisse des Dépôts

Jean-Yves LESUEUR, Professeur à l'Université de Lyon

Christian Y., ROBERT, Professeur à l'Univ. Claude Bernard Lyon 1

Rapporteur

Rapporteur

Examinatrice

Examinatrice

Invité

Directeur de thèse

Co-directeur de thèse



# Remerciements

L'expérience du doctorat, c'est vivre durant plusieurs années un paradoxe. On commence les premières revues de littérature, les premiers traitements de données et de mois en mois on reste dans l'impossibilité de parfaitement prédire si chacun des projets d'article aboutira ou même situer dans le temps l'écriture du dernier mot du manuscrit final. Cette sorte de myopie se cumule pourtant avec une course inexorable contre le temps. Il faut garder le cap et gérer le stress pour respecter les deadlines des conférences, finaliser chacun des projets et achever le manuscrit de thèse dans les temps. Si les travaux de cette thèse sont le fruit de trois ans et demi de travail et de nuits parfois bien courtes, ils ont également été rendus possibles par de nombreuses personnes qui ont contribué directement ou indirectement à l'achèvement de ce doctorat. C'est donc l'heure d'offrir quelques lignes qui, je l'espère, sauront leur rendre hommage.

J'aimerais adresser mes premiers remerciements à mes deux directeurs de thèse, Jean-Yves Lesueur et Christian Y. Robert. Jean-Yves ne le sait sûrement pas mais en 2013, au fond de son amphithéâtre, je découvrais avec passion la théorie microéconomique. Après avoir accepté d'encadrer mon mémoire de recherche de Master 2 en économie du travail, Jean-Yves m'a permis de continuer mon cursus en thèse. Christian a également accepté de m'encadrer pour cette thèse, en me faisant confiance même s'il était peu familier des thèses en économie. J'ai beaucoup appris à leurs côtés. Je leur suis infiniment reconnaissant pour leurs conseils avisés, leurs relectures attentives, l'autonomie qu'ils m'ont donnée, leur enthousiasme, leur ouverture d'esprit et leur bienveillance.

Je souhaite aussi remercier les membres du jury. C'est un honneur pour moi que vous ayez accepté d'en faire partie et de pouvoir vous présenter mon travail. Je remercie particulièrement Luc Arrondel et Michel Grignon, pour leur travail de relecture minutieuse du manuscrit et pour leurs nombreuses corrections et suggestions afin d'améliorer la qualité de mes travaux. Je remercie Nathalie Havet. J'ai découvert l'économétrie avec ses cours en Licence 3 et en Master, pour finalement faire ce doctorat en microéconométrie. Elle m'a apporté de nombreux conseils et son aide au cours de toutes ces années, notamment lors de ma toute première conférence au Québec. Merci également à Mareva Sabatier pour sa profonde gentillesse et pour ses conseils lors de mes deux comités de suivi de thèse qui ont su m'aiguiller afin de répondre au mieux aux exigences et attentes d'un doctorat. Merci aussi à Laurent Soulat pour les échanges que nous avons eus sur les anticipations en matière de retraite et pour l'opportunité d'avoir pu présenter le premier chapitre de cette thèse au Colloque International sur la Retraite et le Vieillessement organisé par la Caisse des Dépôts.

J'adresse également un énorme merci aux collègues et amis doctorants et post-doctorants, pour leur soutien dans les moments difficiles et les bons moments partagés pendant ces années ; en particulier Romain, n'oublie jamais que corrélation n'est pas forcément causalité, Sarah, mon équipière au Mölkky et copine officielle de pause, Morgane, mon alliée suprême pour les TD et l'économétrie, et Pierre, le professionnel de Paint pendant les formations doctorales et fin dessinateur de dragons. Je n'oublie pas bien sûr Maximilien (je sais que tu adores mes quiches, ne fais pas semblant !), Pierrick, Arthur, Patrick, Saker, Nesrine, Marwa, Rihem, Karim, Claire, Jean de Dieu, Antoine, Baptiste, Carine, Tachfine, Beza, Frank, Julien. Je remercie également les membres du laboratoire, son directeur Stéphane Loisel, et en particulier Pierre-O, Jean-Louis Rullière, Denis Clos et Caroline Champagne. Merci également aux membres de la chaire Prevent' Horizon, pour le soutien apporté dans la réalisation d'un des chapitres et pour les nombreuses discussions et partages entre personnalités travaillant dans des

secteurs de recherche pourtant différents (savant cocktail entre mathématiciens, médecins et économistes !).

Un grand merci à mes amis rencontrés pendant mes études. En particulier, Marius et Arnaud. Si cela m'a valu bien des railleries, j'assume totalement d'avoir optimisé mes déplacements de siège en siège au fur et à mesure des semaines pour me rapprocher de vous en amphitheâtre il y a de cela 9 ans. Je ne suis pas sûr que nos séances révisions dans votre appartement avenue de Saxe aient toujours été productives mais je n'échangerais pas un seul de nos moments. Je remercie aussi Claire, j'espère que tu seras toujours persuadée de ma disponibilité pour te raconter des histoires bien lassantes sur des petits ours pendant que tu bosses ! Merci aussi à Jérémy, maître-nageur chevronné et prochain maire de Saint-Claude. Merci à tous les copains, Victor D., Alice, Tatiana, Sarah, Cécile, Inès, Marine, Margaux, Agathe (Bahhh... Mariuuuuuuusss !), Hannah, Solène, Manon, Moustafa, Abram, Radwan et Cindy, pour tous les beaux moments d'amitié partagés durant toutes ces années.

Je voudrais aussi remercier mes amis de très longue date pour leur loyauté inconditionnelle et leur soutien indéfectible. Alix, qui supporte mes folies et mes histoires depuis le collège. Célestin, avec qui je n'ai pas encore fini de refaire le monde. Colin, et nos longues discussions sur le Canard. Thibaut, pour tes carottes au lard ; mais aussi Victor, Antonin, Mathieu, Coralie et Audrey. Vous ne vous en êtes pas rendu compte mais durant toutes ces années d'études, votre présence fut essentielle !

A Émeline, avec laquelle j'ai partagé ces derniers mois de beaux moments d'amour et de complicité. Tu m'as encouragé durant ces derniers mois de thèse avec une patience d'ange. Maintenant que je ne suis plus allergique à M. Mikado, j'espère te garder longtemps auprès de moi, plus encore que tu ne peux le « programmer » !

A mes parents, pour leur amour, pour s'être tordu en quatre pour assurer les rêves d'un gosse que le sport, les lectures ou la musique n'auront jamais totalement réussi à calmer. Enfin,

à ma sœur, Laureen, s'il y a bien un seul modèle, c'est toi. Il t'aura fallu beaucoup de patience et de tolérance pour continuer à m'accompagner depuis le temps où je volais avec précision et passion tes chocolats dans les calendriers de l'avent. Si aucun mot ne peut égaler l'attention que tu me portes depuis tout petit, un énorme merci grande sœur ! Et sache que je serai toujours là pour toi !







# Abstract

This PhD dissertation is on the economics of aging. The three chapters study the underlying determinants of individuals decisions regarding retirement, health prevention and long-term care insurance demand.

Chapter 1 explains the results of previous *ex post* public policy evaluations presenting relatively limited and heterogeneous effects of financial incentives, which should encourage individuals to postpone retirement. This article explores the role of another determinant of the retirement decision: time inconsistency. Using French survey data, the econometric analysis shows that time-inconsistent individuals are less likely to delay retirement to get a pension bonus (*la surcote*).

Chapter 2 studies the causal effect of retirement on preventive and risky behaviors among couples. This article is the first to take into account coordination among partners and asymmetric spillover effects for this type of policy evaluation. Econometric results highlight heterogeneous effects depending on the health behavior but also the job physical burden status and the order of retirement within couples.

Chapter 3 investigates the relationship between prevention and insurance demand for the long-term care risk, when the insurance company has introduced a prevention program. The predictions of a theoretical model of insurance suggest that the program does not reduce the self-protection effort but has an indeterminate effect on the insurance decision. The results of the associated econometric analysis on French data indicate that the willingness to participate in a prevention program has a positive effect both on the insurance uptake and prevention effort, hence rejecting the existence of crowding-out effects. They also reveal the presence of an advantageous selection on the French long-term care insurance market.

Keywords: economics of aging, health, prevention, retirement, long-term care.



# Résumé

Cette thèse de doctorat porte sur l'économie du vieillissement. Elle étudie plus finement les déterminants des décisions individuelles en termes de départ à la retraite, de prévention santé et de souscription à une offre d'assurance dépendance.

Le Chapitre 1 part du constat que les incitations financières visant à encourager les individus à retarder leurs départs à la retraite ont des effets relativement limités et hétérogènes. Il explore le rôle d'un autre déterminant potentiel de la décision de départ : le biais d'incohérence temporelle. A partir de données d'enquête française, l'analyse économétrique montre que les individus manifestant de l'incohérence temporelle sont bien moins susceptibles de retarder leurs départs à la retraite pour bénéficier d'un bonus de pension (la surcote).

Le Chapitre 2 étudie l'effet causal de la retraite sur les comportements préventifs et à risque au sein des couples. Cet article est le premier à tenir compte de la coordination entre conjoints et des effets d'externalités asymétriques des comportements dans ce type d'évaluation. Les résultats économétriques sur données d'enquête européenne révèlent des effets hétérogènes en fonction des comportements étudiés, mais également du statut de pénibilité de l'emploi avant retraite et de l'ordre des départs à la retraite dans le couple.

Le Chapitre 3 questionne la nature de la relation entre l'effort de prévention et la demande d'assurance pour le risque de dépendance, dans le cadre de l'introduction d'un programme de prévention par un organisme assureur. Les prédictions à l'équilibre d'un modèle théorique d'assurance montrent que le programme de prévention n'engendre pas d'effet de réduction de l'effort d'autoprotection mais a, en revanche, un effet ambigu sur le choix du taux de couverture assurantiel. Les résultats de l'analyse économétrique associée sur données d'enquête française mettent en évidence un effet positif de l'intention de participation au programme sur l'effort de prévention et sur la décision d'assurance, rejetant ainsi l'existence d'effet d'éviction. Ils indiquent également l'existence d'une sélection avantageuse sur le marché de l'assurance dépendance français.

Mots-clés : économie du vieillissement, santé, prévention, retraite, dépendance.



# Table des matières

<b>INTRODUCTION GENERALE .....</b>	<b>1</b>
1. CONTEXTE DEMOGRAPHIQUE ET ENJEUX .....	1
1.1. <i>Une population vieillissante</i> .....	1
1.2. <i>Des enjeux sociétaux</i> .....	3
2. ÉTAT DES LIEUX DES TROIS RISQUES OU ETAPES LIES AU VIEILLISSEMENT : RETRAITE, SANTE ET DEPENDANCE .....	5
2.1. <i>La retraite</i> .....	5
2.1.1. Le système de retraite français et son solde financier .....	6
2.1.2. Le financement d'un régime de retraite dans une approche d'équité actuarielle .....	8
2.1.3. Les modèles théoriques de départ à la retraite .....	9
2.1.4. La réalité des comportements de départ à la retraite .....	12
2.2. <i>Santé et prévention</i> .....	14
2.2.1. Le système de santé français et les politiques de prévention .....	14
2.2.2. Définition de la prévention .....	16
2.2.3. Les modèles théoriques pour la santé et la prévention .....	18
2.2.4. Principaux comportements préventifs et analyses économétriques .....	22
2.2.5. Favoriser une bonne hygiène de vie par les programmes de prévention .....	25
2.3. <i>La dépendance</i> .....	26
2.3.1. Définition, mesure et faits stylisés .....	26
2.3.2. Un financement partagé entre le secteur public et le secteur privé .....	28
2.3.3. Les freins au développement du marché de l'assurance dépendance .....	30
2.3.4. Les modèles théoriques pour le risque de dépendance .....	34
3. AU-DELA DE LA THEORIE ECONOMIQUE STANDARD .....	36
3.1. <i>L'apport de l'économie comportementale</i> .....	37
3.1.1. Hyper-rationalité vs Rationalité limitée .....	37
3.1.2. L'incohérence temporelle .....	39
3.2. <i>Les interactions sociales</i> .....	41
3.3. <i>Les outils de la microéconométrie appliquée</i> .....	43

4.	RESUME DE LA THESE ET DES PRINCIPALES CONTRIBUTIONS.....	47
5.	REFERENCES.....	53

**I - TIME INCONSISTENCY AND DELAYED RETIREMENT  
DECISION: THE FRENCH PENSION BONUS.....67**

1.	INTRODUCTION.....	68
2.	INSTITUTIONAL BACKGROUND AND LITERATURE.....	69
2.1.	<i>French Pension System.....</i>	69
2.2.	<i>Financial Incentives, ex post Evaluations and Behavioural Underlying Factors</i>	72
3.	DATA AND SUMMARY STATISTICS.....	76
3.1.	<i>The Data.....</i>	76
3.2.	<i>Ordinal synthetic scores for time and risk preferences.....</i>	79
3.3.	<i>Descriptive analysis.....</i>	82
4.	ECONOMETRIC ANALYSIS.....	85
4.1.	<i>Econometric strategy.....</i>	85
4.2.	<i>Econometric Results.....</i>	88
4.2.1.	<i>Main Results.....</i>	88
4.2.2.	<i>The Effects of Time Inconsistency and Knowledge.....</i>	92
4.2.3.	<i>Other Covariates Results.....</i>	95
5.	CONCLUSION.....	96
6.	REFERENCES.....	98
7.	APPENDICES.....	102

**II - BEYOND THE DIRECT IMPACT OF RETIREMENT:  
COORDINATION BY COUPLES IN PREVENTIVE AND RISKY  
BEHAVIORS.....105**

1.	INTRODUCTION.....	106
2.	RELEVANT LITERATURE.....	109
3.	DATA AND SUMMARY STATISTICS.....	112
3.1.	<i>SHARE survey data and the analysis sample.....</i>	112
3.2.	<i>Outcomes Variables and Descriptive Evidences.....</i>	114
4.	THE ECONOMETRIC STRATEGY.....	118
4.1.	<i>A Fuzzy RD Design.....</i>	118
4.2.	<i>Discontinuity in the Retirement Rate and Validity Checks.....</i>	123
5.	ECONOMETRIC RESULTS.....	125
5.1.	<i>The Instruments.....</i>	125
5.2.	<i>Direct and Spillover Effects of Retirement.....</i>	126

5.3. <i>Sources of Heterogeneity</i> .....	130
6.   ROBUSTNESS CHECKS.....	135
7.   CONCLUSION .....	136
8.   REFERENCES.....	139
9.   APPENDICES .....	145
<b>III - PREVENTION PROGRAMS AND ADVANTAGEOUS SELECTION: EVIDENCE FOR LONG-TERM CARE INSURANCE .....</b>	<b>155</b>
1.   INTRODUCTION.....	156
2.   THEORETICAL MODEL.....	162
3.   THE DATA.....	165
4.   THE ECONOMETRIC STRATEGY.....	168
5.   ECONOMETRIC RESULTS .....	179
5.1. <i>Main results</i> .....	179
5.2. <i>Other covariate results</i> .....	181
6.   CONCLUSION .....	183
7.   REFERENCES.....	185
8.   APPENDICES .....	190
<b>CONCLUSION GENERALE .....</b>	<b>195</b>
REFERENCES .....	204





# Introduction générale

## 1. Contexte démographique et enjeux

### 1.1. Une population vieillissante

En juin 2019, Jean-Paul Delevoye, Haut-Commissaire à la réforme des retraites, remettait un rapport au Premier ministre, contenant plusieurs propositions en vue de l'élaboration d'une réforme des retraites en France<sup>1</sup>. Cette réforme, voulue par le président de la République française Emmanuel Macron, a pour but de transformer le système actuel en un régime universel de retraite par points, dont le barème s'applique à tous, notamment pour assurer une meilleure lisibilité. Avant tout, la priorité est la création d'un barème permettant d'assurer durablement la soutenabilité financière du système, en étant moins sensible au cycle économique et en s'adaptant à l'évolution démographique. Cette réforme<sup>2</sup> succéderait toutefois à sept autres réformes ou ajustement menés depuis 1993, ayant globalement suivi les mêmes objectifs (COR, 2016).

De même, en mars 2019 paraissait le rapport Libault, fruit d'une concertation nationale, offrant plusieurs pistes en vue d'une prochaine réforme pour le risque de perte d'autonomie. De nouveau, si les propositions visent à simplifier la prise en charge ou diminuer le reste à charge pour les ménages, l'accent est également mis sur l'adaptation du système de protection sociale face au défi de l'évolution démographique.

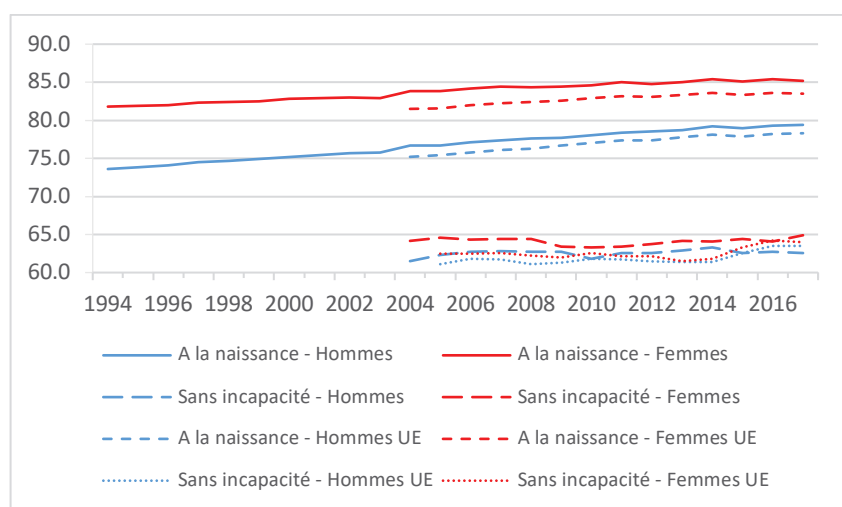
---

<sup>1</sup> Voir Delevoye (2019)

<sup>2</sup> A l'écriture de ces lignes, le projet de loi issu de ce rapport est actuellement examiné par les députés à l'Assemblée Nationale (Février 2020).

Suivant la tendance observée dans nombre de pays de l'OCDE, l'espérance de vie à la naissance en France a significativement augmenté ces dernières décennies (Figure 1). Pour les hommes, elle est passée de 73,6 ans en 1994 à 79,4 ans en 2017, soit un gain de presque 6 ans. De même, pour les femmes, elle est passée de 81,8 ans à 85,2 ans, soit un gain de 3,4 ans. Tous sexes confondus, cette espérance de vie est par ailleurs supérieure à celle observée en moyenne dans les pays de l'Union européenne. Cette bonne nouvelle cache néanmoins deux réalités. D'abord, l'espérance de vie en bonne santé (ou sans incapacité) ne progresse pas à la même vitesse. Sur la période 2004-2017, elle a augmenté de 1,1 an pour les hommes et 0,7 an pour les femmes. Ainsi, une part significative de l'augmentation de la durée de vie se produit en mauvaise santé. D'autre part, l'espérance de vie en bonne santé a augmenté à un rythme inférieur à celui observé en moyenne dans l'Union européenne ; si bien qu'elle est à peine supérieure pour les femmes, et même inférieure pour les hommes, en comparaison des autres pays européens. Enfin, les âges moyens de départ à la retraite n'ont pas progressé au même rythme que l'espérance de vie. Ainsi, l'espérance de vie à la retraite dans les pays de l'Union européenne a significativement augmenté depuis 1970, passant de 14,5 ans à 22,5 ans pour les femmes, et de 10,5 ans à 17,8 ans pour les hommes en 2018 (OECD, 2019a).

**Figure 1. Espérance de vie et espérance de vie sans incapacité en France et en UE**



Source : INSEE (2019a, 2019b).

Ces faits stylisés traduisent le basculement des vieilles économies vers des sociétés du grand âge. Au regard de la pyramide des âges (INSEE, 2016), la proportion des individus de 60 ans et plus dans la population française est passée de 18,9 % en 1990 à 26,2 % en 2020. Cette tendance devrait d'ailleurs se confirmer à long terme. A l'horizon 2070, les projections de population montrent que la population totale ne devrait augmenter que de 9 millions d'individus, mais que la part des 60 ans et plus serait alors de 34,5 %. Cette évolution entraîne dès lors de nouveaux enjeux pour le système de protection sociale.

## **1.2. Des enjeux sociétaux**

Depuis 1990, l'évolution démographique a eu pour conséquence d'augmenter significativement les dépenses de protection sociale pour trois risques ou « étapes » liés au vieillissement : la retraite, la santé et la dépendance (Figure 2). Ces dépenses ont augmenté de 3,7 points de PIB pour les retraites, 3,3 points pour la santé<sup>3</sup> et 0,8 point pour la dépendance. De même, au regard des projections, cette tendance va se confirmer dans les prochaines années. Les dépenses totales devraient s'établir en 2030 à 15,4 % du PIB pour les retraites et à 13,1 % du PIB pour la santé (OECD, 2019a, 2019b). S'agissant de la dépendance, les projections de l'OCDE estiment que les dépenses devraient s'établir à environ 2,5 % du PIB en 2050.

Dans un système comme celui de la France, dans lequel les dépenses sont mutualisées ou socialisées<sup>4</sup>, ces évolutions représentent des enjeux sociétaux. En effet, les dépenses sont presque totalement assurées par l'État, les départements ou la Sécurité sociale (DREES, 2019a). Cette dernière, créée par les ordonnances du 4 et 19 octobre 1945, constitue un système national et obligatoire, reposant sur la solidarité, qui vise à protéger les citoyens contre plusieurs

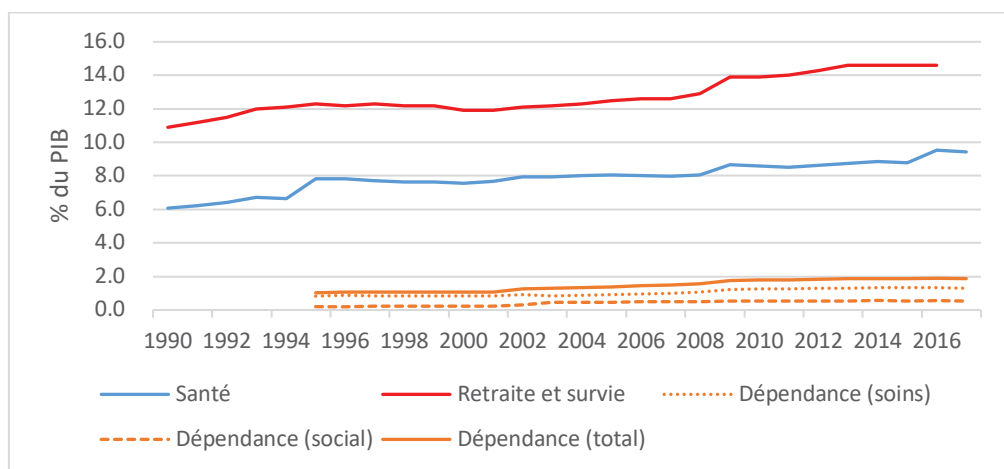
---

<sup>3</sup> La hausse des dépenses publiques de santé ne peut totalement être imputable au vieillissement de la population. Toutefois, plusieurs études montrent que l'augmentation de l'espérance de vie accroît les dépenses liées aux affections de longue durée (ALD) (Grangier, 2018 ; Grangier et al., 2017).

<sup>4</sup> La différence tient au fait que pour les dépenses mutualisées, tous les individus « supportent » une part du risque par le versement préalable d'une cotisation, c'est-à-dire par les cotisations sociales. A l'inverse, les dépenses socialisées sont financées par l'impôt, et si la prestation est un droit pour certains individus, le risque n'est alors pas mutualisé.

« risques » de l'existence. Elle est organisée en plusieurs « branches » (e.g. la branche retraite/survie et la branche maladie) dont les prestations prennent la forme de versements ou remboursements suivant le risque assuré<sup>5</sup>. Ses recettes provenant principalement des cotisations sociales, la hausse mécanique du ratio de dépendance démographique des personnes âgées<sup>6</sup> contribue au déficit structurel de la Sécurité sociale, avec une dette aujourd'hui estimée à environ 105 milliards d'euros, soit 4,5 % du PIB (DSS, 2019).

**Figure 2. Les dépenses de protection sociale pour la retraite, la santé et la dépendance en France de 1990 à 2017**



Notes : pour la dépendance, conformément au classement de l'OCDE, les dépenses de soins comprennent les soins infirmiers et les services à la personne, englobant les soins palliatifs et la prise en charge en établissement ou à domicile. Le volet social des dépenses correspond à l'aide aux activités instrumentales de la vie quotidienne. Source : DREES (2019b), OECD (2019c).

Assurer la viabilité financière du système de protection sociale semble crucial puisque reposant sur la solidarité intergénérationnelle. A cet égard, plusieurs enquêtes dévoilent des signes d'inquiétudes dans la population française. A partir d'une enquête menée par Arrondel, Masson et Soulat (2013), 74 % des sondés expriment une inquiétude quant au devenir du système de retraite français et 52 % quant à leurs propres retraites dans le futur. De même, le panorama de la société de l'OECD (2019d) révèle que les principales inquiétudes exprimées par les individus quant aux risques de long terme concernent la sécurité financière pendant la

<sup>5</sup> La définition du mot risque est ici à prendre au sens large. Si la retraite n'est pas un risque au sens strict du terme, lié à un aléa, elle constitue par contre un « risque » de diminution significative de revenus.

<sup>6</sup> Selon l'OCDE, il est défini comme « le nombre de personnes âgées de 65 ans et plus pour 100 personnes d'âge actif, à savoir les personnes âgées de 20 à 64 ans » (OECD, 2019a).

vieillesse et le futur statut économique des enfants. Ce panorama indique par contre que les Français sont attachés au rôle de l'État puisque 71,4 % des individus déclarent que l'action de ce dernier pour assurer leur sécurité économique et sociale doit être maintenue, voire renforcée.

Au-delà, le besoin de financement questionne quant aux possibilités de recettes supplémentaires alors que l'augmentation des cotisations sociales irait à l'encontre des objectifs des politiques de l'emploi. De plus, l'aide de la famille en dernier ressort semble difficilement mobilisable puisque le nombre d'enfants a diminué pour s'établir en 2016 à 1,7 enfant par femme. Cette baisse attendue du nombre d'aidants potentiels est toutefois à relativiser. Fontaine, Gramain et Wittwer (2007) montrent notamment que l'aide informelle potentielle n'augmente pas nécessairement avec le nombre d'enfants. Reste qu'envisager de faire reposer une partie du coût (monétaire ou non monétaire) sur le pilier familial ne serait pas sans conséquence pour les aidants potentiels, en particulier pour les enfants. Ces derniers disposeraient d'un revenu moindre, supporteraient un poids psychologique ou devraient baisser leurs offres de travail (Colombo et al., 2011).

## **2. État des lieux des trois risques ou étapes liés au vieillissement : retraite, santé et dépendance**

### **2.1. La retraite**

Cette section a pour objet de présenter le premier « risque » lié à l'évolution démographique : la retraite. Elle décrira d'abord brièvement le système de retraite français et abordera la question d'assurer son financement dans le long terme. Seront ensuite présentés les principaux modèles théoriques de choix de départ à la retraite avant de les confronter à la réalité des comportements et aux conclusions des analyses économétriques quant à l'impact des incitations financières visant à retarder l'âge effectif de départ.

### ***2.1.1. Le système de retraite français et son solde financier***

Le système de retraite français obligatoire est un système par répartition dans lequel les cotisations des actifs paient les pensions des retraités. Il est composé de plusieurs régimes de base qui couvrent tous les secteurs, en annuités, et de régimes complémentaires, en points. Un régime en annuités se définit comme un régime dans lequel la pension de retraite est calculée en fonction des revenus d'activités et de la durée de carrière de l'assuré (COR, 2018). La pension « de base » dépend alors d'un taux d'annuité (i.e. le rapport entre le taux de liquidation et une durée d'assurance de référence), du salaire de référence<sup>7</sup> et de la durée d'assurance. En pratique, le salaire de référence est multiplié par un taux (0,5) puis par le coefficient de « proratisation », défini comme le ratio du nombre de trimestres validés sur le nombre de trimestres de référence. Ainsi le régime de retraite fixe une durée d'assurance de référence, i.e. un nombre de trimestres pour chaque génération, régulièrement réévalué par les réformes (COR, 2016). Toutefois, le système français a également implémenté un barème de décote et surcote par rapport à un âge de référence (appelé âge d'annulation de la décote) couplé à la durée de référence. Un individu peut liquider sa retraite à partir de l'âge légal mais sa pension de base, décrite ci-dessus, est alors diminuée de 1,25 % par trimestre manquant pour atteindre le nombre de trimestres de référence ou l'âge d'annulation de la décote<sup>8</sup>. Donc, si l'assuré atteint soit le nombre de trimestres de référence, soit l'âge d'annulation de la décote, sa pension effective correspondra à sa pension de base. La surcote, introduite par la réforme Fillon en 2003, vise à encourager les individus à retarder leurs départs à la retraite. Conditionnellement au fait d'avoir validé le nombre de trimestres nécessaire pour le taux plein, l'individu peut augmenter sa pension de 1,25 % pour chaque trimestre additionnel travaillé au-delà de l'âge légal minimal de départ. Un résumé du barème de décote et surcote figure dans le tableau 1.

---

<sup>7</sup> Par exemple, le salaire annuel moyen pour les 25 meilleures années de carrière pour le régime général des salariés.

<sup>8</sup> Le système retient le plus favorable pour l'assuré. Ainsi, l'assuré partant avant d'avoir atteint le nombre de trimestres nécessaire pour taux plein et également avant d'avoir atteint l'âge d'annulation de la décote se voit infliger une « double peine » : sa pension de retraite effective est d'abord réduite par le mécanisme de proratisation puis par la décote.

**Tableau 1. Taux de décote et surcote en fonction de l'âge et de la durée de référence**

Durée/âge (en années)	A <sub>5</sub> (âge légal)	A <sub>4</sub>	A <sub>3</sub>	A <sub>2</sub>	A <sub>1</sub>	A <sub>0</sub> (annulation de la décote)	A <sub>+1</sub>	A <sub>+2</sub>	A <sub>+3</sub>
D <sub>-3</sub>	-15%	-15%	-15%	-10%	-5%	0%	0%	0%	0%
D <sub>-2</sub>	-10%	-10%	-10%	-10%	-5%	0%	0%	0%	0%
D <sub>-1</sub>	-5%	-5%	-5%	-5%	-5%	0%	0%	0%	0%
D <sub>0</sub> (référence)	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
D <sub>+1</sub>	0%	+5%	+5%	+5%	+5%	+5%	+5%	+5%	+5%
D <sub>+2</sub>	0%	+5%	+10%	+10%	+10%	+10%	+10%	+10%	+10%
D <sub>+3</sub>	0%	+5%	+10%	+15%	+15%	+15%	+15%	+15%	+15%

Source : COR (2011b)

Cependant, il faut noter plusieurs exceptions à ce cas de figure. D'abord, la réforme de 2003 a également introduit le dispositif « départ anticipé pour carrière longue ». Un individu ayant commencé à travailler très tôt et ayant contribué une durée plus importante que la durée de référence peut partir sans décote avant l'âge légal. C'est aussi le cas pour les individus ne pouvant continuer à travailler en raison de problèmes sévères de santé ou de handicap. Enfin, une pension minimale est garantie pour les individus qui ont cotisé un petit nombre de trimestres ou qui ont peu participé au marché du travail<sup>9</sup>.

D'après le Conseil d'Orientation des Retraites (COR, 2019a, 2019b), le solde financier du système de retraite français est négatif depuis 2007, mais il est aujourd'hui presque à l'équilibre : le besoin de financement est estimé à 0,1 % du PIB en 2018. Néanmoins, les projections montrent que ce solde devrait se creuser à nouveau dans les prochaines années et que le système retrouverait l'équilibre après 2040, et ce, uniquement avec des hypothèses favorables de croissance (1,8 %). Par ailleurs, la soutenabilité financière a principalement été assurée ces dernières décennies par la baisse relative du niveau des pensions, augmentant moins rapidement que les salaires. Pour garantir la soutenabilité financière du système de retraite, on

<sup>9</sup> Un détail des règles de départ à la retraite pourra être trouvé dans DREES (2019c).



peut alors chercher à financer le régime dans une approche d'équité actuarielle, en s'intéressant à un autre pilier du pilotage : l'âge effectif moyen de départ à la retraite.

### ***2.1.2. Le financement d'un régime de retraite dans une approche d'équité actuarielle***

Pour un régime de retraite, un barème assurant l'équité actuarielle « à la marge » garantit qu'une « modification de l'âge individuel de liquidation de la pension n'a pas d'incidence financière pour le régime en valeur actualisée » (COR, 2011b). Des taux de minoration et majoration « actuariellement neutres » peuvent être calculés afin qu'une variation de l'âge individuel de départ autour d'un âge de référence n'ait pas d'impact sur la situation financière du régime en valeur actualisée, cette dernière pouvant être déficitaire ou excédentaire<sup>10</sup>. Mais ces taux de minoration et majoration actuariellement neutres restent théoriques et peuvent difficilement être appliqués dans la réalité. D'abord, ces derniers seraient définis uniquement par rapport à un âge de référence alors qu'un barème peut également prendre en compte la durée d'assurance, comme c'est actuellement le cas dans les régimes en annuités français. Ensuite, ces taux s'appliqueraient à l'ensemble des individus et supposeraient que ces derniers soient globalement homogènes. Or, les individus avec une plus grande espérance de vie seraient incités à retarder leurs départs pour recevoir durant plus de temps une pension plus importante, non sans conséquence pour l'équilibre financier. Enfin, la conception d'un barème peut également suivre d'autres objectifs que la neutralité actuarielle. Le système doit offrir une certaine « liberté de choix » aux individus en créant cette fois-ci un barème qui les laisserait globalement indifférents entre partir plus tôt ou plus tard. Ceci nécessiterait de prendre en compte les préférences des individus qui dépendent forcément d'autres facteurs que de l'aspect financier. Ne pas tenir compte de ces préférences peut mener à l'existence d'effets d'aubaine : un individu décidant de retarder son départ pour des raisons non financières serait de toute façon

---

<sup>10</sup> L'équité actuarielle « à la marge » doit être distinguée de l'équité actuarielle « en niveau » qui correspond à une situation dans laquelle les cotisations reçues pendant la période active égalisent, en valeur actualisée, les pensions versées durant toute la période de la retraite.

parti plus tard, et ce, même en absence d'incitation monétaire. Pour toutes ces raisons, il est nécessaire de comprendre les décisions de départ et de quelle manière les individus répondent aux incitations financières visant à les encourager à retarder leurs départs. A ce titre, la théorie économique offre quelques pistes pour comprendre ces phénomènes.

### ***2.1.3. Les modèles théoriques de départ à la retraite***

Il existe plusieurs modèles dans la littérature théorique visant à étudier les décisions de départ à la retraite<sup>11</sup> mais le plus notoire est le modèle structurel à valeur d'option de Stock et Wise (1990). Dans ce dernier, les décisions de quitter le marché du travail et de partir à la retraite sont confondues et irréversibles de telle sorte que l'individu ne travaillera plus pour le restant de sa vie. Si l'individu décide de continuer à travailler, il « sauvegarde » l'option de pouvoir partir à la retraite plus tardivement. À une année  $t$ , la valeur actualisée de l'utilité de l'individu, liquidant sa pension en année  $r > t$  pour le restant de sa vie s'exprime comme :

$$V_t(r) = \sum_{i=t}^{r-1} \beta^{i-t} U_W(Y_i) + \sum_{i=r}^T \beta^{i-t} U_R(P_i(r))$$

où  $U_W$  représente l'utilité lorsqu'il travaille et perçoit le salaire  $Y$ , et  $U_r$  représente l'utilité lorsqu'il est retraité et perçoit la pension  $P$ , dont le montant dépend donc de l'année de départ à la retraite  $r$ . Les flux futurs d'utilité sont actualisés à partir du facteur d'escompte  $\beta$ , représentant la préférence pour le présent. La durée de vie est exogène de telle sorte que l'individu décèdera de manière sûre en année  $T$ .

A partir de cette fonction, l'individu est supposé comparer l'espérance d'utilité actualisée s'il part à la retraite immédiatement, en année  $t$  (i.e.  $t = r$ ), avec la plus grande valeur d'espérance d'utilité actualisée, évaluée pour tous les âges possibles de départ dans le futur (i.e.  $t < r$ ). Avec  $E_t V_t(t)$  l'espérance d'utilité actualisée s'il partait à la retraite immédiatement et  $E_t V_t(r^*)$  la plus grande utilité espérée actualisée, déterminée pour l'âge

---

<sup>11</sup> Une brève présentation des modèles existants peut être trouvée dans Belloni (2008).

optimal  $r^*$ , l'individu calcule :

$$B_t(r^*) = E_t V_t(r^*) - E_t V_t(t)$$

et décidera donc de continuer à travailler si le gain espéré de retarder son départ à la retraite  $B_t(r^*) \geq 0$ .

Il est nécessaire d'apporter quelques explications supplémentaires. D'abord, l'utilité est espérée puisque l'individu évalue ces valeurs en tenant compte de l'information dont il dispose à l'instant  $t$ , qui est imparfaite. La qualité de l'information est supposée croissante avec le temps et l'individu réévaluera ces valeurs à chaque nouvelle période (s'il décide de retarder son départ) en tenant compte de l'information supplémentaire. Le modèle est donc dynamique (incorporation de la nouvelle information dans le calcul à la prochaine période) et modélise les comportements d'agents supposés « tournés vers l'avenir » puisqu'il considère l'ensemble des épisodes jusqu'à la mort de l'individu. De plus, les auteurs considèrent des fonctions d'utilité avec une aversion pour le risque relatif constante et prennent ainsi en compte deux préférences individuelles : la préférence pour le présent et l'aversion pour le risque.

Le modèle précédent suppose toutefois que les individus prennent leurs décisions de départ à la retraite dans un cadre purement individuel alors que plusieurs études ont montré que les couples avaient tendance à prendre leurs décisions de manière coordonnée (Coile, 2004 ; Hurd, 1990 ; Legendre, Pedrant et Sabatier, 2018). Gustman et Steinmeier (2000) ont développé un modèle théorique pour expliquer cette « coordination » entre conjoints. Puisque chaque individu peut avoir ses propres intérêts, du fait notamment de sources de revenus indépendantes provenant du travail ou de la retraite, chaque membre du couple est caractérisé par sa propre fonction d'utilité. Pour la femme, elle est définie telle que :

$$U_f = \sum_{t=0}^T \left[ \frac{1}{\alpha} C_t^\alpha + e^{(X_t^f \beta_f + \gamma_f L_t^h + \varepsilon_f)} L_t^f \right]$$

et celle de l'homme est l'exacte symétrique :

$$U_h = \sum_{t=0}^T \left[ \frac{1}{\alpha} C_t^\alpha + e^{(X_t^h \beta_h + \gamma_h L_t^f + \varepsilon_h)} L_t^h \right].$$

Dans ces fonctions d'utilité,  $C_t$  est la consommation familiale,  $L_t^f$  et  $L_t^h$  sont respectivement le loisir de la femme et le loisir de l'homme (égaux à 0 s'ils travaillent, 1 s'ils sont retraités),  $t$  le temps depuis la formation du couple et  $T$  la durée de vie attendue des deux conjoints. Les termes  $e^{(X_t^f \beta_f + \gamma_f L_t^h + \varepsilon_f)}$  et  $e^{(X_t^h \beta_h + \gamma_h L_t^f + \varepsilon_h)}$  représentent respectivement les valeurs relatives de la retraite pour la femme et pour l'homme. Ces valeurs dépendent de caractéristiques individuelles observables  $X_t^j$  telles que l'âge ou l'état de santé, mais également du statut de retraite du second conjoint. Les termes  $\alpha$  ( $> 0$ ),  $\beta_f$ ,  $\beta_h$ ,  $\gamma_f$  et  $\gamma_h$  sont des paramètres associés à ces différents déterminants de la fonction d'utilité, estimés par maximum de vraisemblance. Les effets fixes individuels  $\varepsilon_f$  et  $\varepsilon_h$  sont les valeurs relatives de la retraite pour différentes femmes et différents hommes. Ils représentent des préférences individuelles de telle sorte que plus la valeur est importante, plus l'individu valorise la retraite et donc quittera le marché du travail précocement. Les deux membres du couple maximisent leurs utilités sous contrainte de budget qui prend en compte l'ensemble des ressources du ménage :

$$\sum_{t=0}^T \delta^t C_t = Y$$

avec  $Y$  les ressources provenant des salaires lorsque les individus travaillent ou des pensions lorsqu'ils sont retraités, et  $\delta^t$  le facteur d'actualisation.

Il est de nouveau nécessaire d'apporter quelques explications. D'abord, dans chaque fonction d'utilité, la consommation n'est pas la consommation individuelle mais bien la consommation totale du couple. Un conjoint valorise donc la consommation du second conjoint.

Ensuite, deux facteurs peuvent expliquer que les couples partent à la retraite ensemble, ou à minima coordonnent leurs décisions. Premièrement, le statut d'un conjoint peut affecter directement la valeur relative de la retraite du second conjoint<sup>12</sup>. Deuxièmement, les effets fixes individuels  $\varepsilon_f$  et  $\varepsilon_h$  peuvent être corrélés (i.e. les deux membres du couple peuvent partager les mêmes préférences).

Les auteurs estiment les paramètres du modèle à partir de données d'enquête aux États-Unis et mettent en évidence que la retraite de la femme augmente significativement la valeur de la retraite pour l'homme. Autrement dit, l'homme valorise d'autant plus sa retraite que sa femme est également à la retraite. À l'inverse, la retraite de l'homme n'a qu'un impact (positif) limité pour la femme. De plus, la corrélation entre les effets fixes individuels est significative et positive, prouvant que les individus partagent bel et bien des préférences communes. Enfin, des résultats additionnels par simulations montrent que la retraite coordonnée du couple ne s'explique pas par le partage de budget mais par les préférences individuelles, en particulier, la préférence pour le loisir partagé.

#### ***2.1.4. La réalité des comportements de départ à la retraite***

Les faits stylisés tendent à confirmer l'impact des préférences individuelles dans les comportements de départ. Entre 2015 et 2016, d'après l'enquête « motivations de départ à la retraite » de la DREES (DREES, 2019c), 71,8% des individus sont partis « dès que possible », manifestant le rôle des préférences inter-temporelles dans cette décision. Par contre, les chiffres semblent remettre en cause l'hypothèse d'hyper-rationalité des agents, avec des départs à la retraite principalement focalisés autour de l'âge légal ou de l'âge d'annulation de la décote (COR, 2019a). Par conséquent, les âges légaux constituent des références, pouvant être considérés comme la manifestation d'une norme sociale (Settersten et Hagestad, 1996) ou d'une aversion pour les pertes (Behaghel et Blau, 2012).

---

<sup>12</sup> e.g. l'inclusion de  $L_t^h$  dans la fonction d'utilité de la femme.

Les individus semblent également peu informés des règles officielles de départ. De nouveau, l'enquête « motivations de départ à la retraite » (DREES, 2019c) montre que si les nouveaux retraités ont une bonne connaissance du taux plein, ils sont par contre 35 % (respectivement 42 %) à ne pas savoir ce qu'est la décote (la surcote). Un sondage OpinionWay pour les régimes Agirc-Arrco (2019) révèle que parmi les 50-64 ans, 34 % seulement déclarent « savoir exactement où ils en sont » concernant les modalités de leurs départs à la retraite (âge de départ, montant de la pension). Il paraît difficile d'améliorer cette situation. Le document « bilan »<sup>13</sup> envoyé aux futurs retraités de plus de 55 ans, pour les informer de leurs droits, semble avoir un impact uniquement sur les personnes à hauts revenus qui ont initialement mieux préparé leurs départs (El Mekkaoui-De Freitas et Legendre, 2015).

L'ensemble des points précédents permettent d'expliquer pourquoi de nombreuses évaluations économétriques trouvent un impact positif des incitations financières sur les départs individuels mais qu'il est relativement limité et fortement hétérogène. Pour exemple, Chan et Stevens (2008) montrent que l'effet global des incitations sur les départs provient presque entièrement des individus informés des règles institutionnelles. Benallah (2011) estime que l'introduction de la surcote en 2003 a augmenté la probabilité d'être en emploi après 60 ans de 16 %. Toutefois, du fait des aléas de carrières des femmes, elles bénéficient moins de ce dispositif. De même, puisque le critère d'éligibilité est la durée d'assurance, la surcote profite uniquement aux individus ayant une carrière longue. Selon Mastrobuoni (2009), aux États-Unis, une augmentation de deux mois de l'âge du taux plein<sup>14</sup> n'augmente l'âge moyen de départ que d'un mois. D'ailleurs, ce report de l'âge de liquidation ne se fait pas forcément en continuant de travailler. En Autriche, les résultats de Staubli et Zweimüller (2013) indiquent qu'à la suite d'une augmentation de l'âge légal de départ, les individus en mauvaise santé et

---

<sup>13</sup> Ce document récapitulatif, appelé « Estimation indicative Globale (EIG) », contient une synthèse des droits acquis auprès des régimes de retraite, accompagnée d'une estimation de la pension pour différents âges possibles de départ.

<sup>14</sup> Bien que les systèmes de retraite soient différents, l'âge du taux plein est entendu ici comme l'âge auquel s'annule la minoration de pension.

avec un revenu limité ont comblé l'écart par les allocations chômage. En Allemagne, l'introduction d'une minoration de pension pour les femmes a induit un déplacement des périodes de chômage vers des âges plus avancés (Engels, Geyer et Haan, 2017). Sans provoquer de chômage supplémentaire, tout en restant globalement efficace, ce type de mesures amènerait certains individus à utiliser le chômage comme passerelle vers la retraite.

## **2.2. Santé et prévention**

Cette section a pour objet de présenter le deuxième risque lié à l'évolution démographique : la santé. Elle abordera ce risque sous l'angle principal de la prévention. Seront décrits en premier lieu le système de santé français puis les différentes définitions de la prévention. Ensuite, une présentation des principaux modèles théoriques précédera une revue de littérature des études portant sur les comportements préventifs et sur leurs interactions avec l'assurance et les soins curatifs. Enfin, le rôle des organismes assureurs sera abordé à travers la mise en œuvre de programmes de prévention.

### ***2.2.1. Le système de santé français et les politiques de prévention***

En 2018, les dépenses courantes de santé sont évaluées en France à 275,9 milliards d'euros. Parmi ces dépenses, 80% sont financées par le système public. Ce dernier repose d'abord sur la Sécurité sociale, pour laquelle la branche dédiée au « risque maladie » contribue pour 78,1% du financement de la consommation de soins et de biens médicaux (CSBM). A ce premier pilier, public, se joint la part des organismes complémentaires privés (sociétés d'assurances, mutuelles ou institutions de prévoyance) qui assurent 13,4% de ces dépenses avec un reste à charge final de 7% pour les ménages (DREES, 2019d). Alors que la prévention institutionnelle ne représente que 2,2% des dépenses courantes de santé, l'évolution de la CSBM montre que le système actuel est tourné vers une vision curative de la santé. Estimée à environ 169 milliards d'euros en 2009, elle a augmenté de presque 20% pour s'établir à 203 milliards en 2018. Cependant, l'espérance de vie française sans incapacité est inférieure à la

moyenne européenne, et la part des maladies non transmissibles (MNT) au sein des principales causes de mortalités est en forte hausse<sup>15</sup>. Les politiques publiques s'orientent donc vers une vision préventive de la santé (Bourdillon, 2009). Par exemple, la Stratégie Nationale de santé 2018-2020 considère la prévention comme l'un des objectifs principaux à suivre pour les prochaines années en « mettant en place une politique de promotion de la santé, incluant la prévention, dans tous les milieux et tout au long de la vie ». S'inscrivant dans cette stratégie, le plan « Priorité prévention », premier Plan National de Santé Publique (PNSP), propose 25 mesures pour réduire principalement les comportements à risque (tabac, alcool, etc.) ou encore promouvoir la vaccination antigrippale généralisée.

Les politiques de santé tendent à associer les organismes complémentaires à cet effort. La loi relative à la sécurisation de l'emploi du 13 juin 2013 généralise l'accord national interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2013. Depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2016, tous les employeurs de droit privé se doivent de proposer une offre de complémentaire santé d'entreprise à leurs salariés, avec un panier minimal de garanties fixé par décret. Si cette loi a pour principal objectif de généraliser la complémentaire santé d'entreprise, elle permet également d'encourager des actions de prévention, par la possibilité pour les branches professionnelles de recommander un organisme assureur pour les entreprises du secteur (DREES, 2019e). Dans ce dernier cas, l'offre de complémentaire santé proposée aux salariés par cet organisme assureur doit présenter « un haut degré de solidarité », en affectant au minimum 2% de la prime au financement d'actions de solidarité ou de prévention<sup>16</sup>. Reste qu'il est nécessaire de caractériser ce qu'est la prévention, alors que les experts de santé publique et les économistes utilisent des termes et des approches différents pour définir cette dernière.

---

<sup>15</sup> D'après l'OMS (2019), les maladies non transmissibles représentent 71% des décès dans le monde. A ce titre, les maladies cardiovasculaires, les cancers, les maladies respiratoires et le diabète comptent pour plus de 80% des décès prématurés. Voir également GBD 2017 Causes of Death Collaborators (2018) et OECD (2019b).

<sup>16</sup> Voir l'article 1 du décret n° 2014-1498 du 11 décembre 2014 relatif aux garanties collectives présentant le degré élevé de solidarité. Voir également le bilan de la loi de sécurisation de l'emploi du 14 juin 2013 par le Ministère du Travail, de l'Emploi, de la Formation professionnelle et du Dialogue social (2015).



### 2.2.2. Définition de la prévention

La prévention est définie par l'OMS comme étant « l'ensemble des mesures visant à éviter ou réduire le nombre et la gravité des maladies, des accidents et des handicaps ». Trois types de prévention sont alors définis (Flageolet, 2008 ; Kenkel, 2000), en fonction des états successifs de la maladie<sup>17</sup> :

- **La prévention primaire** : « ensemble des actes visant à diminuer l'incidence d'une maladie dans une population et à réduire, autant que faire se peut, les risques d'apparition de nouveaux cas ». Elle concerne donc les actions ayant pour objectif de réduire la probabilité associée au risque de maladie (e.g. la vaccination).
- **La prévention secondaire** : elle consiste à « diminuer la prévalence d'une maladie dans une population. Ce stade recouvre les actes destinés à agir au tout début de l'apparition du trouble ou de la pathologie afin de s'opposer à son évolution ou encore pour faire disparaître les facteurs de risque ». Elle concerne donc les actions ayant pour objectifs de détecter le plus rapidement la survenue d'une maladie (e.g. le dépistage), ou au stade précoce, à en limiter les conséquences.
- **La prévention tertiaire** : elle vise à « diminuer la prévalence des incapacités chroniques ou récidives dans une population et réduire les complications, invalidités ou rechutes consécutives à la maladie ». A un stade prononcé de la maladie, elle a donc pour objectifs de limiter les séquelles d'une pathologie ou de son traitement, ainsi qu'éviter les risques de rechute.

En comparaison, les économistes utilisent une définition différente et plus générale de la prévention, basée sur la terminologie de Ehrlich et Becker (1972), distinguant deux types :

---

<sup>17</sup> En 2006, la Haute Autorité de Santé (HAS) distingue la prévention primaire qui « agit en amont de la maladie », la prévention secondaire qui « agit à un stade précoce de son évolution » et la prévention tertiaire qui « agit sur les complications et les risques de récurrence ».

- **L'autoprotection (*self-protection*)** : toute action visant à réduire la probabilité d'occurrence d'un sinistre.
- **L'auto-assurance (*self-insurance*)** : toute action visant à réduire la sévérité d'un sinistre (le montant des dommages), lorsque ce dernier survient.

Contrairement à la définition de la prévention pour les experts de la santé publique, celle des économistes peut s'appliquer pour tout type de risque, en particulier dans le cadre de l'assurance. Il est toutefois possible de rapprocher ces définitions en associant l'autoprotection à la prévention primaire et l'auto-assurance aux préventions secondaire et tertiaire (Dervaux et Eeckhoudt, 2004).

Ces définitions peuvent également être considérées en présence d'asymétrie d'information. En théorie de l'assurance, la relation contractuelle entre l'assureur et l'assuré est une relation d'agence : les intérêts de l'agent (l'assuré) peuvent aller à l'encontre des intérêts du principal (l'assureur) lorsqu'ils ne disposent pas de la même information. En particulier, l'assureur n'observe pas (ou de manière imparfaite) les actions de l'assuré suite à la souscription du contrat alors que la probabilité du sinistre et sa sévérité dépendent directement du comportement de ce dernier (Zweifel et Eisen, 2012). L'assureur ne peut pas dissocier la part de la nature (liée à l'aléa, à la chance) et la part du comportement de l'agent dans le résultat final. Pour l'assuré, puisque l'assurance diminue le coût du sinistre et que son effort (coûteux) n'est pas pris en compte par l'assureur, son comportement (endogène) se traduit par la baisse de l'effort pour prévenir le risque : c'est l'aléa moral (Arrow, 1963 ; Pauly, 1968).

En pratique, la littérature distingue deux types d'aléa moral, qui reposent sur l'aspect de temporalité. Le premier, **l'aléa moral *ex ante***, porte sur l'effort de l'agent avant l'occurrence de l'évènement néfaste. Cet effort peut viser à réduire la probabilité d'occurrence du risque ou sa sinistralité potentielle, et peut donc se référer à l'autoprotection comme à une forme d'auto-

assurance<sup>18</sup>. A l'inverse, l'**aléa moral *ex post*** concerne l'absence d'effort de l'agent après l'occurrence du risque, étant mieux informé de l'état de la nature et du résultat, pour ne pas agir sur la distribution des pertes afin d'obtenir une compensation plus importante (Zweifel et Eisen, 2012). Pour ce dernier type, la littérature en économie de la santé considère les comportements de surconsommation de soins ou l'adoption de technologies curatives plus coûteuses. Pour un même sinistre, l'individu assuré dépense plus que l'individu non assuré. Plus généralement, l'aléa moral *ex post* porte sur le comportement endogène de l'individu suite à la réalisation du risque qui entraîne un coût final fonction de la couverture assurantielle (Dionne et St-Michel, 1991 ; Kenkel, 2000). Pour un risque lié à la santé, en présence d'asymétrie d'information, l'autoprotection peut donc principalement être associée à l'aléa moral *ex ante* et l'auto-assurance à l'aléa moral *ex post* (Bardey, Couffinhal et Grignon, 2003). Ces comportements de prévention ont fait l'objet d'une abondante littérature théorique.

### ***2.2.3. Les modèles théoriques pour la santé et la prévention***

L'un des principaux modèles théoriques étudiant les choix en matière de santé et de prévention est le modèle précurseur de Grossman (1972). S'inspirant de la théorie du capital humain (Becker, 1964), le modèle introduit le concept de capital santé. Ce dernier, contrairement aux autres formes de capital humain, n'affecte pas la productivité mais détermine le temps disponible pour la production de biens marchands ou non marchands (*commodities*)<sup>19</sup>. Dans ce cadre, l'individu hérite d'un capital santé qui se déprécie au cours du temps, à un taux qui s'accroît avec l'âge. À l'inverse, il peut augmenter ce capital par des investissements. La mort survient lorsque le niveau de capital est inférieur à un seuil minimal : l'individu choisit

---

<sup>18</sup> L'exemple courant dans la littérature pour cette forme d'auto-assurance est la présence d'extincteurs dans les bâtiments ou d'airbags dans les voitures. Toutefois, dans le cadre d'un risque lié à la santé, l'aléa moral *ex ante* concerne presque exclusivement l'autoprotection.

<sup>19</sup> Alors que l'investissement en capital humain permet d'accroître la productivité et par conséquent le salaire, le capital santé augmente le temps disponible que l'individu peut consacrer au travail. Mais ce temps disponible peut aussi être consacré à la production de biens non marchands (*commodities*). Ces derniers sont source de satisfaction, et sont « produits » à partir d'une fonction de production du ménage incluant des biens marchands et du temps (Becker, 1965 ; Browning, Chiappori et Weiss, 2014). Par exemple, l'individu produit le bien « visite au musée » par la combinaison des services de transports de la ville, des services d'un guide et du temps consacré à l'activité. Par contre, c'est l'activité en elle-même qui procure une satisfaction à l'individu.

donc sa durée de vie, en absence d'incertitude, en fonction de ses investissements en capital santé.

Comme souligné par Grossman, la santé est envisagée sous un double aspect de consommation et de production. D'une part, les individus sont directement demandeurs de santé (comme bien non marchand), considérée dans la fonction d'utilité comme source de satisfaction. D'autre part, la santé est perçue sous l'angle de la production (ou investissement) comme permettant d'accroître le temps disponible (via la baisse du nombre de jours en mauvaise santé) pour les activités marchandes ou non marchandes<sup>20</sup>. Ainsi, elle est produite à partir d'une fonction de production du ménage qui dépend elle-même du temps disponible et de la consommation de biens médicaux. Par conséquent, elle intègre les activités préventives comme curatives. L'individu maximise alors son utilité actualisée sur toute sa durée de vie et la demande de prévention comme de soins curatifs (l'investissement) est dérivée de la demande de santé. A cet égard, Grossman détermine la décision d'investissement en capital en simplifiant le modèle. Lorsque la santé est uniquement considérée comme bien de production (elle ne procure pas de satisfaction en soi), l'individu investit dans son capital santé jusqu'à ce que ce dernier soit optimal, i.e. lorsque le coût d'opportunité égalise le bénéfice marginal de l'investissement (Kenkel, 2000).

Les prédictions du modèle montrent que, puisque le taux de dépréciation du capital s'accroît avec le temps, l'investissement devrait augmenter avec l'âge. Ensuite, la demande de capital santé et de soins curatifs devrait être positivement corrélée au salaire. Enfin, comme le capital humain augmente l'efficacité de la production de santé (notamment par un meilleur choix des « *inputs* » ou un meilleur bénéfice tiré de ces derniers), le niveau de capital santé devrait être positivement corrélé à l'éducation. Mais les individus pourraient être incités, en contrepartie de la hausse du capital santé liée à une meilleure efficacité de la production, à réduire leurs investissements.

---

<sup>20</sup> Par contre, l'efficacité de l'investissement en capital santé et de la production de bien marchands comme non marchands dépend du niveau de capital humain.

Il existe néanmoins plusieurs limites dans le modèle de Grossman pour étudier les choix en matière de prévention. L'absence de l'incertitude dans le modèle ne permet pas de dissocier les investissements qui relèvent d'un comportement préventif (*ex ante*) de ceux relevant d'une consommation de soins curatifs (*ex post*). De même, cette absence d'incertitude ne permet pas de considérer l'option de s'assurer contre le risque via l'existence d'un marché de l'assurance.

L'existence du risque lié à la santé et du marché assurantiel associé est alors envisagée à partir du second modèle théorique couramment étudié dans la littérature, le modèle d'Ehrlich et Becker (1972). Bien qu'il s'applique, dans un cadre plus général, pour tout type de risque, il permet d'étudier les interactions (arbitrages) entre demande d'assurance et demande de prévention (comportements préventifs). Il prend uniquement en compte les conséquences monétaires, i.e. la perte de revenu associée à l'occurrence du risque de maladie. Formellement, le modèle considère deux états de la nature : l'apparition ou la non-apparition du sinistre. L'individu peut s'assurer en choisissant un certain taux de couverture en contrepartie du versement d'une prime d'assurance. En parallèle, il peut décider d'adopter des comportements de prévention, relevant de l'autoprotection ou de l'auto-assurance. Les deux auteurs étudient donc l'arbitrage entre assurance et autoprotection d'une part, et entre assurance et auto-assurance d'autre part, lorsque l'individu maximise sa fonction d'utilité espérée.

Dans le cas de l'autoprotection, l'effort (coûteux) de l'agent affecte la distribution des probabilités des états du monde mais pas la perte potentielle. Cet effort est par ailleurs observable pour l'assureur, qui l'intègre dans le calcul de la prime. Dans le cas général d'une prime chargée<sup>21</sup>, les auteurs trouvent une indétermination quant à la relation entre autoprotection et assurance. Du fait qu'il est coûteux, l'effort réduit la richesse dans les deux états de la nature en n'affectant pas la perte potentielle, ce qui conduit à deux effets opposés.

---

<sup>21</sup> On distingue la prime chargée de la prime actuarielle (ou prime pure). Cette dernière, calculée pour faire face aux prestations, dépend des caractéristiques du risque et des garanties. L'assureur peut alors appliquer un taux de chargement, notamment pour assurer les frais de gestion ou réaliser des bénéfices (Petauton et Fromenteau, 2012 ; Tosetti et al., 2000).

D'une part, le bénéfice marginal de l'effort baisse puisque l'assurance diminue l'écart de richesse entre les deux états de la nature. D'autre part, l'assurance encourage l'autoprotection étant donné que la prime fixée par l'assureur tient compte de l'effort. L'indétermination est levée dans le cas spécifique d'une prime au voisinage de la prime actuarielle. La relation devient alors complémentaire et conduit à l'absence d'aléa moral puisque la prime représente fidèlement le risque de l'assuré (Loubière, Parent et Tallon, 2004).

Dans le cas de l'auto-assurance, l'effort (toujours coûteux) de l'agent affecte le montant des pertes potentielles mais pas la distribution des probabilités des états du monde. L'auto-assurance est donc perçue comme substitut à l'assurance puisqu'elle redistribue les richesses vers l'état du monde le moins favorable. Les deux auteurs montrent cette fois-ci que la relation entre auto-assurance et assurance est une relation de substituabilité. La prime étant indépendante de l'effort<sup>22</sup>, l'auto-assurance augmente le prix relatif de l'assurance pour une même probabilité d'occurrence du risque (Lesueur, 2018).

Pour finir, il existe de nombreuses extensions des modèles de Grossman et de Ehrlich et Becker (Courbage, Rey et Treich, 2013). L'une d'entre elles est le modèle de Cropper (1977) dans lequel l'investissement en santé correspond à une activité préventive pour prévenir la désutilité venant des journées en mauvaise santé. Ce dernier modèle considère l'incertitude dans le sens où la relation entre le capital santé et la maladie dépend également du hasard. Cropper montre alors que la demande de prévention baisse avec l'âge, i.e. à mesure que la période au cours de laquelle l'individu peut bénéficier de l'investissement diminue. D'autres modèles ont investigué l'impact de l'aversion pour le risque. Par exemple, Dionne et Eeckhoudt (1985) montrent que l'effort d'auto-assurance augmente avec l'aversion pour le risque, ce qui n'est pas forcément le cas pour l'autoprotection. Dans ce dernier cas, l'aversion pour le risque augmente

---

<sup>22</sup> Cette condition est précisée page 636 de l'article de Ehrlich et Becker (1972). Elle va à contresens de la condition imposée dans le cadre de l'autoprotection où l'effort est observable et pris en compte dans le calcul de la prime. Toutefois, dans ce dernier cas, plus le taux de chargement est élevé, moins l'impact de l'effort de l'agent pour réduire le risque sera fidèlement représenté dans le montant de la prime chargée.

l'effort seulement lorsque la probabilité associée au risque est suffisamment petite (proche de zéro). Inversement, elle réduit l'effort si la probabilité est suffisamment grande (proche de 1). Plus récemment, Kimball (1990) introduit la notion de prudence, i.e. la convexité de l'utilité marginale, autrement dit, une dérivée troisième positive de la fonction d'utilité de type VNM ( $u''' > 0$ ). Cette propriété s'interprète économiquement comme une mesure de la propension des individus à accumuler de la richesse pour faire face à un risque futur. La littérature montre alors que l'impact de la prudence sur l'effort optimal d'autoprotection est ambigu. Eeckhoudt et Gollier (2005) se concentrent sur le cas d'une probabilité de sinistre autour de 1/2 et concluent qu'un individu prudent fournit un effort d'autoprotection inférieur à celui d'un individu neutre vis-à-vis du risque. Dionne et Li (2011) réexaminent cette relation et démontrent que, si le coefficient de prudence absolue (Kimball, 1990) est inférieur à un certain seuil, indépendant de la fonction d'utilité et commun à tous les agents, l'effort optimal fourni par un agent prudent est plus important que celui d'un agent neutre vis-à-vis du risque. Ces modèles ont donné lieu à nombre d'analyses économétriques pour tester empiriquement les propriétés théoriques et expliquer la demande de prévention.

#### ***2.2.4. Principaux comportements préventifs et analyses économétriques***

S'agissant des comportements préventifs liés à la santé, la littérature empirique a principalement étudié les comportements à risques (consommation d'alcool et de tabac, malnutrition, absence d'exercice physique) ainsi que les actes de dépistages et de vaccinations. Considérer ces comportements semble justifié du fait qu'ils sont fortement corrélés au risque de santé<sup>23</sup>, en particulier aux maladies non transmissibles (MNT) causant le plus de morts évitables (GBD 2017 Causes of Death Collaborators, 2018 ; OECD, 2019b).

Au regard des faits stylisés en France, les comportements à risque restent relativement importants parmi les individus âgés de plus de 65 ans. Environ 39% des hommes et 15% des

---

<sup>23</sup> Voir par exemple Duncan et al. (2019), GBD 2016 Alcohol Collaborators (2018), et Warburton et Bredin (2017).

femmes consomment de l'alcool quotidiennement, c'est-à-dire plus fréquemment en comparaison des autres classes d'âges (Richard et al., 2019). La quantité d'alcool consommée par occasion semble à l'inverse moins importante avec respectivement 32% et 9% des hommes et des femmes ayant vécu au moins une API<sup>24</sup> au cours des 12 derniers mois. Concernant les comportements de tabagisme, pour la même classe d'âge, respectivement 11% des hommes et 8% des femmes sont des fumeurs au quotidien, bien en dessous des moyennes nationales (Andler et al., 2018). Par contre, les personnes âgées sont plus sujettes au surpoids ou à l'obésité, probablement en raison d'une baisse des activités physiques (Léon et Beck, 2014). Pour finir, environ 45% des individus se vaccinent contre la grippe saisonnière et entre 40 et 55% procèdent régulièrement à un dépistage pour divers types de cancer (Chyderiotis, Gautier et Jestin, 2017 ; DREES-SPF, 2017).

L'étude de ces comportements est abondante, principalement pour vérifier les propriétés des modèles théoriques de Grossman (1972) et de Ehrlich et Becker (1972) en présence potentielle d'asymétrie d'information. Par exemple, les conclusions économétriques de Kenkel (1994) montrent que l'éducation et la couverture assurantielle favorisent le dépistage des cancers du sein et du col de l'utérus, mais que ces pratiques diminuent avec l'âge. Cependant, cette étude ne tient pas compte de l'endogénéité de la décision d'assurance. À partir de données britanniques, Courbage et De Coulon (2004) traitent cette endogénéité et ne retrouvent pas de preuve de la présence d'aléa moral *ex ante* en considérant le tabagisme, l'effort physique ou le dépistage. A l'inverse, Stanciole (2008), sur données d'enquête aux États-Unis, trouve que la détention d'une assurance-santé augmente la consommation de tabac, la sédentarité et l'obésité, et conclut donc sur la présence d'aléa moral *ex ante*. Ce résultat est confirmé par Tavares (2014) au Portugal, en considérant l'activité sportive et l'alimentation saine. S'agissant de l'aléa moral *ex post*, l'étude de Franc, Perronnin et Pierre (2016) analyse plus finement l'effet que peut

---

<sup>24</sup> Alcoolisation ponctuelle importante. Elle correspond à la consommation d'au moins 6 verres ou unités d'alcool en une seule occasion.



provoquer une hausse de la couverture assurantielle sur la consommation de soins. En particulier, à partir de données portant sur les souscriptions de surcomplémentaires santé d'une société mutualiste française, les auteurs mesurent et dissocient empiriquement les effets de report de consommation à court terme *ex ante* (*postponing effect*) des effets de « rattrapage de consommation » à court terme *ex post* (*catching-up effect*). Premièrement, ils trouvent aucun effet de report de consommation à court terme avant souscription. Deuxièmement, ils montrent que les effets de « rattrapage de consommation » post-souscription s'expliquent par une consommation de soins auparavant inabordable, liée à un besoin de santé préexistant et qui ont été reportés sur le long terme.

Au-delà du phénomène d'aléa moral, l'étude de Carrieri et Bilger (2013) en Italie sur la demande de prévention secondaire des femmes vérifie certaines prédictions des modèles de Grossman (1972) et Cropper (1977). D'abord, le recours au dépistage augmente initialement avec l'âge jusqu'à atteindre un pic<sup>25</sup> puis décroît sur le reste de l'existence (effet en cloche). Il augmente également avec l'éducation (effet du capital humain). Au-delà, les contrats d'assurance-santé couvrent généralement une partie des dépenses de santé curative mais aussi une partie des dépenses de santé préventive. Plusieurs articles ont donc étudié les propriétés de complémentarité ou substituabilité entre soins préventifs et soins curatifs. De nouveau, Carrieri et Bilger (2013) montrent que les consultations de médecins généralistes favorisent le recours aux actes de dépistage, sans pouvoir conclure sur la nature de cette interaction, pouvant aussi provenir du rôle de conseiller du praticien santé. De même, Cabral et Cullen (2017) profitent d'une expérience naturelle menée aux États-Unis où la couverture des contrats collectifs d'assurance-santé des salariés du groupe Alcoa a été modifiée de manière exogène. Elle a simultanément diminué pour les soins curatifs et augmenté pour les actes préventifs. Si globalement, cette expérience n'a pas conduit à une hausse de la demande de prévention, elle a

---

<sup>25</sup> Deux types de dépistage sont étudiés : la mammographie pour le cancer du sein et le frottis cervico-vaginal pour le cancer du col de l'utérus. Les pics se situent autour de 57 ans pour le premier et 48 ans pour le second.

baissé le recours aux actes préventifs pour certains individus, confirmant la relation de complémentarité entre médecine préventive et médecine curative.

### ***2.2.5. Favoriser une bonne hygiène de vie par les programmes de prévention***

A la suite de la loi relative à la sécurisation de l'emploi de 2013<sup>26</sup>, la condition de « haut degré de solidarité » a fait débat quant à la possibilité pour les organismes assureurs de mettre en place des programmes de prévention s'inspirant des *Corporate Wellness Programs* américains. Ces derniers, principalement incorporés en entreprises avec le soutien des organismes assureurs, promeuvent des hygiènes de vie plus saines en prenant différentes formes (coaching, subventions aux salles de sport, salles de repos, objets connectés, etc.) et visent une situation simultanément avantageuse. Pour les employeurs, ils permettent d'accroître la productivité des salariés et de diminuer l'absentéisme au travail (Gubler, Larkin et Pierce, 2017). Pour les organismes assureurs, de telles pratiques permettent de réaliser des économies en réduisant le risque des assurés. Pour les salariés, ils permettent d'améliorer l'état de santé en diminuant le coût de l'effort de prévention, mais aussi de baisser les primes d'assurance lorsqu'un tel effort est observable.

Si ces programmes semblent avoir produit de bons résultats en Amérique du Nord (Baicker, Cutler et Song, 2010 ; Lowensteyn et al., 2018), ils sont nettement plus mitigés en Europe (Martínez-Lemos, 2015). Toutefois, il existe plusieurs freins à leur développement. Dans le contexte français, ces programmes seraient plus vraisemblablement mis en place par les organismes assureurs et non par les employeurs. Puisque les assurés peuvent facilement changer de contrat d'assurance, les investissements dans ces actions de prévention pourraient finalement bénéficier à la concurrence alors que les effets potentiels sur la santé ne peuvent être attendus qu'à moyen et long terme (Herring, 2010 ; Lowensteyn et al., 2018). De même, ces

---

<sup>26</sup> Voir ci-dessus, au début de la section 2.2. Cette loi a notamment eu pour conséquence de favoriser le marché des contrats collectifs au détriment des contrats individuels (Montaut, 2018). Une première évaluation générale peut être trouvée dans DREES (2019e).

offres subventionnées pourraient ne pas être soutenables financièrement du fait de possibles effets de sélection dans la participation au programme : seuls les individus initialement en bonne santé pourraient participer, réduisant alors le bénéfice du dispositif. Malgré de premières tentatives de programmes en France<sup>27</sup>, ces pratiques restent nouvelles et limitées du fait de la loi récente. Elles n'ont donc pas encore permis de produire assez de données pour effectuer une évaluation et juger pleinement de leur efficacité.

## **2.3. La dépendance**

Cette section a pour objet de présenter le troisième risque lié à l'évolution démographique : la dépendance. Elle donnera d'abord la définition de la dépendance, sa mesure ainsi que les principaux faits stylisés. Sera ensuite abordé son financement, partagé entre le système public et le système privé, avant d'exposer les freins au développement du marché de l'assurance dépendance. Enfin, les modèles théoriques portant sur l'un des freins potentiels, l'interaction entre l'assurance et l'aide informelle, seront confrontés aux principaux résultats de la littérature économétrique étudiant la demande d'assurance dépendance.

### ***2.3.1. Définition, mesure et faits stylisés***

La dépendance caractérise, pour une personne âgée de plus de 60 ans, des incapacités durables qui ont pour conséquence qu'elle n'est plus en mesure de prendre soin d'elle et d'assurer son autonomie. Elle a alors besoin d'aide pour réaliser les actes essentiels de la vie quotidienne<sup>28</sup>. Du point de vue économique, la dépendance caractérise le coût financier associé à cette situation de perte d'autonomie (Courbage et Plisson, 2012).

Il existe plusieurs mesures pour évaluer le degré de dépendance. La principale est la grille AGGIR (« Autonomie Gérontologie Groupe Iso-Ressources ») qui définit le degré de

---

<sup>27</sup> Voir l'article « Prévention santé en entreprise : mythe ou opportunité ? » dans l'Argus de l'assurance du 05/10/2017 et l'article « Les programmes de prévention santé en entreprise en France, nouvelle réalité ou effet de mode ? » dans Les Echos du 11/04/2016.

<sup>28</sup> Elle est définie dans la loi du 24 janvier 1997 comme « l'état de la personne qui, nonobstant les soins qu'elle est susceptible de recevoir, a besoin d'être aidée pour l'accomplissement des actes essentiels de la vie ou requiert une surveillance régulière ».

perte d'autonomie en fonction de 10 variables dites « discriminantes », d'ordre physique et psychique comme la cohérence, l'orientation ou l'habillement<sup>29</sup>. La grille permet de dégager 6 groupes iso-ressources (GIR) : le premier groupe retient les cas les plus sévères alors que le sixième groupe retient les individus totalement autonomes (Aguilova et al., 2014). Ainsi, une personne est qualifiée de dépendante si elle appartient aux groupes GIR 1 à GIR 4. Une seconde mesure est l'échelle AVQ (Activités de la Vie Quotidienne) comprenant 6 critères : la toilette, l'habillement, l'alimentation, la continence, le déplacement et les transferts. Elle regroupe les individus en 4 classes en fonction du nombre d'activités qui peuvent être effectuées seul (Zerrar, 2016).

Il est difficile d'avoir une estimation précise du nombre de personnes dépendantes en France. Certaines estimations retiennent le nombre de personnes qui bénéficient de l'aide publique (voir ci-après) mais l'évaluation est alors imparfaite du fait que certains individus pourtant éligibles ne la sollicitent pas (Ramos-Gorand, 2016). En 2015, en se rapportant aux enquêtes nationales, le nombre de personnes âgées dépendantes est d'environ 1,24 million, dont 635 500 vivent à domicile et 605 000 en institution (DREES, 2019f)<sup>30</sup>. En retenant une définition plus large de la dépendance, à partir des mêmes enquêtes, ce nombre augmente significativement pour s'établir à environ 2,063 millions d'individus. Du fait du vieillissement de la population, les projections montrent qu'il devrait doubler à l'horizon 2050 ou 2060, quelle que soit la définition de la dépendance retenue (Larbi et Roy, 2019 ; Lecroart et al., 2013).

Si les personnes âgées les plus dépendantes (GIR 1 et GIR 2) vivent pour la majorité en institution, on observe également une différence entre leurs limitations et celles des personnes vivant à domicile (Calvet, 2016). En particulier, ces dernières ont des limitations fonctionnelles principalement d'ordre physique (e.g. marche, montée d'escaliers, incontinence) et certaines

---

<sup>29</sup> D'après la DREES, elles correspondent à la cohérence, l'orientation, la toilette, l'habillement, l'alimentation, l'élimination, les transferts, les déplacements en intérieur, les déplacements en extérieur et la communication à distance. A ces 10 variables discriminantes s'ajoutent 7 variables dites « illustratives » qui ne rentrent pas dans le calcul mais apportent des informations supplémentaires quant à la nature de la dépendance.

<sup>30</sup> Ces institutions incluent les établissements d'hébergement pour personnes âgées dépendantes (EHPAD), les maisons de retraite et les unités de soins de longue durée (USLD) (Calvet, 2016).

d'ordre cognitif (e.g. concentration, amnésie). A l'inverse, les personnes âgées dépendantes vivant en institution cumulent généralement plusieurs limitations d'ordre physique, sensoriel comme cognitif avec des pathologies plus sévères telles que les maladies neurodégénératives (e.g. maladies de Parkinson ou d'Alzheimer), les troubles chroniques du comportement ou troubles psychiques (Calvet, 2016 ; Makdessi et Pradines, 2017).

### ***2.3.2. Un financement partagé entre le secteur public et le secteur privé***

Le financement de la dépendance repose sur un partage entre le secteur public et le secteur privé. Au niveau national, la branche « maladie » de la Sécurité sociale prend en charge la part du financement relative aux soins. Si une partie de ces dépenses reste en général à la charge de l'assuré, certaines pathologies sont qualifiées d'affections de longue durée dites « exonérantes », au sens où la prise en charge des soins est alors de 100% (e.g. maladies d'Alzheimer ou de Parkinson). D'autre part, la branche « retraite et survie » de la Sécurité sociale garantit une partie des revenus des individus, pour les dépenses courantes ou de logement (Courbage et Plisson, 2012). S'agissant de l'aide sociale<sup>31</sup>, au niveau local, les départements sont responsables de l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA). Cette prestation publique (monétaire ou en nature<sup>32</sup>) participe au financement de l'aide nécessaire à la réalisation des actes de la vie quotidienne (DREES, 2019f). L'éligibilité est ouverte dès 60 ans pour les personnes vivant en France et justifiant d'un certain degré de perte d'autonomie (GIR 1-GIR 4). Elle concerne les personnes dépendantes vivant à domicile comme en établissement. Les droits sont sans condition de ressources, même si le montant de l'aide dépend du revenu de l'individu.

---

<sup>31</sup> Contrairement au cas de la maladie ou de la retraite, le risque n'est ici pas mutualisé. Il s'agit donc d'une prestation sociale, dont le financement est assuré conjointement par l'État et les départements. Une typologie des différents systèmes de financement de la dépendance pourra être trouvée dans Colombo (2012).

<sup>32</sup> Pour les personnes âgées dépendantes résidant à domicile, l'APA est une aide en nature, définie dans un « plan d'aide » élaboré par une équipe médico-sociale après évaluation du degré de perte d'autonomie. Les variables dites « illustratives » de la grille AGGIR sont ici source d'information pour élaborer les plans d'aide. La prestation en nature prend principalement la forme d'une rémunération d'un intervenant à domicile mais l'APA peut également servir à payer un hébergement temporaire ou les aménagements du domicile du bénéficiaire (DREES, 2019f). Pour les personnes âgées dépendantes vivant en institution, l'APA sert à financer une part du tarif « dépendance » qui est facturé aux résidents.

Fin 2016, le nombre de bénéficiaires de l'APA atteint presque 1,3 million d'individus, dont 59% vivent à domicile (DREES, 2019g). L'aide publique est perçue pendant en moyenne 3,5 ans : 2,9 pour les hommes et 3,9 pour les femmes (Boneschi et Zakri, 2018). La dépense moyenne par bénéficiaire est de 533 euros par mois, avec un reste à charge estimé à environ 20% du plan d'aide (Latourelle, 2019). En pratique, des plafonds sont appliqués, si bien que le reste à charge (ticket modérateur) peut représenter une part importante des ressources des bénéficiaires (Fizzala, 2016). Il est d'environ 60 euros par mois à domicile et 1850 euros en établissement, dépassant dans ce dernier cas les revenus courants pour 75% des individus (Libault, 2019).

Alors que la probabilité de devenir dépendant (GIR 1 et GIR 2) est évaluée à environ 15% pour une cohorte âgée de 65 ans (Rosso-Debord, 2010), le marché de l'assurance dépendance permet aussi de couvrir une partie de la perte financière potentielle. Cependant, la part du financement de la dépendance par les organismes assureurs reste fortement marginale, i.e. moins de 1% de la totalité des dépenses (Colombo et al., 2011). Selon la Fédération Française de l'Assurance (FFA, 2019), environ 7,5 millions d'individus étaient assurés contre ce risque en 2017. Parmi eux, 41% ont fait le choix d'une souscription auprès d'une société d'assurance, 55% auprès d'une mutuelle et 4% auprès d'une institution de prévoyance. Ramené au nombre d'individus de plus 50 ans, le taux de couverture dans la population serait d'environ 30%. Mais en fin de compte, l'hétérogénéité des contrats fait que moins de la moitié de ces individus peuvent réellement être considérés comme couverts pour ce risque<sup>33</sup>. Pour une majorité d'assurés, la dépendance ne constitue pas la garantie principale du contrat puisqu'elle est souvent une clause additionnelle associée à une offre de complémentaire santé, contractée auprès d'une société mutualiste ou d'une institution de prévoyance. Bien que les primes soient moins importantes, les garanties prennent alors la forme de rentes forfaitaires modestes

---

<sup>33</sup> A partir des données de l'enquête *Elders 2*, Fontaine et Plisson (2016) estiment que 16% des individus de 50 à 79 ans sont assurés face au risque de dépendance (assurance individuelle ou assurance collective optionnelle).

couvrant seulement l'année en cours et généralement, uniquement les cas de dépendance lourde (Courbage et Plisson, 2012 ; Zerrar, 2016). A l'inverse, d'autres contrats, principalement proposés par les sociétés d'assurance, offrent une garantie sous forme de rente forfaitaire déterminée *ex ante* au moment de la souscription mais avec cette fois-ci une couverture viagère. Ainsi, toujours en 2017, environ 1,6 million d'individus bénéficient de ce type de couverture au titre d'un contrat pour lequel la dépendance est la seule garantie, dont 79% à adhésion individuelle. Dans ce cas, la cotisation annuelle est d'environ 457 euros par assuré et la rente mensuelle en cas de dépendance est en moyenne de 598 euros (FFA, 2017a).

Enfin, le financement de la dépendance repose également sur l'aide informelle, le pilier familial dans la plupart des cas. L'aide non monétaire fournie par les proches augmente alors sensiblement le coût total estimé de la dépendance. En effet, les aidants peuvent réduire leurs offres de travail ou subir une dégradation de leurs propres états de santé (Colombo et al., 2011). Mesuré à partir du consentement à payer pour se soustraire à une heure d'aide, le coût de cette aide au niveau macroéconomique est estimé à 8,3 milliards d'euros en 2008 (Davin, Paraponaris et Potière, 2014). Tenant compte de ce coût supplémentaire, Fontaine, Plisson et Zerrar (2014) évaluent le coût total de la dépendance à 36,6 milliards d'euros, dont 42% restent à la charge des ménages. La littérature, tant théorique qu'empirique, a alors étudié les possibles freins au développement du marché de l'assurance dépendance.

### ***2.3.3. Les freins au développement du marché de l'assurance dépendance***

Le faible taux de couverture dans la population au regard du risque et des pertes financières associées constitue une énigme qu'ont tenté d'expliquer nombre de travaux de recherche au cours de ces dernières années. Certains freins peuvent provenir de l'offre d'assurance. En particulier, l'étroitesse du marché augmente la part relative des coûts de gestion et de commercialisation dans le calcul des primes (De Donder, 2015).

Du côté de la demande d'assurance, l'un des principaux facteurs couramment avancés est le rôle de l'asymétrie informationnelle. Comme précédemment évoquée dans la section 2.2.2, la relation contractuelle opérant entre l'assureur et l'assuré est une relation d'agence dans laquelle ce dernier peut bénéficier d'une rente informationnelle. L'effort de l'assuré à la suite de la souscription est inobservable (*hidden action*) et peut mener à la présence d'aléa moral (*ex ante* ou *ex post*) sur le marché. La configuration des contrats tend cependant à limiter fortement les comportements de type aléa moral *ex post*. Les garanties prenant la forme de rentes forfaitaires déterminées *ex ante*, toute surconsommation de soins est à la charge de l'assuré. L'individu souhaitant donc bénéficier d'une plus grande compensation devrait adopter des comportements à risques ayant pour conséquence d'accroître la sévérité de la dépendance. Ceci semble peu réaliste du fait que la dépendance est irréversible avec un coût (monétaire comme non monétaire) significatif associé et que l'individu devra entreprendre des démarches pour faire réévaluer son degré de perte d'autonomie. De plus, les contrats définissent des délais de carence et de franchise pour limiter ce type de comportements<sup>34</sup>.

Le second type d'asymétrie informationnelle est l'anti-sélection (ou sélection adverse) qui concerne cette fois-ci le type de l'assuré (Akerlof, 1970 ; Rothschild et Stiglitz, 1976). Au moment de la souscription du contrat, l'assuré dispose d'information additionnelle et non observable sur son risque (*hidden information*)<sup>35</sup>. D'après les prédictions théoriques, les individus plus à risque ont alors tendance à plus s'assurer, ce qui a pour conséquence d'augmenter le prix de l'assurance. Les individus moins à risque jugent ce dernier trop important et choisissent un taux de couverture plus faible, ou décident même de ne plus s'assurer. Toutefois, un autre type de sélection peut s'opérer, qualifié cette fois-ci de sélection

---

<sup>34</sup> Le délai de carence concerne le délai suite à la souscription du contrat pendant lequel l'individu n'est pas couvert en cas de dépendance (Courbage et Plisson, 2012). Ce délai est en général compris entre 1 et 3 ans. Le délai de franchise concerne la durée pendant laquelle, suite à la reconnaissance de la dépendance, l'individu ne touchera aucune indemnisation : il se situe autour de 90 jours.

<sup>35</sup> Dans le cadre de la dépendance, il s'agit principalement d'information sur l'état de santé, sur le risque génétique et sur la présence d'aidants informels potentiels dans l'entourage de l'assuré (Browne et Zhou-Richter, 2016).



avantageuse ou sélection propice<sup>36</sup> (De Donder et Hindriks, 2009 ; Hemenway, 1990, 1992). Dans ce cas, les individus manifestant une plus grande aversion pour le risque et qui ont des comportements moins à risque (les deux étant inobservables pour l'assureur) sont justement ceux qui vont le plus s'assurer du fait de leurs préférences<sup>37</sup>.

L'étude théorique de ces trois types d'asymétrie d'information permet d'établir des prédictions à l'équilibre. En présence d'aléa moral ou d'anti-sélection, il devrait y avoir une corrélation positive, nette des facteurs observables pour l'assureur et pris en compte dans la tarification, entre le taux de couverture et le montant du sinistre *ex post* (Chiappori et Salanié, 2000). A l'inverse, en présence de sélection avantageuse, cette même corrélation devrait être négative (Browne et Zhou-Richter, 2016).

Plusieurs analyses économétriques ont testé la présence d'asymétrie informationnelle pour le cas de l'assurance dépendance. Aux États-Unis, Finkelstein et McGarry (2006) montrent que, par les probabilités subjectives des individus, ces derniers détiennent une information additionnelle expliquant à la fois la probabilité de rentrer dans une maison de soins (le risque) et la couverture assurantielle. Il y a donc présence d'asymétrie informationnelle, dont les auteurs ne peuvent conclure sur sa nature, pouvant être de l'aléa moral comme de la sélection contraire. Par contre, à l'équilibre, ils montrent qu'il n'y a pas de corrélation positive entre les dépenses *ex post* et la couverture du fait de facteurs confondants, signe de la présence simultanée d'une forme de sélection avantageuse. Cutler, Finkelstein et McGarry (2008) poursuivent l'analyse et confirment que les individus s'engageant dans des comportements sains sont plus amenés à détenir une offre d'assurance et ont des sinistres de moindres ampleurs. En Allemagne, Browne et Zhou-Richter (2016) identifient plusieurs dimensions de l'information privée, certaines expliquant la sélection adverse et d'autres, la sélection

---

<sup>36</sup> La littérature utilise les termes de « *propitious selection* » (Hemenway, 1990, 1992), « *cherry-picking theory* » (Chiappori et Salanié, 2000) ou plus généralement « *advantageous selection* ».

<sup>37</sup> Si ces préférences concernent principalement l'aversion pour le risque, elles peuvent aussi comprendre le pessimisme avec lequel les individus auront tendance à surévaluer le risque et à entreprendre plus d'effort de prévention, ou les capacités cognitives (Browne et Zhou-Richter, 2016).

avantageuse. Toutefois, d'après leurs résultats, la sélection adverse est dominante de telle sorte que la corrélation entre la couverture assurantielle et le risque est positive. En France, Legal et Plisson (2008) utilisent des données d'un bancassureur et ne trouvent pas de corrélation significative entre la couverture et le risque. Ceci peut s'expliquer par le fait que, contrairement à d'autres types d'assurance, souscrire une assurance dépendance nécessite de remplir un questionnaire médical détaillé, fournissant des informations précises sur l'état de santé. Les assureurs ont alors tendance à ne pas offrir de contrat aux personnes les plus à risque, ceux dont on suppose qu'ils pourraient bénéficier d'une plus grande rente informationnelle. Hendren (2013) explique alors théoriquement et montre empiriquement que l'asymétrie d'information peut provoquer le rejet du marché, i.e. l'absence de marché pour le segment d'assurés potentiels les plus à risque. Ceci permet dès lors de donner une autre interprétation aux conclusions des analyses économétriques : l'absence de sélection adverse ou la prépondérance de la sélection avantageuse provient du fait que les individus disposant d'une information additionnelle sur leurs risques ne peuvent s'assurer.

Enfin, d'autres facteurs sont avancés pour expliquer le faible taux de couverture parmi les personnes âgées. D'abord, il pourrait y avoir un effet d'éviction de l'aide publique et donc en France, de l'APA. Ces effets d'éviction potentiels ont d'abord été étudiés aux États-Unis dans le cadre du programme Medicaid qui couvre une partie des dépenses liées aux soins de longue durée pour les individus les plus pauvres (Brown et Finkelstein, 2007, 2008). Mais cette aide publique est perçue comme substituable aux ressources privées et à l'assurance privée qui sont mobilisées en premier ressort<sup>38</sup>. L'assuré renonce donc à une part de l'assurance publique en souscrivant une offre d'assurance dépendance, ce qui ne l'incite pas à s'assurer. A l'inverse, en France, l'assurance dépendance est perçue comme complémentaire à l'intervention publique. Comme dit précédemment, les droits à l'APA sont ouverts sans condition de

---

<sup>38</sup> En d'autres termes, elle intervient lorsque la richesse totale d'un individu est inférieure à un niveau de référence après prestation de l'assurance privée (Doty, Nadash et Racco, 2015 ; Pauly, 1990).

ressources et le reste à charge est déterminé uniquement en fonction du revenu (DREES, 2019f). Ainsi, les individus sont au contraire incités à s'assurer puisque la couverture de l'assurance privée complète la couverture publique à mesure que les revenus augmentent. Un effet d'éviction de l'aide publique est donc peu probable, ou serait plutôt négligeable dans le cas français (Zerrar, 2016).

La souscription d'une offre d'assurance n'est toutefois pas la seule façon de prémunir contre le risque financier. Comme expliqué précédemment, l'individu peut fournir un effort d'auto-assurance de sorte à réduire la sévérité du risque en cas d'occurrence. Dans le cadre de la dépendance, cet effort d'auto-assurance prend principalement la forme d'accumulation d'un patrimoine mobilisable. Zerrar (2016) montre, à partir des données françaises de l'enquête *Pater*, que la détention d'une assurance est positivement corrélée à la propriété immobilière : elle intervient comme protection de potentiels legs. A l'inverse, la souscription est négativement corrélée au patrimoine financier.

Pour finir, les solidarités familiales et l'offre d'aide informelle peuvent également créer un effet d'éviction décourageant la décision d'assurance. C'est sur cet aspect que s'est principalement concentrée la littérature théorique sur le risque de dépendance.

#### ***2.3.4. Les modèles théoriques pour le risque de dépendance***

L'un des premiers modèles théoriques à considérer la présence d'aidants informels dans l'entourage est le modèle de Pauly (1990). Dans une première version, l'individu est célibataire et ne retire aucune satisfaction de laisser un héritage. En présence d'aide publique de type substituable (e.g. les États-Unis), l'individu n'a aucun intérêt à souscrire une assurance puisqu'elle transfère la richesse vers l'état le plus défavorable de la nature, dans lequel l'utilité marginale de la consommation est fortement réduite. Dans le premier cas, avec une richesse importante, l'assurance permet de protéger cette dernière pour laisser un héritage mais l'individu n'en retire aucune satisfaction. Dans le second cas, avec une richesse limitée, la couverture assurantielle fait que l'individu renonce à une part de l'aide publique.

Dans une seconde version du modèle, l'individu a un goût pour l'aide informelle et essaie d'agir sur le comportement de ses héritiers par le motif d'héritage. En effet, en présence d'assurance, cette dernière couvre les coûts liés au recours à l'aide formelle (l'aide professionnelle), ce qui n'incite pas les enfants à fournir de l'aide. A l'inverse, en absence d'assurance, les coûts liés à l'aide formelle viennent directement réduire l'héritage potentiel. Dans ce dernier cas, les descendants sont donc incités à fournir plus d'aide informelle pour protéger leur héritage. Une personne à risque anticipe ces comportements et choisit sa couverture assurantielle en maximisant sa fonction d'utilité qui intègre l'utilité de ses enfants. De l'autre côté, la satisfaction des enfants dépend de l'aide informelle qu'ils fournissent et de leurs consommations. Du fait que l'individu à risque ne pourra pas (ou dans une perspective très limitée) pleinement gérer sa richesse et sa consommation s'il devient dépendant, il ne souscrit pas d'assurance afin de s'assurer que ses enfants fournissent de l'aide informelle *ex post*. Même s'il veut protéger ses enfants, notamment en considérant leur bien-être, il ne souhaite pas déformer les incitations qu'auront ces derniers à prodiguer de l'aide informelle s'il devient dépendant.

Zweifel et Struwe (1998) analysent ces interactions familiales dans un cadre Principal-Agent, où le parent (le principal) comme l'enfant (l'agent) tiennent uniquement compte de leurs intérêts personnels. La particularité du modèle est que le parent ne peut pas sanctionner l'enfant si le comportement de ce dernier dévie de ses intérêts en cas de réalisation du risque. Alors qu'il manifeste un goût pour l'aide informelle, le parent anticipe le comportement de l'enfant en cas de souscription et de non-souscription. Pour sa part, l'enfant choisit le niveau d'aide informelle qui réduit son offre de travail mais augmente son héritage potentiel. Le fait que le comportement de l'enfant en cas de réalisation du risque n'est pas connu *ex ante* et peut dépendre de la décision du parent de souscrire à une assurance (il est endogène) constitue alors l'*aléa moral*

*intergénérationnel*<sup>39</sup>. Les auteurs mettent en évidence que le comportement de l'enfant dépend en particulier du taux de salaire qu'il peut prétendre sur le marché du travail. Pour un salaire relativement bas, la hausse de la couverture assurantielle a pour conséquence de réduire le niveau d'aide informelle. Dans ce cas, le parent n'a pas d'incitation à souscrire une offre d'assurance. A l'inverse, si le salaire de l'enfant est suffisamment important, la souscription pour le parent peut devenir intéressante.

Les prédictions de ces modèles théoriques ne se retrouvent pas dans la réalité des comportements, ni dans les résultats des analyses économétriques. D'abord, au niveau des faits stylisés, les motivations qui amènent à la souscription d'une offre d'assurance soulignent une forme prononcée d'altruisme. Selon les données d'enquête *Elders 2*, 85% des individus déclarent s'assurer pour ne pas « être une charge pour leurs proches » (Fontaine et Plisson, 2016). Ensuite, s'agissant des analyses économétriques, Courbage et Roudaut (2008) montrent qu'en France, le nombre d'enfants et l'héritage potentiel encouragent la détention d'une assurance. De même, la probabilité de recevoir de l'aide informelle dans le futur favorise également la souscription, après traitement de l'endogénéité. Les individus choisissent donc de s'assurer afin de protéger l'héritage et réduire le coût (financier et non financier) pour leurs proches.

### **3. Au-delà de la théorie économique standard**

Cette section a pour objet de décrire le cadre classique de la prise de décision avant d'exposer les apports de l'économie comportementale, notamment l'incohérence temporelle. Viendra ensuite une présentation de quelques contributions de la littérature sur les interactions

---

<sup>39</sup> On retrouve ici l'idée de former des incitations *ex ante* afin d'encourager le comportement de l'agent à aller dans le sens des intérêts du principal. Dans le cadre de l'assurance dépendance, l'aléa moral intergénérationnel a toutefois cette spécificité qu'il ne concerne pas l'individu à risque et qui souscrit le contrat, mais porte sur le proche aidant dont le comportement (endogène) dépend de la souscription ou non d'une offre d'assurance.

sociales, pour enfin aborder les outils de la microéconométrie appliquée, allant de la mesure des préférences par questionnaire à l'estimation de modèles à équations simultanées.

### 3.1. L'apport de l'économie comportementale

#### 3.1.1. *Hyper-rationalité vs rationalité limitée*

Le modèle couramment utilisé pour étudier et modéliser le choix des agents économiques est le modèle d'utilité espérée actualisée (*Discounted expected utility model*) issu des travaux de Samuelson (1937) et de Von Neumann et Morgenstern (1944). Dans ce modèle, un agent  $i$  fait un choix en période  $t = 0$  en maximisant sa fonction d'utilité comme suit :

$$\max_{x_i^t \in X_i} \sum_{t=0}^T \delta^t \sum_{s_t \in S_t} p(s_t) U(x_i^t | s_t)$$

avec  $p(s)$  la distribution de probabilité des états du monde  $s \in S$ . L'individu considère l'ensemble des flux d'utilité futurs, de sorte qu'il est tourné vers l'avenir (*forward looking*). Il est supposé capable de faire des calculs complexes d'optimisation qui ne dépendent pas du cadre de la décision ou de l'information. Enfin, l'individu prend sa décision dans un cadre purement individuel puisqu'il prend uniquement en compte ses pertes ou bénéfices.

Dès 1953, le paradoxe d'Allais offre une réfutation empirique de l'axiome d'indépendance de la théorie de l'utilité espérée. Plus tardivement, et particulièrement depuis les travaux de Kahneman et Tversky (1974, 1979), fondements de la théorie des perspectives, de nombreuses analyses ont montré que la réalité des comportements contredisait les hypothèses précédentes. D'abord en laboratoire (Plott et Smith, 2008), puis sur le terrain (DellaVigna, 2009), les expériences ont révélé l'existence de trois types de déviations par rapport au modèle standard :

- Les préférences : elles interviennent directement dans la fonction d'utilité ou dans l'actualisation et sont qualifiées de non standard. Elles affectent la façon de valoriser un

résultat ou une issue (*outcome*).

- Les croyances : l'individu a une perception erronée de la distribution de probabilité des états du monde. L'évaluation subjective des probabilités conduit à des croyances biaisées.
- Les heuristiques et la prise de décision : l'individu adopte des règles simples de décision plutôt que procéder à des calculs complexes. Il y a donc des biais systématiques dans le processus de prise de décision.

A partir des faits stylisés ou des résultats de la littérature auparavant abordés, on peut apporter plusieurs exemples de ces déviations. En ce qui concerne les préférences, les motivations de la souscription d'une assurance dépendance pointent le rôle de l'altruisme familial. Le résultat ou même l'utilité de l'enfant rentre alors directement dans la fonction d'utilité du parent telle que :  $U = U(x_i, x_{-i}|s)$ . La prise en compte de la situation des autres individus peut aussi s'expliquer par la réciprocité positive qui implique que, en réponse à des actions aimables ou attentionnées, l'agent est plus coopératif et rend la pareille (DellaVigna, 2009 ; Fehr et Gächter, 2000).

En ce qui concerne les croyances, les individus ont tendance à surestimer la probabilité des risques de maladies (Carman et Kooreman, 2014). Ces résultats font d'ailleurs écho aux conclusions de Kahneman et Tversky (1979) en faveur d'une surestimation systématique des petites probabilités. Ces conclusions peuvent sembler contre-intuitives puisque les faits stylisés indiquent que les individus n'ont pas assez recours aux actes préventifs (e.g. vaccination, dépistage). Ce n'est toutefois pas incompatible du fait qu'ils peuvent manifester une forme d'ignorance délibérée (Gigerenzer et Garcia-Retamero, 2017) : ne pas recourir aux dépistages permet d'éviter la source de désutilité potentielle d'une mauvaise nouvelle.

Enfin, en ce qui concerne les heuristiques et les biais systématiques dans la prise de décision, la littérature sur les retraites montre la présence de biais de cadrage (*framing effect*). Par exemple, définir le barème des retraites autour d'un âge de référence conduit l'individu,

manifestant une aversion pour les pertes, à partir à la retraite aux âges légaux (Behaghel et Blau, 2012).

### ***3.1.2. L'incohérence temporelle***

L'un des biais potentiels dans la prise de décision vient des préférences inter-temporelles. Le modèle standard fait l'hypothèse que l'individu manifeste une valorisation cohérente du futur, de telle sorte qu'il applique un taux d'escompte (ou taux de dépréciation du futur) constant dans le temps. Chaque flux futur d'utilité espérée est escompté par un facteur  $\delta$ , qui exprime son niveau de patience. On définit alors la fonction d'actualisation de type « exponentielle » comme suit :

$$\varphi(t) = \delta^t = \frac{1}{(1+r)^t}$$

Avec  $t \in [0; +\infty[$  et  $r$  le taux de dépréciation du futur constant avec le temps tel que  $r \in [0; 1[$ . Cette structure d'actualisation repose sur deux hypothèses fondamentales (Denant-Boemont, Diecidue et l'Haridon, 2017). D'abord, la structure de préférences est indépendante de l'âge. Ensuite, la décision ne dépend pas de l'horizon temporel (stationnarité).

Toutefois, plusieurs études remettent en cause l'hypothèse de stationnarité. A partir d'une expérience exigeant des individus un choix entre paiements immédiats et paiements retardés, Thaler (1981) met en évidence une décroissance du taux d'actualisation à mesure que l'intervalle de temps entre la décision et le paiement augmente. Les individus sont caractérisés par un taux de dépréciation du futur plus important dans le court terme (futur proche). Pour un arbitrage entre deux paiements éloignés dans le temps (futur éloigné), ils sont patients de telle sorte qu'ils préfèrent attendre plus longtemps pour recevoir une récompense plus importante. Mais à mesure que l'avenir se rapproche (futur proche), l'impatience s'accroît : ils préfèrent cette fois-ci le paiement le moins important, tant qu'ils le reçoivent plus tôt ou immédiatement. Ce type de structure de préférences inter-temporelles est appelé « hyperbolique ». Les individus souffrent d'un manque de contrôle de soi (*self-control*). La surpondération de l'utilité ou de la



désutilité de court terme les amène à manifester de l'incohérence temporelle, i.e. à programmer une action dans le futur et à réévaluer leur choix à mesure que cette action approche.

Plusieurs fonctions d'actualisation permettent de capter cette structure de préférences inter-temporelles dite « hyperbolique ». Une majorité de travaux retient la fonction d'actualisation « quasi-hyperbolique » de Laibson (1997) du fait qu'elle est plus « tractable » et permet de donner une interprétation économique aux paramètres. A ce titre, un second paramètre  $\beta$ , appelé « biais pour le présent » et représentant l'impatience de court terme, est introduit dans la fonction d'actualisation tel que :

$$\varphi(t) = \begin{cases} 1 & \text{si } t = 0 \\ \beta \delta^t = \frac{\beta}{(1+r)^t} & \text{si } t > 0 \end{cases}$$

Avec  $\beta \in ]0; 1]$ . Ainsi, plus  $\beta$  est petit, plus l'individu est incohérent avec le temps (*time-inconsistent*), du fait de la surpondération du présent<sup>40</sup>.

La figure 3 représente graphiquement les fonctions d'actualisation exponentielle, quasi-hyperbolique et hyperbolique<sup>41</sup>, et permet d'illustrer l'incohérence temporelle. En  $t = 0$ , l'individu choisit entre deux paiements éloignés dans le temps : l'un dans 12 mois, le second, légèrement plus important que le premier, dans 14 mois. On suppose que, quelle que soit sa structure de préférences, il manifeste un taux d'actualisation tel qu'il est indifférent entre les deux paiements. Douze mois plus tard, l'un des paiements est immédiat et le second est éloigné de 2 mois (décalage vers la gauche). L'individu manifestant une valorisation cohérente du temps (structure exponentielle) est toujours indifférent entre les deux paiements puisque son

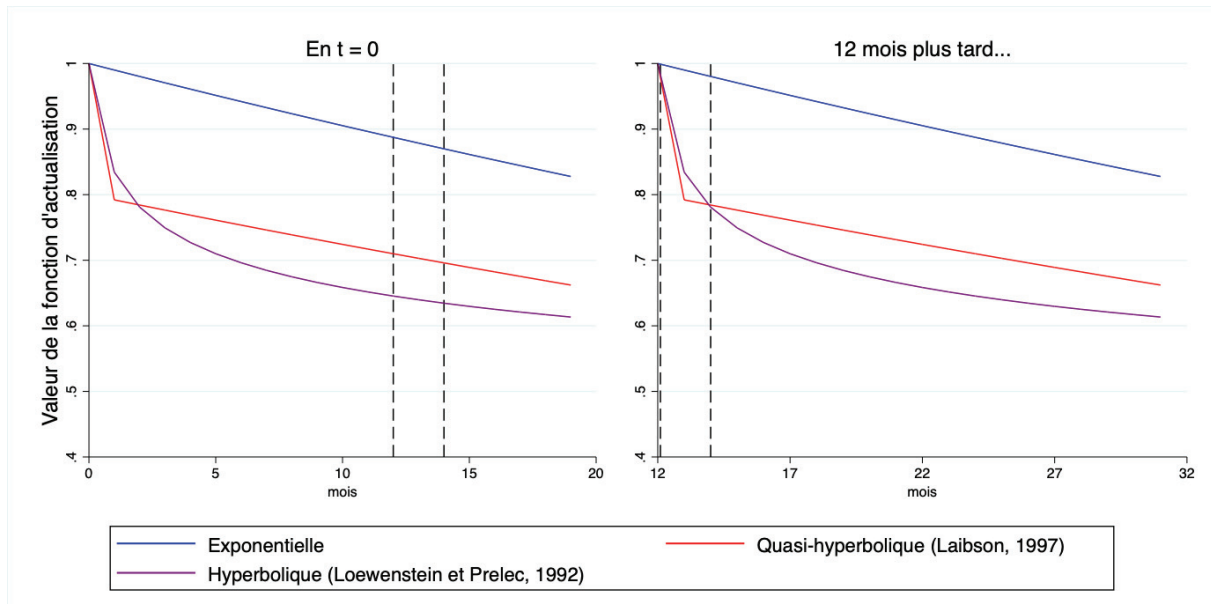
---

<sup>40</sup> Ceci provient du fait que pour un arbitrage entre un paiement immédiat et un paiement retardé, le facteur d'escompte implicite est  $\beta\delta$ . Par contre, pour un arbitrage entre deux paiements éloignés dans le temps, le facteur d'escompte implicite est uniquement  $\delta$  (DellaVigna, 2009).

<sup>41</sup> La structure d'actualisation hyperbolique illustrée dans le graphique est celle définie par Loewenstein et Prelec (1992) :  $\varphi(t) = (1 + \alpha t)^{-\beta/\alpha}$ . Les valeurs utilisées pour  $\alpha$  et  $\beta$  sont respectivement 4 et 0,45. Pour les structures d'actualisation exponentielle et quasi-hyperbolique,  $r = 0,01$  et  $\beta = 0,8$ .

taux de dépréciation du futur est constant. Par contre, l'individu manifestant de l'incohérence temporelle modifiera son choix puisqu'il préférera cette fois-ci le premier paiement.

**Figure 3. Fonctions d'actualisation et incohérence temporelle**



### 3.2. Les interactions sociales

Un autre champ de la littérature économique a étudié les interactions sociales et leurs rôles dans les comportements individuels. Si l'agent prend une décision vraisemblablement dans son intérêt, il le fait dans un contexte particulier et en interaction avec d'autres individus. Sa décision peut donc changer en fonction des caractéristiques ou des actions des autres individus de son environnement. Manski (1993, 2000) donne trois explications au fait que les comportements de plusieurs individus peuvent être corrélés dans un même groupe social :

- Les effets corrélés : il ne s'agit pas d'un effet social. Les individus se comportent de la même façon puisqu'ils partagent des caractéristiques exogènes ou un environnement commun.
- Les interactions de contexte : les caractéristiques (exogènes) des individus du groupe affectent le comportement d'un autre individu.

- Les interactions endogènes : le comportement de l'individu est influencé directement par le comportement des autres individus du groupe.

Roquebert, Fontaine et Gramain (2018) illustrent ces trois effets dans le cadre de l'aide informelle apportée à un parent dépendant. Les effets corrélés peuvent être le besoin d'aide du parent commun, la présence de son conjoint ou encore les normes familiales. Pour les interactions de contexte, un enfant peut par exemple considérer qu'un autre membre de la fratrie, inactif, a plus de temps à consacrer à leur parent et donc décider de ne pas apporter d'aide. Les interactions endogènes caractérisent cette fois-ci l'interdépendance directe des comportements au sein de la fratrie : le niveau d'aide apporté par un enfant dépendra de celui des autres membres de la fratrie. A partir d'une analyse économétrique, les auteurs identifient ces interactions endogènes et suggèrent que les aînés s'impliquent plus quand les cadets le font également. A l'inverse, le niveau d'aide des cadets ne dépend pas de celui des aînés.

De même, d'après Manski (1993, 2000), il y a trois canaux par lesquels les individus peuvent s'influencer : les ressources, les attentes et les préférences. Pour les attentes, Coe, Skira et Van Houtven (2015) montrent que l'expérience d'un proche âgé dépendant dans l'entourage permet d'affiner la probabilité subjective de recevoir de l'aide si le risque survient et affecte aussi la souscription d'une assurance. Les deux autres canaux ont particulièrement été étudiés par l'économie de la famille (Browning, Chiappori et Weiss, 2014). Les modèles collectifs de comportement du ménage modélisent l'interaction des choix individuels comme le fruit de préférences qui peuvent être partagées ou de ressources communes. Le modèle de Gustman et Steinmeier (2000), exposé dans la section 2.1.3, explique que même en cas d'intérêts (partiellement) contraires, les deux conjoints peuvent coordonner leurs départs à la retraite du fait d'une préférence pour le loisir partagé<sup>42</sup>.

---

<sup>42</sup> La préférence pour le loisir partagé vient du fait qu'un membre du couple retire une plus grande satisfaction d'être à la retraite si son conjoint l'est également, puisqu'ils partagent alors du temps de loisir ensemble.

Enfin, plus généralement, les comportements peuvent produire des externalités, même si les décisions sont prises dans un pur intérêt personnel. Par exemple, la vaccination est un acte préventif qui induit des externalités positives. Plus le taux de vaccination dans la population augmente, plus la probabilité pour l'individu d'être infecté diminue. Par conséquent, le bénéfice marginal individuel du vaccin diminue, devient inférieur au bénéfice marginal social, ce qui décourage l'individu à se faire vacciner (Kenkel, 2000).

### **3.3. Les outils de la microéconométrie appliquée**

Une grande majorité de travaux ayant mis en évidence la rationalité limitée des agents est d'ordre expérimental, en laboratoire (Plott et Smith, 2008). Les divers protocoles et traitements, variant les paramètres des expériences, permettent de mesurer les comportements, les préférences ou encore l'effet des incitations dans un environnement contrôlé. Cependant, ces mesures souffrent de plusieurs limites lorsqu'elles s'effectuent pour des décisions sur un horizon temporel long. Par exemple, pour les préférences inter-temporelles, Frederick, Loewenstein et O'Donoghue (2002) mettent en évidence une très forte variation des taux d'actualisation mesurés en laboratoire en fonction des méthodes utilisées. Dans la majorité des cas, ces dernières reposent sur des loteries de type « Préférez-vous 100 euros aujourd'hui ou 150 euros dans un an ? ». Les sujets sont rémunérés en fonction de leurs choix et des délais associés aux paiements. Par conséquent, la mesure peut être sujette au risque de facteurs confondants comme les contraintes de liquidité ou le fait qu'investir le paiement immédiat peut rapporter plus que le paiement retardé (Masson, 2010). Si certaines méthodes d'élicitation permettent de prendre en compte l'utilité marginale décroissante du revenu (Andreoni, Kuhn et Sprenger, 2015), il reste que ces arbitrages monétaires reposent sur l'hypothèse fondamentale d'absence d'incertitude, i.e. la confiance des sujets dans le moyen de paiement. Or le fait que plusieurs paiements sont retardés dans le temps implique nécessairement une forme d'incertitude, en particulier lorsque l'horizon temporel est long. A cet égard, l'expérience de Grijalva, Lusk et Shaw (2014) élicitant les préférences inter-temporelles sur horizon long (20

ans) est révélatrice de cette incertitude. Bien que l'expérience utilise les bons du Trésor américain comme véhicule de paiement, les sujets sont 44% à douter du fait d'être rémunérés dans le futur.

Plus généralement, les protocoles expérimentaux permettent difficilement de reproduire et mesurer les arbitrages sur horizon long pour des décisions complexes comme la retraite ou la couverture du risque de dépendance, tandis que des phénomènes d'anticipation peuvent survenir (Masson, 2010). De même, pour la dépendance, mesurer l'effort de prévention de l'agent peut se révéler particulièrement difficile. Ce dernier devrait être quotidien et soutenu sur plusieurs années pour escompter avoir un effet significatif sur la probabilité d'apparition. Cependant, la « tâche des curseurs » (*sliders task*), couramment utilisée en laboratoire, mesure l'effort sur un délai restreint, avec un risque qu'il soit peu élastique aux incitations offertes (Araujo et al., 2016).

Compte tenu de ces limites, les préférences peuvent aussi être mesurées à partir de questionnaires. En premier lieu, des variables dites « proxy » de ces préférences sont couramment utilisées dans les analyses économétriques en économie de l'assurance (Dardanoni, Forcina et Donni, 2018 ; Fang, Keane et Silverman, 2008). Ces questions portent sur des aspects de la vie quotidienne ou des comportements qui, selon toute vraisemblance, sont corrélés à la préférence qui doit être contrôlée. Par exemple, Finkelstein et McGarry (2006) et Cutler, Finkelstein et McGarry (2008) utilisent le port de la ceinture de sécurité et le risque lié à la profession pour capter l'aversion pour le risque. De même, Browne et Zhou-Richter (2016) construisent un indice de pessimisme basé sur la préoccupation du sondé quant à la situation économique générale ou la protection de l'environnement<sup>43</sup>. Bien qu'elles puissent paraître à première vue variées, ces trois mesures ont un impact dans les trois études sur la décision d'assurance, et sur la réalisation du risque ou les dépenses *ex post*.

---

<sup>43</sup> Les auteurs considèrent que ces préoccupations sont subjectives et non pertinentes à l'échelle individuelle. Dès lors, un individu déclarant ce type de préoccupations est considéré comme plus pessimiste en comparaison d'un individu qui n'en déclare aucune.

Arrondel et Masson (2014) et Arrondel, Masson et Verger (2004) pointent également les limites des mesures expérimentales ou traditionnelles des préférences inter-temporelles et de l'aversion pour le risque, et privilégient les questions d'enquête<sup>44</sup>. Ils développent une méthodologie de *scoring* en formant des indices synthétiques qualitatifs et ordinaux pour mesurer les préférences à partir des questions de l'enquête *Pater*, associée à l'enquête *Patrimoine* de l'Insee. L'objectif est de multiplier les questions de différentes natures, portant sur la vie quotidienne, des scénarios fictifs ou des choix de loteries, couvrant plusieurs domaines : les loisirs, le travail, les vacances, la retraite, etc. Chaque question est associée à une préférence qu'elle mesure imparfaitement en soi, du fait d'effets de contexte ou d'erreurs de mesure. Pour citer quelques exemples, « Vous définiriez-vous comme quelqu'un qui fait généralement des projets ? » ou « Êtes-vous du genre à préparer vos vacances longtemps à l'avance ? » sont associées à la préférence pour le présent. A l'inverse, « Êtes-vous d'accord avec l'affirmation suivante : le mariage est une assurance » ou « Quand vous sortez de chez vous et que la météo est incertaine, prenez-vous vos précautions (parapluie, imperméable) ? » sont associées à l'aversion pour le risque. Les réponses aux questions sont alors sommées pour former des scores bruts. L'idée fondamentale est que les questions, bien qu'elles portent sur différents sujets, sont toutes associées à la même dimension latente des préférences que l'on souhaite mesurer. Pour chaque préférence, l'agrégation des réponses aux questions permet donc de faire ressortir cette dimension commune tout en éliminant le biais lié aux erreurs de mesure. Dans une étape finale, la cohérence interne de chaque score est vérifiée par des tests psychométriques classiques<sup>45</sup>. Cette méthode a montré de bonnes performances pour expliquer certains comportements comme les choix patrimoniaux (Arrondel et Masson, 2014), ou la perception du risque et la décision de souscrire une assurance dans le cadre de la dépendance (Fontaine, Plisson et Zerrar, 2014). D'autre part, les mesures de préférences à partir de questions

---

<sup>44</sup> Voir également Arrondel, Masson et Verger (2005).

<sup>45</sup> e.g. *item-rest correlation*, *alpha de Cronbach* ou *Greatest Lower Bound*. Voir Cronbach et Shavelson (2004), et Trizano-Hermosilla et Alvarado (2016).

d'enquêtes sont généralement fortement corrélées aux mesures expérimentales et peuvent même avoir de meilleures capacités prédictives (Pinger, 2017).

Pour finir, l'une des limites potentielles des analyses économétriques est la présence d'hétérogénéité inobservée et nombre d'estimations visent à traiter le biais d'endogénéité qui peut en résulter. Par conséquent, d'un point de vue économétrique, l'information inobservable est tout aussi intéressante que celle qui est observée. À cela, les modèles à équations simultanées apportent une réponse en modélisant conjointement les termes d'erreur des équations à partir d'une loi de probabilité multivariée (Greene, 2011 ; Heckman, 1978 ; Maddala, 1983). L'estimation des modèles permet d'avoir une mesure des corrélations des facteurs inobservables expliquant les décisions ou les comportements. Ces corrélations apportent donc des informations additionnelles interprétables sur les mécanismes sous-jacents des décisions ou comportements, conditionnellement aux variables d'intérêt et de contrôle présentes dans les équations. Ces modèles ont particulièrement été utilisés en économie de l'assurance afin d'étudier la présence d'asymétrie d'information sur les marchés assurantiels. En présence d'anti-sélection ou d'aléa moral, Chiappori et Salanié (2000) rappellent que, conditionnellement aux facteurs observables utilisés par l'assureur pour tarifier, il devrait y avoir une corrélation positive entre le taux de couverture et le risque. Les analyses économétriques utilisent alors des modèles à équations simultanées : une pour le taux de couverture (ou la décision d'assurance) et une pour le risque (ou les dépenses *ex post*). La présence d'asymétrie d'information est donc testée empiriquement à partir du signe et de la significativité de la corrélation des termes d'erreur de ces deux équations. Toutefois, dans la plupart des analyses, cette corrélation n'est pas significative (e.g. Chiappori et Salanié, 2000 ; Finkelstein et McGarry, 2006). À l'inverse, toujours par la corrélation des termes d'erreur, lorsque la seconde équation ne modélise pas le risque mais l'effort de prévention, les résultats montrent généralement la présence d'aléa moral *ex ante* (e.g. Stanciole, 2008).

## 4. Résumé de la thèse et des principales contributions

Cette thèse est composée de trois chapitres qui, séparément, apportent plusieurs contributions pour chacun des trois phénomènes ou risques présentés précédemment : la retraite, la santé et la dépendance. Elle part de plusieurs constats relatifs aux limites ou aux indéterminations (théoriques comme empiriques) de la littérature existante, notamment des évaluations des politiques publiques. Ces trois axes de recherche semblent particulièrement importants du fait de l'évolution démographique, la société française allant vers une société du grand âge. De plus, ils sont intimement liés, du fait de la succession temporelle de ces trois risques ou étapes liés au vieillissement. En ce sens, toute intervention publique pour modifier le système des retraites pourrait engendrer un impact sur l'état de santé des individus, non sans conséquence, *in fine*, sur l'occurrence de la dépendance. Cette thèse a donc pour objectif, à partir d'un modèle théorique et de trois sources différentes de données, d'étudier de manière plus profonde les déterminants des décisions individuelles et des comportements, en explorant notamment le rôle des préférences et des interactions sociales.

Partant du constat que les incitations financières visant à retarder les départs à la retraite peuvent avoir un effet hétérogène ou relativement limité, **le premier chapitre** étudie l'impact d'un autre déterminant potentiel de la décision de départ : l'incohérence temporelle. D'après les modèles théoriques analysant l'impact de cette structure de préférences dans une approche de « cycle de vie », ce biais comportemental peut avoir deux effets contraires. Premièrement, la surpondération de l'utilité immédiate de la retraite peut inciter l'individu à quitter plus précocement le marché du travail. Deuxièmement, du fait de la surpondération de l'utilité immédiate de la consommation durant sa période active, l'individu épargne moins pour ses vieux jours et devra au contraire partir plus tardivement à la retraite afin d'avoir une richesse suffisante. A partir des données de la troisième vague d'enquête « Motivations de départ à la retraite » de la DREES (2014), une analyse économétrique étudie les déterminants de la décision de proroger le départ à la retraite pour partir avec une surcote.



Cette base de données contient des informations sur les nouveaux retraités ayant liquidé leurs pensions entre juillet 2012 et juin 2013. La population considérée est composée de salariés du secteur public ou du secteur privé, de fonctionnaires « sédentaires » et d'indépendants, ayant tous au moins cotisé une année au régime général de la Sécurité sociale. Les individus sont en particulier interrogés sur leur statut avant retraite et leurs connaissances des dispositifs institutionnels (surcote, décote, taux plein). Les données sont appariées avec les données administratives des caisses de retraite (e.g. CNAV), qui renseignent quant à elles sur le statut de départ (décote, taux plein, surcote), le nombre de trimestres validés, ou encore le salaire annuel moyen.

De plus, dans cette enquête, les individus devaient aussi renseigner si plusieurs motivations ont eu un impact sur leur choix de départ. Ces questions permettent de créer, sur la base de la méthodologie de *scoring* développée par Arrondel et Masson (2014), deux scores synthétiques ordinaux pour mesurer les préférences inter-temporelles. Le premier mesure le biais pour le présent, captant l'impatience de court terme, et le second mesure à l'inverse l'impatience de long terme. Puisque les individus semblent s'informer des règles et des dispositifs au moment de faire leurs choix de départ à la retraite, un modèle probit bivarié récursif permet de traiter l'endogénéité de la connaissance de la surcote. Les variables de contrôle considérées sont notamment le genre, l'état de santé, le salaire annuel moyen, le statut (salarié du public, du privé, fonctionnaire sédentaire ou indépendant) et l'éligibilité au départ anticipé pour carrière longue. Après traitement de l'endogénéité de la connaissance de la surcote, les résultats montrent que les deux indices de préférences inter-temporelles ont un impact significatif et négatif sur la probabilité de retarder le départ à la retraite pour bénéficier d'une surcote. Autrement dit, toutes choses égales par ailleurs, les individus manifestant de l'incohérence temporelle partent plus précocement à la retraite. De plus, après calculs des probabilités prédites pour différents cas « types », l'incohérence temporelle pourrait provoquer une baisse de la probabilité de partir à la retraite avec surcote de près de 30%.

Les analyses économétriques mesurant l'impact de la retraite sur la santé trouvent des résultats très hétérogènes, en fonction notamment de la méthode utilisée. **Le deuxième chapitre** de cette thèse étudie donc les mécanismes sous-jacents en analysant l'impact de la retraite sur les comportements préventifs et à risque des couples. Dans cet objectif, une analyse économétrique mobilise les données d'enquête européenne *SHARE* (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*) (Börsch-Supan, 2019a,b,c,d,e,f). Cette dernière est une enquête multidisciplinaire qui interroge les individus âgés de 50 ans et plus sur leurs statuts économiques, leurs comportements en matière de santé, leurs retraites et leurs interactions sociales, notamment au sein des ménages. Par ailleurs, la particularité de l'enquête est que pour une part importante de l'échantillon initial, le/la conjoint(e) est également interrogé(e), permettant d'analyser les comportements des individus en couple. L'analyse retient six vagues de l'enquête (1, 2, 4, 5, 6 et 7) portant sur dix pays : l'Autriche, l'Allemagne, la Suède, les Pays-Bas, l'Espagne, l'Italie, la France, le Danemark, la Suisse et la Belgique.

Cinq dimensions des comportements préventifs et à risque sont considérées, ayant selon toute vraisemblance un impact sur la santé : la vaccination contre la grippe, le tabagisme, la consommation d'alcool, la pratique d'une activité physique et l'indice de masse corporelle. Conformément aux analyses empiriques existantes, le traitement économétrique dans ce chapitre tient compte de l'endogénéité des statuts par rapport à la retraite des deux conjoints, pouvant provenir d'une forme de causalité inversée ou de la présence d'hétérogénéité inobservée. Mais, contrairement à la littérature étudiant ces mêmes déterminants dans un cadre purement individuel (e.g. Eibich, 2015 ; Kesavayuth, Rosenman et Zikos, 2018), l'analyse tient aussi compte de l'interaction entre les deux membres d'un couple dans les comportements de départ à la retraite et les comportements préventifs (ou à risque). A partir de modèles à équations simultanées, l'endogénéité des statuts vis-à-vis de la retraite des deux conjoints est traitée au moyen des âges légaux officiels dans une approche de 'Régression par Discontinuité' adaptée au cadre non linéaire. D'autre part, l'utilisation de ces modèles permet d'identifier, pour chaque

individu, l'impact de sa propre retraite (effet direct) et l'impact de la retraite de son conjoint (effet indirect) sur ses comportements en matière de santé. La coordination entre conjoints est quant à elle mesurée par la corrélation des termes d'erreur des deux équations modélisant les comportements préventifs.

Les résultats montrent qu'il n'y a pas d'effet général de la retraite sur les comportements en matière d'obésité (indice de masse corporelle) ou d'activité physique, et la présence d'effets d'externalité asymétriques de la retraite du conjoint pour les comportements de tabagisme. À l'inverse, ils indiquent la présence d'un effet global de la retraite du couple en faveur d'une réduction de la fréquence et de la quantité d'alcool consommée pour les deux conjoints. De même, la retraite favorise significativement les comportements de vaccination pour les hommes. L'analyse se poursuit en explorant deux sources d'hétérogénéité des résultats. D'abord, les résultats peuvent varier en fonction du statut de pénibilité de l'emploi occupé avant retraite. Les résultats complémentaires montrent que la retraite semble provoquer une meilleure hygiène de vie pour les individus ayant un emploi à faible pénibilité. Ensuite, les résultats varient aussi en fonction de l'ordre des départs dans le couple : l'effet de la retraite du conjoint peut dépendre du propre statut de retraite de l'individu. Ainsi, les résultats révèlent que la retraite de la femme semble particulièrement influencer sur le comportement de l'homme lorsque ce dernier est encore actif. À l'inverse, la retraite de l'homme semble particulièrement influencer sur le comportement de la femme lorsqu'elle est déjà retraitée. Pour finir, on observe toujours une corrélation positive et significative des corrélations des termes d'erreur entre les équations modélisant les comportements préventifs des deux conjoints, interprétée comme une forme de coordination au sein du couple. Ces résultats suggèrent donc que l'impact de la retraite sur la santé et sur les comportements préventifs devrait toujours être étudié en tenant compte des effets d'externalités entre les deux membres du couple.

Enfin, pour le risque dépendance, **le troisième chapitre** de cette thèse propose deux contributions, une théorique et une empirique, sur l'étude des propriétés d'arbitrage entre

l'autoprotection et la décision d'assurance dans le cadre de l'introduction d'un programme de prévention par un organisme assureur. Ce programme de prévention est supposément proposé à titre gratuit avec participation libre. En s'inspirant des travaux d'Ehrlich et Becker (1972), le chapitre développe un modèle théorique d'assurance avec choix de couverture endogène où l'individu fait face au risque de dépendance et a la possibilité de participer à un programme qui réduit le coût marginal de l'effort d'autoprotection. Les propriétés d'arbitrage mises en évidence par Ehrlich et Becker (1972) entre l'autoprotection et le choix de couverture sont alors en partie remises en cause. Les prédictions à l'équilibre montrent que, dans le cas d'une prime chargée, la relation entre couverture assurantielle et effort d'autoprotection est indéterminée : la participation au programme a un impact positif sur l'effort mais un effet indéterminé sur le taux de couverture. Toutefois, dans le cas spécifique d'une prime avoisinant la prime actuarielle, la participation au programme a toujours un impact positif sur l'effort mais cette fois-ci aucun impact sur le choix de la couverture assurantielle.

Ces prédictions sont testées empiriquement à partir de données d'enquête conduite en 2016 auprès d'un portefeuille de clientèle d'une société mutualiste française (Apouey, 2019). L'échantillon, composé d'individus âgés de 40 ans et plus, est représentatif des assurés pour l'âge, le genre et le type de contrat complémentaire santé. Les principaux thèmes abordés sont les comportements préventifs et la préparation pour les vieux jours (retraite, maintien de l'hygiène de vie, dépendance) ainsi que les attentes des assurés concernant de nouveaux dispositifs que pourrait mettre en place la société mutualiste (e.g. programme de prévention).

Pour les besoins de l'analyse, l'enquête renseigne en particulier sur la souscription d'une assurance dépendance, la propension des individus à participer à un programme de prévention ainsi que sur leurs efforts d'autoprotection, i.e. s'ils fournissent un effort pour maintenir ou développer leurs capacités intellectuelles. Elle permet aussi de mesurer les préférences individuelles sur six dimensions (aversion pour le risque, impatience de court et long terme, altruisme social, altruisme familial et réciprocité positive) à partir de questions basées sur la

méthodologie d'Arrondel et Masson (2014). Un modèle probit multivarié récursif permet alors de mesurer l'impact causal de l'assurance et de la participation au programme sur l'effort, en traitant l'endogénéité de ces deux dernières décisions. Cette stratégie économétrique permet donc de tester la présence d'aléa moral *ex ante* et d'anti-sélection/sélection avantageuse sur le marché de l'assurance dépendance français.

Tout d'abord, en contrôlant uniquement par les facteurs observables utilisés par l'assureur pour tarifer, les résultats économétriques confirment la présence d'aléa moral *ex ante*, avec un effet négatif de l'assurance dépendance sur l'effort d'autoprotection. Ils indiquent également l'existence d'une sélection avantageuse, par la corrélation positive des termes d'erreur des équations d'effort et d'assurance. L'intention de participer au programme de prévention n'a, par contre, pas d'impact sur la décision d'assurance, ni sur l'effort. Dans une seconde spécification, lorsque l'impact des préférences individuelles (et des biais comportementaux) est cette fois-ci contrôlé, l'impact de l'assurance sur l'effort et la corrélation positive des termes d'erreur ne sont plus significatifs. De plus, l'intention de participer au programme impacte positivement l'effort comme la décision d'assurance. D'après ces résultats additionnels, l'aléa moral initialement mesuré s'explique donc par les préférences individuelles et non par des comportements purement stratégiques et rationnels dans l'intention de bénéficier d'une rente informationnelle. D'autre part, puisque la participation à un programme donne des informations à l'assureur et autorise une meilleure évaluation du risque de l'assuré, la sélection avantageuse, initialement inobservable, passe par le canal du programme et est cette fois-ci révélée. Ces résultats permettent de lever l'indétermination du modèle théorique dans le cas d'une prime chargée : la relation entre la décision d'assurance et l'effort d'autoprotection est une relation de complémentarité.

## 5. Références

- Aguilova, L., H. Sauzéon, É. Balland, C. Consel, et B. N’Kaoua. 2014. « Grille AGGIR et aide à la spécification des besoins des personnes âgées en perte d’autonomie ». *Revue Neurologique* 170 (3) : 216-21. <https://doi.org/10.1016/j.neurol.2014.01.039>.
- Akerlof, G. A. 1970. « The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism ». *The Quarterly Journal of Economics* 84 (3) : 488-500. <https://doi.org/10.2307/1879431>.
- Allais, M. 1953. « Le comportement de l’Homme rationnel devant le risque : critique des postulats et axiomes de l’École Américaine ». *Econometrica* 21 : 503-546.
- Andler, R., R. Guignard, S. Spilka, O. Le Nézet, A. Pasquereau, J.-B. Richard, et V. Nguyen-Thanh. 2018. « Consommation de tabac et usage de cigarette électronique en France ». *Revue des Maladies Respiratoires* 35 (6) : 673-85. <https://doi.org/10.1016/j.rmr.2018.01.008>.
- Andreoni, J., M. A. Kuhn, et C. Sprenger. 2015. « Measuring time preferences: A comparison of experimental methods ». *Journal of Economic Behavior & Organization* 116 : 451-64. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2015.05.018>.
- Apouey, B. H. 2019. « Présentation de l’enquête Bien vieillir Harmonie Mutuelle ». *PSE working paper*.
- Araujo, F. A., E. Carbone, L. Conell-Price, M. W. Dunietz, A. Jaroszewicz, R. Landsman, D. Lamé, L. Vesterlund, S. W. Wang, et A. J. Wilson. 2016. « The slider task: an example of restricted inference on incentive effects ». *Journal of the Economic Science Association* 2 (1) : 1-12. <https://doi.org/10.1007/s40881-016-0025-7>.
- Argus de l’Assurance. 2017. « Prévention santé en entreprise : mythe ou opportunité ? », 2017. <https://www.argusdelassurance.com/acteurs/prevention-sante-en-entreprise-mythe-ou-opportunite.122410>.
- Arrondel, L., A. Masson et D. Verger. 2004. « Préférences de l’épargnant et accumulation patrimoniale ». *Economie et Statistique*, Numéro spécial, 374-375.
- Arrondel, L., A. Masson, et D. Verger. 2005. « Préférences face au risque et à l’avenir : types d’épargnants ». *Revue économique* 56 (2) : 393-416. <https://doi.org/10.3917/reco.562.0393>.
- Arrondel, L., et A. Masson. 2014. « Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise)? » *Economie et Statistique* 467 (1) : 5-49. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10244>.
- Arrondel, L., A. Masson, et L. Soulat. 2013. « Les Français et leur retraite : connaissance, inquiétude et attachement ». Caisse des Dépôts, Direction des retraites et de la solidarité Questions Retraite & Solidarité n° 2. <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-2001.pdf>.
- Arrow, K. J. 1963. « Uncertainty and the welfare economics of medical care ». *The American Economic Review* 53 (5) : 941-73.

- Baicker, K., D. Cutler, et Z Song. 2010. « Workplace wellness programs can generate savings ». *Health Affairs* 29 (2) : 304-11. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2009.0626>.
- Bardey, D., A. Couffinhal, et M. Grignon. 2003. « Efficacité et risque moral ex post en assurance maladie ». *Revue française d'économie* 18 (2) : 165-97. <https://doi.org/10.3406/rfeco.2003.1487>.
- Becker, G. S. 1964. *Human capital*. New York: Columbia University Press. NBER.
- . 1965. « A theory of the allocation of time ». *The Economic Journal* 75 (299) : 493-517. <https://doi.org/10.2307/2228949>.
- Behaghel, L., et D. M. Blau. 2012. « Framing social security reform: behavioral responses to changes in the full retirement age ». *American Economic Journal: Economic Policy* 4 (4) : 41-67. <https://doi.org/10.1257/pol.4.4.41>.
- Belloni, M. 2008. *The option value model in the retirement literature: the trade-off between computational complexity and predictive validity*. ENEPRI research report 50. Brussels : ENEPRI.
- Benallah, S. 2011. « Comportements de départ en retraite et réforme de 2003. Les effets de la surcote ». *Economie et Statistique* 441 (1) : 79-99. <https://doi.org/10.3406/estat.2011.9614>.
- « Bilan de la loi de sécurisation de l'emploi du 14 juin 2013 ». 2015. [https://travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/CONFERENCE\\_THEMATIQUE\\_DU\\_3\\_AVRIL\\_2015\\_-\\_Bilan\\_de\\_la\\_loi\\_de\\_securisation\\_de\\_l\\_emploi.pdf](https://travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/CONFERENCE_THEMATIQUE_DU_3_AVRIL_2015_-_Bilan_de_la_loi_de_securisation_de_l_emploi.pdf).
- Boneschi, S., et M. Zakri. 2018. « La durée de perception de l'allocation personnalisée d'autonomie. Des profils de bénéficiaires très différents ». Les dossiers de la DREES. Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. Octobre 2018, n°29. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dd29.pdf>.
- Börsch-Supan, A. 2019a. « Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 1. Release version: 7.0.0. » SHARE-ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w1.700>.
- . 2019b. « Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 2. Release version: 7.0.0. » SHARE-ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w2.700>.
- . 2019c. « Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 4. Release version: 7.0.0. » SHARE-ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w4.700>.
- . 2019d. « Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 5. Release version: 7.0.0. » SHARE-ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w5.700>.
- . 2019e. « Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 6. Release version: 7.0.0. » SHARE-ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w6.700>.
- . 2019f. « Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 7. Release version: 7.0.0. » SHARE-ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w7.700>.
- Bourdillon, F. 2009. « Agences régionales de santé. Promotion, prévention et programmes de santé ». Saint-Denis, INPES. <https://ipcem.org/img/ouvrages/ARSPPPPS.pdf>.



- Brown, J. R., et A. Finkelstein. 2007. « Why is the market for long-term care insurance so small? » *Journal of Public Economics* 91 (10) : 1967-91. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.02.010>.
- . 2008. « The Interaction of public and private insurance: Medicaid and the long-term care insurance Market ». *American Economic Review* 98 (3) : 1083-1102. <https://doi.org/10.1257/aer.98.3.1083>.
- Browne, M. J., et T. Zhou-Richter. 2016. « Lemons or Cherries? Asymmetric information in the German private Long-term Care insurance market ». Dans *The Geneva Papers: 40 Years at the Cutting Edge of Research in Insurance Economics*. Sous la direction de C. Courbage, 5-33. [https://doi.org/10.1007/978-1-137-57479-4\\_2](https://doi.org/10.1007/978-1-137-57479-4_2).
- Browning, M. J., P-A. Chiappori, et Y. Weiss. 2014. *Economics of the family*. Cambridge Surveys of Economic Literature. New York, NY : Cambridge Univ. Press.
- Cabral, M., et M. R. Cullen. 2017. « The effect of insurance coverage on preventive care ». *Economic Inquiry* 55 (3) : 1452–1467. <https://doi.org/10.1111/ecin.12442>.
- Calvet, L. 2016. « État de santé et dépendance des personnes âgées en institution ou à domicile ». *Etudes & Résultats*, 0988, DREES. [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er\\_988.pdf](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er_988.pdf).
- Carman, K. G., et P. Kooreman. 2014. « Probability perceptions and preventive health care ». *Journal of Risk and Uncertainty* 49 (1) : 43-71. <https://doi.org/10.1007/s11166-014-9196-x>.
- Carrieri, V., et M. Bilger. 2013. « Preventive care: underused even when free. Is there something else at work? » *Applied Economics* 45 (2) : 239-53. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.597729>.
- Chan, S., et A. H. Stevens. 2008. « What you don't know can't help you: pension knowledge and retirement decision-making ». *The Review of Economics and Statistics* 90 (2) : 253-66. <https://doi.org/10.1162/rest.90.2.253>.
- Chiappori, P-A., et B. Salanié. 2000. « Testing for asymmetric information in insurance markets ». *Journal of Political Economy* 108 (1) : 56–78. <https://doi.org/10.1086/262111>.
- Chyderiotis, S., A. Gautier, et C. Jestin. 2017. « Perceptions et comportements des 65-75 ans vis-à-vis de la vaccination contre la grippe saisonnière en France en 2016 ». *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire* 22 : 476-81.
- Coe, N. B., M. M. Skira, et C. H. Van Houtven. 2015. « Long-term care insurance: Does experience matter? » *Journal of Health Economics* 40 : 122–131. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.01.001>.
- Coile, C. 2004. « Retirement incentives and couples' retirement decisions ». *Topics in Economic Analysis & Policy* 4 (1). <https://doi.org/10.2202/1538-0653.1277>.
- Colombo, F., A. Llana-Nozal, J. Mercier, et F. Tjadens. 2011. *Help wanted? Providing and paying for Long-Term Care*. OECD Health Policy Studies. OECD. <https://doi.org/10.1787/9789264097759-en>.



- Colombo, F. 2012. « Typology of public coverage for Long-Term Care in OECD countries ». Dans *Financing Long-Term Care in Europe*. Sous la direction de Joan Costa-Font et Christophe Courbage, 17-40. London : Palgrave Macmillan UK. [https://doi.org/10.1057/9780230349193\\_2](https://doi.org/10.1057/9780230349193_2).
- Comité interministériel pour la Santé. 2018. « Priorité prévention. Rester en bonne santé tout au long de sa vie ». [https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/180326-dossier\\_de\\_presse\\_priorite\\_prevention.pdf](https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/180326-dossier_de_presse_priorite_prevention.pdf).
- COR. 2011a. « Prolongation d'activité, liberté de choix et neutralité actuarielle : décote, surcote et cumul emploi retraite ». Réunion du Conseil du 26 janvier 2011. Conseil d'Orientation des Retraites. <https://www.cor-retraites.fr/documents/reunions-du-cor/prolongation-d-activite-liberte-de-choix-et-neutralite-actuarielle-decote-surcote-et-cumul-emploi-retraite>.
- . 2011b. « Minorations et majorations de pension actuariellement neutres pour un régime de retraite ». Séance plénière du 26 janvier 2011 « Prolongation d'activité, liberté de choix et neutralité actuarielle : décote, surcote et cumul emploi retraite ». <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-1460.pdf>.
- . 2016. « Rétrospective des réformes des retraites depuis 1993. Les effets des réformes des retraites (2) ». Séance plénière du 14 Décembre. Conseil d'Orientation des Retraites. <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-3727.pdf>.
- . 2018. « Les modes de calcul des droits et la transition d'un système à l'autre ». Réunion du Conseil du 14 février 2018. <https://www.cor-retraites.fr/documents/reunions-du-cor/les-modes-de-calcul-des-droits-et-la-transition-d-un-systeme-a-l-autre>.
- . 2019a. « Évolutions et perspectives des retraites en France ». Rapport annuel du COR - 13 Juin 2019. <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-4646.pdf>.
- . 2019b. « Perspectives des retraites en France à l'horizon 2030 ». Rapport du COR - Novembre. [https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2020-01/Rapport\\_novembre\\_2019\\_V4.pdf](https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2020-01/Rapport_novembre_2019_V4.pdf).
- Courbage, C., et A. De Coulon. 2004. « Prevention and private health insurance in the UK ». *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice* 29 (4) : 719–727. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0440.2004.00313.x>.
- Courbage, C., B. Rey, et N. Treich. 2013. « Prevention and precaution ». Dans *Handbook of Insurance*. Sous la direction de G. Dionne, 185-204. New York, NY : Springer New York. [https://doi.org/10.1007/978-1-4614-0155-1\\_8](https://doi.org/10.1007/978-1-4614-0155-1_8).
- Courbage, C., et N. Roudaut. 2008. « Empirical evidence on long-term care insurance purchase in France ». *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice* 33 (4) : 645–658. <https://doi.org/10.1057/gpp.2008.30>.
- Courbage, Christophe, et Manuel Plisson. 2012. « Financing Long-Term Care in France ». Dans *Financing Long-Term Care in Europe*. Sous la direction de Joan Costa-Font et Christophe Courbage, 125-50. London : Palgrave Macmillan UK. [https://doi.org/10.1057/9780230349193\\_8](https://doi.org/10.1057/9780230349193_8).

- Cronbach, L. J., et R. J. Shavelson. 2004. « My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures ». *Educational and Psychological Measurement* 64 (3) : 391-418. <https://doi.org/10.1177/0013164404266386>.
- Cropper, M. L. 1977. « Health, investment in health, and occupational choice ». *Journal of Political Economy* 85 (6) : 1273-94. <https://doi.org/10.1086/260637>.
- Cutler, D. M., A. Finkelstein, et K. McGarry. 2008. « Preference heterogeneity and insurance markets: Explaining a puzzle of insurance ». *American Economic Review* 98 (2) : 157–62. <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.157>.
- Dardanoni, V., A. Forcina, et P. L. Donni. 2018. « Testing for asymmetric information in insurance markets: A multivariate ordered regression approach ». *Journal of Risk and Insurance* 85 (1) : 107-25. <https://doi.org/10.1111/jori.12145>.
- Davin, B., A. Paraponaris, et C. Potière. 2014. « L'évaluation économique du poids des solidarités familiales ». *Séminaire de la Chaire Transitions démographiques – Transition économiques, Caisse des Dépôts, 20 février*.
- De Donder, P. 2015. « Le marché des soins de longue durée : assurances privées, publiques et aide familiale ». *Assurances et gestion des risques/Insurance and risk management* 82 (3-4).
- De Donder, P., et J. Hindriks. 2009. « Adverse selection, moral hazard and propitious selection ». *Journal of Risk and Uncertainty* 38 (1) : 73–86. <https://doi.org/10.1007/s11166-008-9056-7>.
- « Décret n° 2014-1498 du 11 décembre 2014 relatif aux garanties collectives présentant le degré élevé de solidarité mentionné à l'article L. 912-1 du code de la sécurité sociale. | Legifrance [Internet] (cité février 2020) ». s. d. [https://www.legifrance.gouv.fr/eli/decret/2014/12/11/2014-1498/jo/article\\_1](https://www.legifrance.gouv.fr/eli/decret/2014/12/11/2014-1498/jo/article_1).
- Delevoe, J-P. 2019. « Pour un système universel de retraite ». Préconisations de Jean-Paul Delevoe, Haut-Commissaire à la réforme des retraites. [https://reforme-retraite.gouv.fr/IMG/pdf/retraite\\_01-09\\_leger.pdf](https://reforme-retraite.gouv.fr/IMG/pdf/retraite_01-09_leger.pdf).
- DellaVigna, S. 2009. « Psychology and economics: Evidence from the field ». *Journal of Economic literature* 47 (2) : 315–372. <https://doi.org/10.1257/jel.47.2.315>.
- Denant-Boemont, L., E. Diecidue, et O. l'Haridon. 2017. « Patience and time consistency in collective decisions ». *Experimental Economics* 20 (1) : 181-208. <https://doi.org/10.1007/s10683-016-9481-4>.
- Dervaux, B., et L. Eeckhoudt. 2004. « Prévention en économie et en médecine : à propos de quelques malentendus ». *Revue économique* 55 (5) : 849. <https://doi.org/10.3917/reco.555.0849>.
- Dionne, G., et L. Eeckhoudt. 1985. « Self-insurance, self-protection and increased risk aversion ». *Economics Letters* 17 (1-2) : 39-42. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(85\)90123-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(85)90123-5).
- Dionne, G., et J. Li. 2011. « The impact of prudence on optimal prevention revisited ». *Economics Letters* 113 (2) : 147-149. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.06.019>.

- Dionne, G., et P. St-Michel. 1991. « Workers' compensation and moral hazard ». *The Review of Economics and Statistics* 73 (2) : 236. <https://doi.org/10.2307/2109513>.
- Doty, P., P. Nadash, et N. Racco. 2015. « Long-Term Care financing: Lessons from France ». *Milbank Quarterly* 93 (2) : 359-91. <https://doi.org/10.1111/1468-0009.12125>.
- DREES. 2014. « Enquête sur les motivations de départ à la retraite - Ministère de la Santé [producteur], ADISP-CMH [diffuseur] ». <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/open-data/retraites/article/l-enquete-motivations-de-depart-a-la-retraite>.
- . 2019a. « La protection sociale en France et en Europe en 2017 - Résultats des comptes de la protection sociale ». Panoramas de la Drees, Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/cps19.pdf>.
- . 2019b. « Comptes de la protection sociale ».
- . 2019c. « Les retraités et les retraites ». Panoramas de la Drees, Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/panorama-retraite-2019.pdf>.
- . 2019d. « Les dépenses de santé en 2018 - Résultats des comptes de la santé - Edition 2019 ». Panoramas de la Drees, Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/cns2019.pdf>.
- . 2019e. « La complémentaire santé. Acteurs, bénéficiaires, garanties ». Panoramas de la Drees, Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/cs2019.pdf>.
- . 2019f. « L'aide et l'action sociales en France - Perte d'autonomie, handicap, protection de l'enfance et insertion ». Panoramas de la Drees, Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/aas2019.pdf>.
- . 2019g. « Infographie : L'allocation personnalisée d'autonomie - Repères et chiffres clés ». <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/infographie-apa.pdf>.
- DREES-SPF. 2017. « L'état de santé de la population en France ». <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/esp2017.pdf>.
- DSS. 2019. « Les chiffres clés de la sécurité sociale 2018 ». Direction de la sécurité sociale. <https://www.securite-sociale.fr/files/live/sites/SSFR/files/medias/DSS/2019/CHIFFRES%20CLES%202019.pdf>.
- Duncan, M., M. Freiberg, R. Greevy, S. Kundu, R. Vasan, et H. Tindle. 2019. « Association of smoking cessation with subsequent risk of cardiovascular disease ». *JAMA* 322 (7) : 642. <https://doi.org/10.1001/jama.2019.10298>.
- Eeckhoudt, L., et C. Gollier. 2005. « The impact of prudence on optimal prevention ». *Economic Theory* 26 (4) : 989-994. <https://doi.org/10.1007/s00199-004-0548-7>.
- Ehrlich, I., et G. S. Becker. 1972. « Market insurance, self-insurance, and self-protection ». *Journal of Political Economy* 80 (4) : 623-48. <https://doi.org/10.1086/259916>.

- Eibich, P. 2015. « Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity ». *Journal of Health Economics* 43 : 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.05.001>.
- El Mekkaoui-De Freitas, N., et B. Legendre. 2015. « Pension information and retirement planning in France: An evaluation of public policy ». *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2744582>.
- Engels, B., J. Geyer, et P. Haan. 2017. « Pension incentives and early retirement ». *Labour Economics*, EALE conference issue 2016, 47 : 216-31. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.05.006>.
- Fang, H., M. P. Keane, et D. Silverman. 2008. « Sources of advantageous selection: Evidence from the Medigap insurance market ». *Journal of Political Economy* 116 (2) : 303-50. <https://doi.org/10.1086/587623>.
- Fehr, E., et S. Gächter. 2000. « Fairness and retaliation: The economics of reciprocity ». *Journal of Economic Perspectives* 14 (3) : 159–181. <https://doi.org/10.1257/jep.14.3.159>.
- FFA. 2017a. « Les assurances de personnes. Données clés 2017 ». Fédération Française de l'Assurance. <https://www.ffa-assurance.fr/chiffre-cle>.
- . 2017b. « L'assurance dépendance ». [www.ffa-assurance.fr/infos-assures/assurance-dependance](http://www.ffa-assurance.fr/infos-assures/assurance-dependance).
- . 2019. « L'assurance française. Données clés 2018 ».
- Finkelstein, A., et K. McGarry. 2006. « Multiple dimensions of private information: evidence from the long-term care insurance market ». *American Economic Review* 96 (4) : 938–958. <https://doi.org/10.1257/aer.96.4.938>.
- Fizzala, A. 2016. « Dépendance des personnes âgées : qui paie quoi ? L'apport du modèle "Autonomix" ». Les dossiers de la DREES. Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. Mars 2016, n°1. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/ddd1.pdf>.
- Flageolet, A. 2008. « Rapport de mission au profit du gouvernement relative aux disparités territoriales des politiques de prévention sanitaire ». Paris : Ministère de la Santé.
- Fontaine, R., et M. Plisson. 2016. « De la dépendance à l'aide : Premiers résultats de l'enquête Elders 2 ». Fondation Médéric Alzheimer, rapport d'étude n°10.
- Fontaine, R., M. Plisson, et N. Zerrar. 2014. « Dans quelle mesure les préférences individuelles contraignent-elles le développement du marché de l'assurance dépendance ? » *Economie et Statistique* 474 (1) : 35-68. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10510>.
- Fontaine, Roméo, Agnès Gramain, et Jérôme Wittwer. 2007. « Les configurations d'aide familiales mobilisées autour des personnes âgées dépendantes en Europe ». *Economie et statistique* 403 (1) : 97-115. <https://doi.org/10.3406/estat.2007.7090>.
- Frederick, S., G. Loewenstein, et T. O'Donoghue. 2002. « Time discounting and time preference: A critical review ». *Journal of Economic Literature* 40 (2) : 351-401. <https://doi.org/10.1257/002205102320161311>.

- GBD 2015 Risk Factors Collaborators. 2016. « Global, regional, and national comparative risk assessment of 79 behavioural, environmental and occupational, and metabolic risks or clusters of risks, 1990–2015: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2015 ». *The Lancet* 388 (10053) : 1659-1724. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)31679-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)31679-8).
- GBD 2016 Alcohol Collaborators. 2018. « Alcohol use and burden for 195 countries and territories, 1990–2016: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2016 ». *The Lancet* 392 (10152) : 1015-35. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(18\)31310-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(18)31310-2).
- GBD 2017 Causes of Death Collaborators. 2018. « Global, regional, and national age-sex-specific mortality for 282 causes of death in 195 countries and territories, 1980–2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017 ». *The Lancet* 392 (10159) : 1736-88. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(18\)32203-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(18)32203-7).
- Gigerenzer, G., et R. Garcia-Retamero. 2017. « Cassandra’s regret: The psychology of not wanting to know ». *Psychological Review* 124 (2) : 179-96. <https://doi.org/10.1037/rev0000055>.
- Grangier, J. 2018. « Le vieillissement de la population entraîne une hausse des dépenses de santé liées aux affections de longue durée ». *Etudes & Résultats*, 1077, DREES.
- Grangier, J., M. Mikou, R. Roussel, et J. Solard. 2017. « Les facteurs démographiques contribuent à la moitié de la hausse des dépenses de santé de 2011 à 2015 ». *Etudes & Résultats*, 1025, DREES.
- Greene, W. H. 2011. *Econometric analysis, Nueva York*. 7<sup>e</sup> éd. Prentice Hall.
- Grijalva, T. C., J. L. Lusk, et W. D. Shaw. 2014. « Discounting the distant future: An experimental investigation ». *Environmental and Resource Economics* 59 (1) : 39-63. <https://doi.org/10.1007/s10640-013-9717-0>.
- Grossman, M. 1972. « On the concept of health capital and the demand for health ». *Journal of Political Economy* 80 (2) : 223-55. <https://doi.org/10.1086/259880>.
- Gubler, T., I. Larkin, et L. Pierce. 2017. « Doing well by making well: The impact of corporate wellness programs on employee productivity ». *Management Science* 64 (11) : 4967-87. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2017.2883>.
- Gustman, A. L., et T. L. Steinmeier. 2000. « Retirement in dual-career families: A structural model ». *Journal of Labor Economics* 18 (3) : 503-45. <https://doi.org/10.1086/209968>.
- Heckman, J. J. 1978. « Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system ». *Econometrica* 46 (4) : 931-59. <https://doi.org/10.2307/1909757>.
- Hemenway, D. 1990. « Propitious selection ». *Quarterly Journal of Economics* 105 (4) : 1063–1069. <https://doi.org/10.2307/2937886>.
- . 1992. « Propitious selection in insurance ». *Journal of Risk and Uncertainty* 5 (3) : 247–251. <https://doi.org/10.1007/BF00057881>.
- Hendren, N. 2013. « Private information and insurance rejections ». *Econometrica* 81 (5) : 1713-62. <https://doi.org/10.3982/ECTA10931>.



- Herring, B. 2010. « Suboptimal provision of preventive healthcare due to expected enrollee turnover among private insurers ». *Health Economics* 19 (4) : 438-48. <https://doi.org/10.1002/hec.1484>.
- Hurd, M. 1990. « The joint retirement decision of husbands and wives ». In: *Issues in the Economics of Ageing*. University of Chicago Press, 231-58.
- INSEE. 2016. « Projections de population à l'horizon 2070 ». <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2496228>.
- . 2019a. « Espérance de vie à divers âges. Données annuelles de 1994 à 2019 ». <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2416631>.
- . 2019b. « Indicateurs de richesse nationale. Espérance de vie en bonne santé ». <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3281641?sommaire=3281778>.
- Kahneman, D., et A. Tversky. 1974. « Judgment under uncertainty: Heuristics and biases ». *Science* 185 (4157) : 1124-31. <https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>.
- . 1979. « Prospect Theory: An analysis of decision under risk ». *Econometrica* 47 (2) : 263. <https://doi.org/10.2307/1914185>.
- Kenkel, D. S. 1994. « The demand for preventive medical care ». *Applied Economics* 26 (4) : 313-25. <https://doi.org/10.1080/00036849400000078>.
- . 2000. « Prevention ». In *A.J. Culyer and J.P. Newhouse (eds), Handbook of Health Economics, Vol. 1B, ch. 31*. Amsterdam: North Holland.
- Kesavayuth, D., R. Rosenman, et V. Zikos. 2018. « Retirement and health behaviour ». *Applied Economics* 50 (54) : 5859-76. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488070>.
- Kimball, M. S. 1990. « Precautionary saving in the small and in the large ». *Econometrica* 58 (1) : 53-73.
- Laibson, D. 1997. « Golden eggs and hyperbolic discounting ». *The Quarterly Journal of Economics* 112 (2) : 443-78. <https://doi.org/10.1162/003355397555253>.
- Larbi, K., et D. Roy. 2019. « 4 millions de seniors seraient en perte d'autonomie en 2050 ». Insee Première n°1767. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4196949>.
- Latourelle, J. 2019. « Deux ans d'application de la loi d'adaptation de la société au vieillissement ». Etudes & Résultats, 1109, DREES. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er1109.pdf>.
- Lecroart, A., O. Froment, C. Marbot, et D. Roy. 2013. « Projection des populations âgées dépendantes. Deux méthodes d'estimation ». Dossiers Solidarité et Santé n°43, DREES. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/article43.pdf>.
- Legal, R., et M. Plisson. 2008. « Assurance dépendance, effets de sélection et antisélection ». Journées des Economistes de la Santé Français.
- Legendre, B., A-C. Pedrant, et M. Sabatier. 2018. « Should I stay or should I go? An econometric analysis of retirement decisions by couples ». *Applied Economics* 50 (53) : 5814-29. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488067>.

- Léon, C, et F. Beck. 2014. *Les comportements de santé des 55-85 ans analyses du Baromètre santé 2010*. Saint-Denis : Inpes éd.
- Les Echos. 2016. « Les programmes de prévention santé en entreprise en France, nouvelle réalité ou effet de mode ? », 2016. <https://www.lesechos-etudes.fr/news/2016/04/11/les-programmes-de-prevention-sante-en-entreprise-en-france-nouvelle-realite-ou-effet-de-mode/>.
- Lesueur, J-Y. 2018. « Quel impact des programmes de prévention santé sur l'arbitrage « auto-prévention – assurance » des assurés ? ». <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01717370>.
- Libault, D. 2019. « Rapport de concertation grand âge et autonomie ». [https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/rapport\\_grand\\_age\\_autonomie.pdf](https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/rapport_grand_age_autonomie.pdf).
- Loewenstein, G., et D. Prelec. 1992. « Anomalies in intertemporal choice: Evidence and an interpretation ». *The Quarterly Journal of Economics* 107 (2) : 573-97. <https://doi.org/10.2307/2118482>.
- Loubière, S., A. Parent, et J-M. Tallon. 2004. « L'économie de la prévention : enjeux et problématiques ». *Revue économique* 55 (5) : 831. <https://doi.org/10.3917/reco.555.0831>.
- Lowensteyn, I., V. Berberian, P. Belisle, D. DaCosta, L. Joseph, et S. A. Grover. 2018. « The measurable benefits of a workplace wellness program in Canada: Results after one year ». *Journal of Occupational and Environmental Medicine* 60 (3) : 211-16. <https://doi.org/10.1097/JOM.0000000000001240>.
- Maddala, G. S. 1983. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press.
- Makdessi, Y., et N. Pradines. 2017. « En EHPAD, les résidents les plus dépendants souffrent davantage de pathologies aiguës ». *Etudes et résultats* Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) (989). [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er\\_989.pdf](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er_989.pdf).
- Manski, C. F. 1993. « Identification of endogenous social effects: The reflection problem ». *The Review of Economic Studies* 60 (3) : 531. <https://doi.org/10.2307/2298123>.
- . 2000. « Economic analysis of social interactions ». *Journal of Economic Perspectives* 14 (3) : 115-36. <https://doi.org/10.1257/jep.14.3.115>.
- Martínez-Lemos, R. I. 2015. « Economic impact of corporate wellness programs in Europe: A literature review ». *Journal of Occupational Health* 57 (3) : 201-11. <https://doi.org/10.1539/joh.14-0217-RA>.
- Masson, A. 2010. « La vie pour l'épargnant ne se réduit pas à un exercice de calcul : Les impasses des approches du cycle de vie standard et psycho-économique ». *Revue française d'économie* XXV (1) : 117. <https://doi.org/10.3917/rfe.101.0117>.
- Mastrobuoni, G. 2009. « Labor supply effects of the recent social security benefit cuts: Empirical estimates using cohort discontinuities ». *Journal of Public Economics* 93 (11) : 1224-33. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.07.009>.
- Ministère des Solidarités et de la Santé. 2017. « Stratégie nationale de santé 2018-2022 ». [https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dossier\\_sns\\_2017\\_vdefpost-consult.pdf](https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dossier_sns_2017_vdefpost-consult.pdf).

- Montaut, A. 2018. « La généralisation de la complémentaire santé d'entreprise a peu fait évoluer le marché en 2016 ». *Etudes et résultats, 1064, DREES*. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er1064.pdf>.
- OECD. 2019a. *Pensions at a glance 2019: OECD and G20 Indicators*. OECD Pensions at a Glance. OECD. <https://doi.org/10.1787/b6d3dcfc-en>.
- . 2019b. *Health at a glance 2019: OECD Indicators*. Health at a Glance. OECD. <https://doi.org/10.1787/4dd50c09-en>.
- . 2019c. « Dataset: Health expenditure and financing ».
- . 2019d. *Society at a glance 2019: OECD Social Indicators*. Society at a Glance. OECD. [https://doi.org/10.1787/soc\\_glance-2019-en](https://doi.org/10.1787/soc_glance-2019-en).
- OMS. 2019. « Maladies non transmissibles ». <https://www.who.int/fr/news-room/fact-sheets/detail/noncommunicable-diseases>.
- Pauly, M. V. 1968. « The economics of moral hazard: Comment ». *American Economic Review* 58 (3) : 531-37.
- . 1990. « The rational nonpurchase of Long-Term-Care insurance ». *Journal of Political Economy* 98 (1) : 153-68. <https://doi.org/10.1086/261673>.
- Petauton, P., et M. Fromenteau. 2012. *Théorie et pratique de l'assurance vie: cours et problèmes corrigés*. Paris : Dunod.
- Pinger, P. R. 2017. « Predicting experimental choice behavior and life outcomes from a survey measure of present bias ». *Economics Bulletin* 37 (3) : 2162–2172.
- Plott, C. R., et V. L. Smith, dir. 2008. *Handbook of experimental economics results. Volume 1*. 1st ed. Handbooks in economics 28. Amsterdam ; New York : North Holland.
- Ramos-Gorand, M. 2016. « Le non-recours à l'APA à domicile vu par les professionnels de terrain - Entre contraintes et expression du choix des personnes âgées ». *Les dossiers de la DREES. Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. Décembre 2016, n°10*. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dd10.pdf>.
- Richard, JB., R. Andler, C. Cogordan, S. Spilka, et V. Nguyen-Thanh. 2019. « La consommation d'alcool chez les adultes en France en 2017 ». *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire* 5-6 : 89-97.
- Roquebert, Q., R. Fontaine, et A. Gramain. 2018. « Aider un parent âgé dépendant. Configurations d'aide et interactions dans les fratries en France ». *Population* 73 (2) : 323. <https://doi.org/10.3917/popu.1802.0323>.
- Rosso-Debord, V. 2010. « Rapport d'information sur la prise en charge des personnes âgées dépendantes ». Rapport de l'Assemblée Nationale. <http://www.assemblee-nationale.fr/13/pdf/rap-info/i2647.pdf>.
- Rothschild, M., et J. Stiglitz. 1976. « Equilibrium in competitive insurance markets: An essay on the economics of imperfect information ». *The Quarterly Journal of Economics* 90 (4) : 629. <https://doi.org/10.2307/1885326>.



- Samuelson, P. A. 1937. « A note on measurement of utility ». *The Review of Economic Studies* 4 (2) : 155. <https://doi.org/10.2307/2967612>.
- Settersten, R. A., et G. O. Hagestad. 1996. « What's the latest? II. Cultural age deadlines for educational and work transitions ». *The Gerontologist* 36 (5) : 602-13. <https://doi.org/10.1093/geront/36.5.602>.
- Sondage OpinionWay pour Agirc-Arrco. 2019. « Les Français et la préparation de la retraite ». [https://www.agirc-arrco.fr/fileadmin/agircarrco/documents/presse/presse\\_2019/OpinionWay\\_pour\\_Agirc-Arrco-Les\\_Francais\\_et\\_la\\_preparation\\_de\\_la\\_retraite.pdf](https://www.agirc-arrco.fr/fileadmin/agircarrco/documents/presse/presse_2019/OpinionWay_pour_Agirc-Arrco-Les_Francais_et_la_preparation_de_la_retraite.pdf).
- Stanciole, A. E. 2008. « Health insurance and lifestyle choices: Identifying ex ante moral hazard in the US market ». *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* 33 (4) : 627-44. <https://doi.org/10.1057/gpp.2008.27>.
- Staubli, S., et J. Zweimüller. 2013. « Does raising the early retirement age increase employment of older workers? » *Journal of Public Economics* 108 : 17-32. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.09.003>.
- Stock, J. H., et D. A. Wise. 1990. « Pensions, the option value of work, and retirement ». *Econometrica* 58 (5) : 1151-80. <https://doi.org/10.2307/2938304>.
- Tavares, A. I. 2014. « Health insurance and lifestyles ». *Applied Economics* 46 (16) : 1910-23. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.889803>.
- Thaler, R. 1981. « Some empirical evidence on dynamic inconsistency ». *Economics Letters* 8 (3) : 201-7. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(81\)90067-7](https://doi.org/10.1016/0165-1765(81)90067-7).
- Tosetti, A., T. Béhar, M. Fromenteau, et S. Ménart. 2000. *Assurance : comptabilité, réglementation, actuariat : avec extraits du Code des assurances à jour au 30 juin 2010*. Assurance, audit, actuariat. Paris : Economica.
- Trizano-Hermosilla, I., et J. M. Alvarado. 2016. « Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements ». *Frontiers in Psychology* 7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>.
- Von Neumann, J., et O. Morgenstern. 1944. *Theory of games and economic behavior*. Princeton University Press.
- Warburton, D., et S. Bredin. 2017. « Health benefits of physical activity: a systematic review of current systematic reviews ». *Current Opinion in Cardiology* 32 (5) : 541-56. <https://doi.org/10.1097/HCO.0000000000000437>.
- Zerrar, C. T. 2016. « La demande d'assurance dépendance ». <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01586107>.
- Zweifel, P., et W. Struwe. 1998. « Long-Term Care insurance in a two-generation model ». *The Journal of Risk and Insurance* 65 (1) : 13. <https://doi.org/10.2307/253489>.
- Zweifel, Peter, et Roland Eisen. 2012. *Insurance economics*. Springer Texts in Business and Economics. Heidelberg : Springer.





# Chapitre 1

## Time Inconsistency and Delayed Retirement Decision: the French Pension Bonus

### *Abstract*

*With the increase in life expectancy and demographic shocks, several public policies in the last decades aim to encourage individuals to postpone retirement. One of them, the pension bonus, gives an increased pension if individuals retire beyond their Full Retirement Age. Previous ex post analyses found that the responsiveness to this type of financial incentives, which encourage to postpone retirement, is heterogeneous among agents and that the global effect is rather limited. Deriving from previous research in Behavioural Economics, this article analyses the impact of time inconsistency in the decision to delay retirement to get the bonus. Using public national survey data, short-term and long-term impatience are measured with questions on retiring motivations. After controlling for the endogeneity of the bonus knowledge, econometric results show that time-inconsistent agents are less likely to retire with the bonus.*

*JEL codes: C35, D91, J26.*

*Keywords: Time inconsistency; Claiming benefits; Pension Bonus*

***Ce chapitre est publié dans Applied Economics (2019)  
<https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1610718>***

# 1. Introduction

Due to demographic shocks and the increase in life expectancy, most of OECD economies have implemented pension reforms to ensure and improve the sustainability of pension funds in the short and the long term. Among them, the introduction of financial incentives aims to encourage people to postpone retirement<sup>46</sup>, by offering a pension bonus when they remain in employment after their Full Retirement Age (FRA). Conversely, if they claim their retirement benefits before their FRA, the benefits are reduced by a penalty.

In France, the pension bonus, introduced by the 2003 reform, increases retirement benefits by 1.25% per additional quarter worked. The proportion of retirements with a bonus has been increasing since 2003 but represents only 13.70% of the employees of the private sector in 2015 (DREES, 2017). Moreover, few analyses have studied the underlying patterns of these behaviours which could have several implications for public policies. As discussed by the COR (2011), applying the same pension rules for all individuals, with heterogeneity in preferences (such as leisure) and life expectancy, raises the issue of potential deadweight effects. That is, as motivations to retire include non-financial preferences, some agents would probably still delay claiming their benefits in the absence of a bonus.

Such behaviours could be explained by non-rational decision-making. Contrary to the standard model, research in Psychology and Economics (known as Behavioural Economics) shows that agents are procrastinators, loss-averse, altruist and use heuristics to solve complex maximization problems (DellaVigna, 2009). In particular, time inconsistency occurs as agents with high short-term discounted rates overweight short-term utility (or disutility) and change their decision over time. Principally because of a decreasing discounted rate over time (or hyperbolic discounting), an agent initially chooses an action and reevaluates it (or does not stick to it) as the action approaches.

---

<sup>46</sup> As pointed out by Knoll (2011), ‘retirement’ may refer to different things. Hence, in the analysis, ‘retirement’ means claiming pension or Social Security benefits rather than stop working.

This article intends to mix the two types of literature, by analysing the impact of time inconsistency on the decision to delay retirement, in order to explain the relatively limited effectiveness of the bonus. Using data from the third wave of ‘motivations de départ en retraite’ French survey (DREES, 2014)<sup>47</sup> on new retirees between July 2012 and June 2013, ordinal synthetic scores, proxies of short-term and long-term impatience, are constructed with questions on motivations to retire (Arrondel and Masson, 2014). After controlling for the endogeneity of the bonus knowledge by the estimation of a recursive bivariate probit model, econometric results show that the probability of retiring with a bonus is negatively impacted by both short-term and long-term impatience. Thus, time-inconsistent agents are less likely to delay retirement to get a bonus compared to time-consistent agents.

The rest of the article is structured as follows: the following section presents the French public retirement system as well as the literature about *ex post* evaluations and behavioural underlying factors; the third section is devoted to the description of the data, the scoring methodology for the construction of time preferences scores and a brief descriptive analysis; the fourth section presents the econometric strategy and the results. The fifth section offers a conclusion.

## **2. Institutional Background and Literature**

### **2.1. French Pension System**

The mandatory French public retirement system is composed of several basic pension funds, all based on a Pay-As-You-Go scheme, and covers all sectors (First pillar). It provides early retirement pensions, old age pensions, disability pensions and survivor benefits. Even though pension funds rules differ, the eligibility to retire and the calculation of benefits are based on

---

<sup>47</sup> ‘Direction de la recherche, des études, de l’évaluation et des statistiques’ is the statistics/economic studies and public policies evaluations unit of the French Social Affairs Ministry.

three elements: an ‘assessment basis,’ the number of insurance years and the legal retirement ages.

The ‘assessment basis’ or ‘average annual salary’ corresponds to the average earnings over the best years (25 years for the private sector employee pension fund). After applying an upper limit for earnings each year, the average constitutes a base for the calculation of the benefits. The number of insurance years includes contribution years (contributions during employment) and additional validated years (periods of unemployment, sickness or invalidity, maternity leave and military service). An official reference insurance duration is set for each generation, which has been steadily and gradually increased since the 2003 reform<sup>48</sup>. As for the legal retirement ages, two references are used: an Early Retirement Age (ERA) and a Normal Retirement Age (NRA)<sup>49</sup>.

An agent can retire with full benefits<sup>50</sup> (individual Full Retirement Age) once he has reached the official reference insurance duration (full career) or the Normal Retirement Age. In order to improve the sustainability of the PAYG pension system, one of the measures consists in implementing financial incentives to encourage individuals to delay their retirement: if they decide to retire before their FRA, they can retire from the ERA onwards, but with a penalty. In this case, pension is reduced by 1.25% per ‘missing’ quarter<sup>51</sup>. In 2003, a reform introduced another financial incentive: from the ERA onwards, if their insurance duration is at least equal to the reference insurance duration (full career and eligible for full benefits), individuals get a pension bonus if they continue working. In that case, since April 2009, pension is increased by 1.25% per additional quarter worked (beyond the reference insurance duration). Among new retirees in 2013, 12% of public and private sector employees and 31% of State’s civil servants retired with a bonus (COR, 2015).

---

<sup>48</sup> For more information on 2003 reform, see COR (2011) chapter 2 and COR (2016b).

<sup>49</sup> Detailed reference insurance durations and legal ages for the generations of interest can be found in COR (2015).

<sup>50</sup> The ‘assessment basis’ is multiplied by a rate depending on pension funds. For example, for the private sector employee pension fund, the basic rate for full benefits (without a penalty or a bonus) is 0.5.

<sup>51</sup> This penalty must be added with ‘proratisation.’ In addition to the penalty, the pension is decreased by another ratio equals to actual insurance duration divided by reference insurance duration.

The 2003 reform also implemented specific rules for long careers. Agents who started working very early and contributed during a longer period<sup>52</sup> are not penalized and can retire before the ERA without a penalty. In 2013, 21.2% of public and private sector employees and 11.3% of State's civil servants benefited from this measure. The same rule applies for individuals who are not able to work due to severe health conditions (disability pension) or handicap. In 2013, they represented respectively 7.4% for public and private sector employees and 6.6% for State's civil servants. Nevertheless, these two types of workers have to reach the ERA and work at least one additional quarter to gain access to the bonus. Finally, a minimum pension is guaranteed for people who contributed little or did not participate much in the labour force.

Analyse the retirement decision requires to study the situation of the labour market. Theoretical models in the literature (hereafter) assume that retirement is a purely independent trade-off, in a context where the decision cannot be forced, depending on financial incentives and individuals' motivations. However, in practice, the tightness of the labour market can constrain individuals in their decisions to continue working (Magnac, Rapoport, Roger, 2006). In France, for individuals who were between 55 and 64 years old, only about 2.9% were unemployed in 2011 and 3.4% in 2012 (COR, 2016a). For the same age group, among individuals who were active on the labour market, the unemployment rate was about 5.9% in 2011 and 6.4% in 2012, lower than in the rest of the population. Besides, due to the increase in the proportion of elderly people in the labour force, individuals aged 55 or more represented an increasing part of the unemployed in 2011 and were more likely in long-term unemployment: 61% had been unemployed for more than one year (OECD, 2014). However, this observation needs to be nuanced because of the potential strategic unemployment decision, used as a bridge into retirement (Engels, Geyer and Haan, 2017; Staubli and Zweimüller, 2013). Although a

---

<sup>52</sup> The number of contribution years must be equal to at least the official reference number of insurance years since 2014.



direct transition from employment to retirement concerns the majority of individuals (around 59%), dismissals and redundancies only represent about 14.6% of labour market exits in 2013 (OECD, 2015).

## **2.2. Financial Incentives, ex post Evaluations and Behavioural Underlying Factors**

As several OECD countries have implemented pension rules reforms to ensure the sustainability of pension systems in the long term, the progressive introduction of these new regulations has permitted *ex post* evaluations, which revealed mitigated results on the effectiveness of these incentives on delaying retirements. In France, Benallah (2011) notes a significant positive impact of the bonus introduction (2003 reform) on the probability to remain employed after 60 years old (on condition that the agent has a full career), as well as on the age of retirement. The impact is nonetheless different according to gender: men are more responsive to financial incentives because they generally reach the eligibility conditions earlier than women. For the United States, Mastrobuoni (2009) shows that for an increase of 2 months in NRA, people respond by delaying the claim of their benefits by one month (relative change of about 50%). In Austria (Staubli and Zweimüller, 2013) and in Germany (Engels, Geyer and Haan, 2017), the responsiveness to an increase in NRA is heterogeneous: healthy high-wage workers tend to remain employed longer, while poor health or low-wage workers bridge the gap by using unemployment insurance.

Rational reasons, other than financial, are advanced in the literature to explain these behaviours. Notably, marital status is an important predictor, as spouses make decisions together rather than making optimal choice in purely individual settings (Gustman and Steinmeier, 2000; Legendre, Pedrant and Sabatier, 2018). Lack of information also seems to explain a large part of the heterogeneity in behaviours. According to Chan and Stevens (2008), the effect of measures aiming to postpone retirements is almost entirely led by informed individuals. The life course perspective (Elder, Johnson and Crosnoe, 2003; Elder, 1995; Kim

and Beehr, 2018), a theoretical orientation in the study of lives in social sciences, also considers retirement behaviours as a result of the social context, social pathways or life trajectories. For example, Settersten and Hagestad (1996) show that for about half of individuals in the United States, a normative retirement deadline (a cultural age at which individuals should be retired) exists, which is slightly later for men. Retirement decision is a long process that can also depend on health, occupational stress or skills obsolescence (Beehr, 2014). Likewise, the difference in retirement patterns observed between men and women can be explained by gender segregation and the associated heterogeneity in career paths (Guinea-Martin, Mora, Ruiz-Castillo, 2018).

But behavioural factors can also explain these tendencies (Knoll, 2011). Behaghel and Blau (2012) interpret the spike in the benefit claiming hazard observed at the legal ages as the result of reference dependent preferences, with loss aversion. Merkle, Schreiber and Weber (2017a) highlight the presence of an endowment effect (when early retirement is presented as a goods) in terms of retirement timing, with experimental data and SAVE survey data.

Time inconsistency can be another factor impacting retirement timing. Usual theoretical models analyse retirement time decision as an intertemporal trade-off (Stock and Wise, 1990). Agents are assumed to be time-consistent (exponential discounting), implying that more impatient agents prefer to retire sooner and plan retirement according to their preferences. But time-inconsistent agents (non-constant or hyperbolic discounting) can make preference reversal decision depending on time: they exhibit stronger discount rates in the near future and weaker ones in the distant future, which lead them to dynamic inconsistent decisions (Thaler, 1981). Agents who exhibit these intertemporal preferences suffer from a lack of *self-control*. Faced with a trade-off between two outcomes in the distant future, they are patient and prefer the more important one, even though it comes later. But as the future gets near, impatience intensifies: even if it is the same interval of time between the outcomes, they prefer the smaller outcome, as long as it comes sooner. Hence, a time-inconsistent agent can initially choose an optimal

action and reevaluate it as the action approaches: he plans to retire at an optimal date during his working period and does not stick to it as retirement gets close.

Hyperbolic discounting can lead to two opposite effects. One effect is direct: when retirement approaches, instant leisure is preferred to future consumption, because of the overweighting of instantaneous disutility from labour effort. Thereby, time-inconsistent agents retire earlier than planned. Conversely, the indirect effect is that, during the working period, agents do not accumulate enough wealth in preparation for retirement, due to the overweighting of instantaneous utility from immediate consumption. Therefore, because of a suboptimal level of savings, insufficient to smooth consumption (or to support themselves after they have stopped working), they have to delay the claim of their benefits and work longer than time-consistent agents. Moreover, the distinction between ‘sophisticated’ and ‘naïve’ agents has to be emphasized (O’Donoghue and Rabin, 1999; DellaVigna, 2009). A sophisticated agent, being aware of his self-control problem, has good expectations about his future time preferences and can take actions to limit the negative impact of preference reversal. He can adopt two strategies: save more during his working period to have the same preferences whatever the time of decision or save little (‘strategic undersaving’) to be forced to work longer before retiring (Diamond and Köszegi, 2003).

Some theoretical models, with endogenous retirement time decision, incorporate hyperbolic discounting and found important predictions in comparison to the exponential discounting model. For instance, Zhang (2013) uses a three-period model with endogenous labour supply and illustrates how hyperbolic discounting can lead to both undersaving and early retirement, regardless of the type of agent (Sophisticated/Naïve). On the contrary, Findley and Caliendo (2015) also use a three-period model with continuous work/retire decision and found that the indirect effect prevails, focusing on naïve agents. They show that hyperbolic discounters borrow less than exponential discounters during the working period, start to save earlier and retire with almost the same balance in the savings asset. However, although

hyperbolic discounters retire later than earlier planned (because of insufficient savings), the timing of retirement is not different from that of exponential discounters. For the empirical part, Merkle, Schreiber and Weber (2017b) use survey data to measure non-stationary preferences by lotteries. Their results confirm the significant impact of time inconsistent preferences on planned retirement age: time-inconsistent agents tend to retire at an earlier age than planned and are more likely to regret their decisions.

Deriving from the literature, two sets of hypotheses can be formulated. First, to know if time-inconsistent agents (hyperbolic discounters) behave differently than time-consistent agents (exponential discounters), one wants to verify if short-term impatience impacts retirement behaviour:

*1: retiring with the bonus is impacted by short-term impatience and long-term impatience.*

*2: retiring with the bonus is only impacted by long-term impatience.*

Moreover, as the predictions of theoretical models are contradictory on the impact of hyperbolic discounting (direct and indirect effects):

*3: time inconsistency leads to earlier retirement, without a bonus.*

*4: time inconsistency leads to later retirement, with a bonus, because of suboptimal savings.*

Finally, previous results suggest that agents get information at the same time as they plan their retirement age. In the USA, Mastrobuoni (2011) finds that the probability to contact the Social Security Administration (to get information and to compute expected retirement benefits) increases with age: most workers find out about their expected pension when they are close to retirement. Moreover, among elder workers who did not contact the Social Security Administration, sending an annual social security statement (record of past earnings and

estimated benefits) reduces significantly the proportion of workers unable to provide a benefit estimate around the early retirement age. Thus, the likely simultaneity of information must be taken into account in the study of the retirement decision.

### **3. Data and summary statistics**

#### **3.1. The Data**

The study uses national survey data from the third wave of the French survey ‘Motivations de départ en retraite,’ conducted by the DREES institute in 2014. It contains information on new retirees who claimed their benefits between July 2012 and June 2013 and contributed at least one year to the private sector employee pension fund. Individuals are mainly asked about their situation before retirement, their self-perception of their knowledge about pension rules and their motivations to retire.

Because retirement decision could be impacted by the liquidity constraint, individuals who do not have a source of income before retirement are removed from the sample. Furthermore, as previously said, unemployment or disability can be a strategic decision, used as a bridge into retirement (Engels, Geyer and Haan, 2017). Hence, the analysis focuses only on individuals who were employed before retirement. From another reform in 2008<sup>53</sup>, self-employed workers, employees of the public and private sector and ‘non-active’<sup>54</sup> civil servants born after 1947 contribute to pension funds with the same eligibility rules. Moreover, as stated above, the ERA and NRA increased gradually, starting from 60–65 years for the 1948 generation to 62–67 years for the 1952 generation. Individuals born after April 1952 do not have access to the bonus (yet) since the period of the survey is July 2012 to June 2013. To avoid

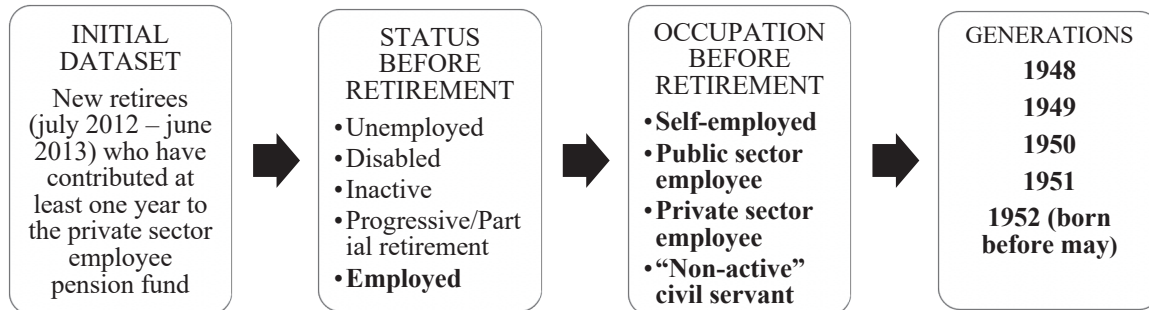
---

<sup>53</sup> See COR (2011) chapter 2 and COR (2016b).

<sup>54</sup> Among civil servants, the French system distinguishes active workers (like policemen or firemen) whose work implies particular risks or intense tiredness from other workers (non-active). Active civil servants can take advantage of more generous retirement rules.

potential bias, only these four types of retirees, born between 1948 and April 1952, are taken into account (Figure 1.1).

*Figure 1.1. The final sample*



*Note: Individuals in the final sample are in bold.*

Declarative data are merged with administrative data from the private sector pension fund, allowing the measure of the difference between perceived and real pension rules, as for individual careers: the actual insurance duration when the agent retired<sup>55</sup>, the reference insurance duration (full career) and the bonus. This information allows the construction of three binary variables: knowledge of the actual insurance duration, knowledge of the reference insurance duration and knowledge of the bonus. For instance, for the reference insurance duration, individuals are considered as uninformed if they are unable to respond or if the difference between the perceived and the true duration is higher than 3 quarters.

Administrative data also provide information on the actual retirement date (with a penalty, full benefits or a bonus), the ‘average annual salary’ and the age of first contribution to a pension fund. Furthermore, the French social system has a special policy for stay-at-home parents. The number of stay-at-home years between 1972 and 2012 (40 years preceding retirement) constitutes an index for participation in the labour force. In addition, a dummy indicator of the eligibility to retire before the ERA (early retirement) after a long career is also created. Since these agents cannot get the bonus before reaching the ERA, the financial

<sup>55</sup> The number of validated quarters used to compute pension benefits.

incentive is less attractive. Questions about retirement motivations integrate the health dimension ('You decided to retire because you had health problems that made work difficult'), allowing the creation of 4 classes (dummies) for health status. Finally, other questions, principally related to work lassitude, information and leisure, allow the construction of synthetic scores to measure time and risk preferences (described hereafter).

**Table 1.1. Summary statistics.**

	All	Retire with bonus
Retire with a penalty (%)	10.85	-
with full benefits (%)	43.02	-
with a bonus (%)	46.12	-
Gender (Female=1) (%)	50.48	47.48
Insurance duration (quarters)	170.23	176.82
Retirement age	62.05	62.52
Occupation before retirement (%)		
private sector employee	62.69	68.07
public sector employee	6.20	6.30
non-active civil servant	22.29	18.49
self employed	8.82	7.14
Contribution to more than one pension fund (%)	41.67	41.18
Obs	1032	-

Table 1.1 presents some basic characteristics of the final sample, composed of 1032 observations. The sample is well balanced for gender with 50.48% of women. As the average retirement age of agents who retire with a bonus is not significantly different from that of the full sample, agents generally reach their Full Retirement Age (or further) by the insurance duration. The average retirement age is 62 and the average insurance duration is about 170 quarters, very slightly more than the national average retirement age and insurance duration (DREES, 2017). Finally, the sample is mainly composed of retirees who were employees of the private sector (62.69%), although 41.67% contributed to more than one basic public pension funds.

### 3.2. Ordinal synthetic scores for time and risk preferences

In the survey, the respondents had to indicate on a four-modality scale ('strongly agree,' 'agree,' 'disagree,' 'strongly disagree') if different motivations had impacted their retirement decision. In line with Arrondel and Masson's scoring methodology (2014), these questions are used to construct synthetic and ordinal scores for time and risk preferences under the key assumption of independence between motivations to retire *per se*, and motivations to keep working after the FRA (conditional on having a full career). Formally, non-stationarity, a key component of time inconsistency, is traditionally captured by the  $(\beta, \delta)$  quasi-hyperbolic discounting function (Laibson, 1997). With  $u_t$  the per-period utility and  $U_t$  the overall utility at time  $t$ :

$$U_t = u_t + \beta\delta u_{t+1} + \beta\delta^2 u_{t+2} + \dots \quad (1)$$

where  $\beta \in [0,1]$  is the degree of short-term impatience (or present-bias). The lower the  $\beta$ , the more the agent is time-inconsistent because of the overweighting of immediate outcomes (utility or disutility)<sup>56</sup>. The conventional exponential discounting factor is  $\delta$ , as:

$$\delta^t = \frac{1}{(1+r)^t} \quad (2)$$

with  $r$  the discounted rate. Thus, a short-term impatience score (proxy of the present-bias  $\beta$ ) and a long-term impatience score (proxy of  $\delta$ ) are constructed to capture time-inconsistent behaviours.

As pointed out by Arrondel and Masson (2014) and Pinger (2017), batteries of vague and global questions are good predictors of saving and economic behaviours. Using several questions permits to globally limit the potential bias (due to a specific subject) and measurement

---

<sup>56</sup>In fact, when an agent chooses between two outcomes from today to the next period, the implied discount factor is  $\beta\delta$ , while for two outcomes between any two periods in the future, the implied discount factor is  $\delta$  (DellaVigna, 2009).



error of each question. Since retirement is a unique decision in the life of an agent and since the time interval of the decision can be very long (e.g. a decade for a forward-looking agent), experimental measures in the laboratory cannot easily capture discounting structures. Particularly, the survey of Frederick, Loewenstein and O'Donoghue (2002) shows the significant variation in experimentally elicited discounted rates while qualitative survey questions are often used to measure unobserved time and risk preferences (Ameriks *et al.*, 2007).

Table 1.2 describes the questions used for the construction of the two impatience scores. For instance, 'You decided to retire that year because of the lack of information on earlier/later retirement possibilities' is more related to short-term impatience due to the overweighting of the disutility from immediate search cost. In contrast, 'You decided to retire because your future pension was sufficient' implies the anticipation of the future incomes and is then more related to long-term impatience. Questions are neither too general nor too precise: they do not refer to any global economic decision (as consumption) or specific constraint (spouse in disability situation). Answers are recoded in such a way that most impatient agents have the highest scores. Then, answers are aggregated and standardized to constitute two final unique scores with 0 mean and a variance of 1. For each score, all questions, taken separately, must be at least correlated at 10% with the score formed by the other questions, measured by item-rest correlations<sup>57</sup>.

---

<sup>57</sup> Although many psychometricians deplore their use, reliability is often measured by Cronbach's alpha or Guttman's lower bounds. These latter and other similar measures rely on hypotheses, not respected with the data (especially the normality assumption). In addition, they are not appropriated with items based on different areas or subjects, although this is the aim of questions on motivations to retire (Cronbach and Shavelson, 2004). Even if simulations show that it underestimates the true reliability value (Trizano-Hermosilla and Alvarado, 2016), the Greatest Lower Bound is reported as an indication (calculated with 'psych' R package).

*Table 1.2. Items for short-term and long-term impatience scores.*

		<b>Item-rest correlation</b>
<b>Short-Term Impatience</b>		
1	'You decided to retire because you had reached the Early Retirement Age (ERA).'	0.1319
2	'You decided to retire because you were not satisfied with working conditions in your job.'	0.3046
3	'You decided to retire because no job adaptation was offered (working hours adjustment, redeployment, etc).'	0.3600
4	'You decided to retire that year because of the lack of information on earlier/later retirement possibilities.'	0.2717
5	'You decided to retire due to tiredness caused by commuting.'	0.2465
GLB.fa = 0.59      Bootstrap CI <sub>0.95</sub> (0.4897 ; 0.6613)		
<b>Long-Term Impatience</b>		
1	'You decided to retire because you wanted to enjoy retirement as long as possible.'	0.3217
2	'You decided to retire because you had not evolution or training possibilities in your job.'	0.2092
3	'You decided to retire because you had other personal projects (association engagement, art projects, etc).'	0.1776
4	'You decided to retire because your pension was higher than your previous income sources (wages or social benefits just before retirement).'	0.1361
5	'You decided to retire because your future pension was sufficient.'	0.2568
6	'You decided to retire because of the weariness about work.'	0.2844
GLB.fa = 0.67      Bootstrap CI <sub>0.95</sub> (0.5734 ; 0.7155)		

In addition to short-term and long-term impatience scores, risk aversion dummies are constructed by using two additional questions on motivations: ‘You decided to retire because, in any case, it does not prevent you from continuing to work or working again in the future if you want to’ and ‘You decided to retire because you fear a decrease in your pension due to a future reform.’ Again, answers are recoded so that more risk averse agents have higher scores. The aggregation of the two answers constitutes a final score varying between -2 and 4. Three classes of risk aversion are formed: small-risk aversion (-2 and -1), medium-risk aversion (0 and 1) and high-risk aversion (2, 3 and 4).

In the survey, one question is related to self-control: ‘Concerning your retirement decision, have you claimed your benefits as soon as possible or later?’ Time-inconsistent agents with a high degree of impulsiveness are likely to retire as soon as possible. External validity of impatience scores is then tested by the estimation of the probability to retire ‘as soon as possible’ with a simple probit model. The results are in Table 1.A1 (in appendix). All other things being equal, both impatience scores are significant: the probability to retire ‘as soon as possible’ increases both with short-term and long-term impatience. The construction of the scores thus appears as coherent.

### **3.3. Descriptive analysis**

Summary statistics for principal socioeconomic and information variables, displayed in Table 1.3, give an overview of informed agents and of agents who retire with a bonus. The first column compares informed and uninformed agents; the second compares agents who retire with a bonus and those who do not. Each socioeconomic or information variable comes with a Student test or a nonparametric independence test (Wilcoxon-Mann-Whitney or Pearson chi-squared), depending on the type of variable.

**Table 1.3. Statistics about information and retirement with bonus**

	Knowledge of the bonus		Retire with bonus	
	0	1	0	1
Short-term impatience	0.0750	-0.1006	0.1569	-0.1833
Long-term impatience	-0.0066	0.0088	0.1301	-0.1519
Risk aversion (score between -2 and 4)	1.0321	0.9184	1.0665	0.8866
Health status (score between 1 and 4)	3.34	3.61	3.32	3.61
Average Annual Salary	19568.72	23129.15	19657.33	22763.85
Gender (woman=1)	53.98%	45.80%	53.06%	47.48%
Another source of income in the household	66.33%	67.57%	69.60%	63.66%
Knowledge of the actual insurance duration	26.73%	38.78%	33.09%	30.46%
Knowledge of the reference insurance duration	35.53%	56.24%	42.27%	46.85%
Age of the first contribution	17.84	18.36	17.99	18.14
Participation in the labour force index	0.8837	0.9502	0.8894	0.9387
Knowledge of the bonus			33.99%	52.94%

Interpretation: Among agents who are aware of the bonus, the average short-term impatience is -0.1006 and 67.57% have another source of income in their household. \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Informed agents show a smaller level of short-term impatience. Long-term impatience and risk aversion are, however, not relevant to describe knowledge. Conversely, all preference variables are linked to delayed retirement, as time-inconsistent and more risk-averse agents retire earlier, before reaching the bonus.

Health status and salary are also important. They are both related to knowledge and delayed retirement. Both informed agents and agents who retire with a bonus are healthier and have higher wages. Hence, the introduction of the bonus to get a higher pension does not seem to affect agents whose income will not be sufficient to support them during retirement. Gender inequalities are present as well: women are less represented among informed agents (45.80%) and among those who retire with a bonus (47.48%), probably due to career constraints or coordinated retirement decision between spouses. The latter can also explain the smaller percentage of people who have another income source in the household among retirements with a bonus (63.66%).

Interestingly, participation in the labour force is seemingly more important than the duration of the career: informed agents start to work later (18.36 compared to 17.84) but have a smaller use of stay-at-home parents' insurance (0.9502 compared to 0.8837). Nonetheless, this difference is also present for delayed retirement, although to a lesser extent. However, being informed of the actual and reference insurance duration is only linked to the knowledge of the bonus, which shows that claiming retirement benefits is not only a strategic financial decision.

Finally, as expected, the bonus knowledge is strongly linked with delayed retirement. This supports the assumption of simultaneity between the decision to retire and the fact of finding out information about pension rules. Furthermore, despite the correlation between knowledge and delayed retirement, only a relatively small percentage of people who retire with a bonus are informed (52.94%). Although data are not representative, the relatively small proportion of informed people among agents who retire with bonus shows some first signs of

deadweight effects for the public pension fund. Indeed, in the absence of financial incentives, uninformed agents would probably still delay the claim of their retirement benefits.

## 4. Econometric analysis

### 4.1. Econometric strategy

To measure the impact of intertemporal preferences on delayed retirement, two binary dependent variables are used: knowledge of the bonus and retirement with a bonus. Different models are estimated (Table 1.4). The first is a simple probit model (column 1), with ‘retirement with a bonus’ as dependent variable. The second is a two-step probit model. The predicted probability of the bonus knowledge, estimated by a first probit model, is included in the second (retirement with a bonus) equation estimated by a second probit model (column 2).

The last specification, a recursive bivariate probit model (Heckman, 1978; Maddala, 1983), is estimated to address endogeneity concerns, due to unobservable heterogeneity (omitted variable bias) or simultaneity (reverse causality). Specifically,

$$\begin{cases} Prob(y_1 = 1) = X_1' \beta_1 + \alpha' Z + \varepsilon_1 \\ Prob(y_2 = 1) = X_2' \beta_2 + \gamma y_1 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad (3)$$

where the bonus knowledge is denoted by  $y_1$  and retirement with a bonus by  $y_2$ . The sets of explanatory variables are  $X_1$  and  $X_2$ , and  $Z$  is the set of instruments (discussed hereafter). Both error terms are supposed to be drawn from a bivariate normal distribution as:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \mid X_1, X_2 \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right). \quad (4)$$

From the econometric point of view, this specification allows testing and controlling potential endogeneity of the bonus knowledge ( $y_1$ ) by ignoring his endogenous nature, notably from simultaneity (Greene, 2011). The model is estimated with maximum likelihood estimator. In

addition, the bivariate normal distribution assumption of the error terms is tested by a Murphy test (Chiburis, Das, and Lokshin, 2012; Murphy, 2007). The results are in column 3.

In all specifications, time and risk preference variables are in the second (retirement with a bonus) equation. The explanatory variables included in the two equations are the Average Annual Salary, a part-time/full-time job indicator, occupation before retirement (public sector employee, private sector employee, civil servant or self-employed worker), a woman indicator and health status<sup>58</sup>. Because pension funds have slightly different rules, another dummy indicator of contributions to more than one pension funds is also included. The likely coordination between spouses is captured by an additional dummy indicator of the presence of another source of income in the household, introduced only in the second equation.

As only contributed quarters beyond the reference insurance duration are taken into account for the bonus, the access to the bonus is conditional on having a relatively long career. In other words, agents who have contributed a small number of quarters during their careers do not gain access to the bonus. Although the latter retire without the bonus, their decision is rather based on the impossibility to reach the eligibility conditions than on a real decision not to delay retirement. This constitutes a limit to the delayed retirement choice modelling even if this potential bias is limited: as stated above in section 3.1, most of the individuals who retired with full benefits have reached their Full Retirement Age by the insurance duration (and not by the Normal Retirement Age). However, the age of first contribution (main cause of a low insurance duration) is introduced in the second equation to control individuals who do not have access to

---

<sup>58</sup> Education and the socio-professional category (blue collar, white collar, etc.) are not available in the survey data. However, a potential effect of these two characteristics is caught by the age of the first contribution (for a late entry in the labour force), the Average Annual Salary or the knowledge of pension rules (the reference insurance duration and the bonus). E.g. see Legendre, Pedrant, Sabatier (2018) and Mastrobuoni (2011). In addition, education and the socio-professional category principally impact the type of the transition into retirement (for example, through a period of unemployment), whereas the analysis only considers individuals who were employed before retiring (OECD, 2019; Magnac, Rapoport, Roger, 2006).

the bonus. It is also included in the first equation, as starting to work early should encourage people to find out information about pension rules.

For the recursive bivariate probit model, three instruments are used: knowledge of the actual insurance duration, knowledge of the reference insurance duration and the participation in the labour force index. The intuition is that a better global knowledge of pension rules should improve the probability of being informed about the bonus. Although global knowledge directly impacts the decision to retire globally earlier or later, it affects, in all likelihood, only indirectly the specific decision to delay retirement through the impact of the bonus knowledge. Moreover, partly because it is regularly discussed as a social issue in public debate (particularly with past reforms), the reference insurance duration is one of the best-known pension rules for individuals who are close to retirement (DREES, 2017). Likewise, since 2003 reform, a personalized statement, addressed to all individuals close to retirement, gives information on the actual insurance duration and projected pension benefits for different potential retirement ages between the ERA and the NRA. With this statement, one can easily learn about his reference insurance duration and his potential Full Retirement Age (FRA). Thus, knowledge of actual and reference insurance duration is the most likely to be exogenously changed. This is overall the same for participation in the labour force index. A person who is in employment and participates in the labour force can get information more easily (reduction in search cost), especially through information campaigns. These intuitions are notably reinforced by the results of the descriptive analysis: knowledge of the reference duration and knowledge of the actual duration are significantly related to the bonus knowledge, but not to delayed retirement (Table 1.3.).

Finally, as stated above, agents with a long career (eligible for early retirement before the ERA) are not as disposed to postpone retirement because the bonus takes into account only quarters worked after the ERA. To capture this difference in incentives, another dummy



variable included in the second (Retirement with a bonus) equation measures the effect of being eligible for early retirement, before the ERA.

## **4.2. Econometric Results**

### ***4.2.1. Main Results***

The major highlight is about time preferences explanatory variables. In all specifications, both short-term and long-term impatience are significant at 1% level and impact negatively the probability of retiring with a bonus. To the extent that the significance and the sign of coefficients associated with preferences explanatory variables are similar across specifications, it confirms the robustness of the results. Thus, hypotheses 1 and 3 (Section 2.2) are verified. Oddly, risk aversion dummies are not significant in all specifications. Despite the fact that reforms quite often change pension rules, risk aversion does not seem to impact delayed retirement.

In line with the theory, more impatient rational agents (exponential discounting) have a lower probability to retire with a bonus. In addition, as short-term impatience is significant, time-inconsistent agents, characterized by a high degree of present bias, retire earlier than time-consistent agents. Consequently, retirement is not a strategic forward-looking decision for a substantial proportion of workers. Despite a likely suboptimal level of savings, time-inconsistent agents do not take advantage of the pension bonus, and end up with a likely insufficient income to support themselves after they have stopped working. The impact of time inconsistency (hyperbolic discounting) is then in line with the findings of Merkle, Schreiber and Weber (2017b) and Zhang (2013). Moreover, as expected, the bonus knowledge impacts positively the probability of retiring with a bonus. It is consistent with the previous analysis showing that the responsiveness to financial incentives is stronger among informed agents (Chan and Stevens, 2008).

*Table 1.4. Econometric Results*

Knowledge of the bonus	Probit (1)	Two-step Probit (2)	Recursive bivariate probit (3)
<b>Average Annual Salary (ref: less than 12500)</b>			
12500 to 25000 euros		-0.017 (0.124)	-0.048 (0.123)
More than 25000 euros		0.418 (0.141)***	0.398 (0.141)***
<b>Occupation before retirement (ref: private sector employee)</b>			
Non-active civil servant		0.312 (0.127)**	0.286 (0.131)**
Employee of the public sector		0.189 (0.180)	0.213 (0.178)
Self-employed worker		-0.417 (0.172)**	-0.441 (0.170)***
Full-time job		-0.028 (0.122)	-0.029 (0.121)
Contribution to more than one fund		0.182 (0.093)*	0.186 (0.093)**
Woman		0.218 (0.098)**	0.196 (0.098)**
<b>Instruments</b>			
Participation to the labour force index		1.810 (0.411)***	1.991 (0.414)***
Knowledge of actual insurance duration		0.103 (0.098)	-0.009 (0.087)
Knowledge of reference insurance duration		0.411 (0.091)***	0.328 (0.098)***
<b>Health status (ref: very good health)</b>			
Good health		0.142 (0.163)	0.123 (0.166)
Poor health		-0.201 (0.162)	-0.173 (0.151)
Very poor health		-0.456 (0.148)***	-0.532 (0.147)***
First contribution age		0.032 (0.017)*	0.034 (0.017)**
Constant		-2.997	-3.086

	(0.485)***	(0.502)***
<b>Retire with bonus</b>		
<b>Average Annual Salary (ref: less than 12500)</b>		
12500 to 25000 euros	0.384 (0.123)***	0.292 (0.120)**
More than 25000 euros	0.263 (0.139)*	-0.092 (0.165)
<b>Preferences</b>		
Short-term impatience	-0.159 (0.049)***	-0.121 (0.041)***
Long-term impatience	-0.124 (0.046)***	-0.109 (0.042)***
Small risk aversion	0.047 (0.119)	0.058 (0.095)
High risk aversion	-0.024 (0.105)	-0.005 (0.083)
<b>Occupation before retirement (ref: private sector employee)</b>		
Non-active civil servant	-0.230 (0.131)*	-0.350 (0.128)***
Employee of the public sector	-0.076 (0.170)	-0.131 (0.156)
Self-employed worker	-0.340 (0.164)**	-0.103 (0.166)
Full-time job	0.385 (0.120)***	0.299 (0.115)***
Woman	-0.005 (0.088)	0.008 (0.080)
Contribution to more than one fund	0.080 (0.092)	-0.037 (0.090)
More than one income source	-0.164 (0.089)*	-0.140 (0.070)**
<b>Health status (ref: very good health)</b>		
Good health	-0.375 (0.168)**	-0.368 (0.160)**
Poor health	-0.077 (0.156)	0.026 (0.134)
Very poor health	-0.271 (0.148)*	-0.039 (0.148)

Knowledge of the bonus	0.429 (0.085)***	1.584 (0.198)***
Predicted knowledge of the bonus	1.108 (0.390)***	
First contribution age	-0.035 (0.019)*	-0.045 (0.018)**
Eligible for early retirement	-0.412 (0.109)***	-0.325 (0.096)***
Constant	0.106 (0.385)	0.034 (0.351)
N	1032	1032
Log-likelihood	-643.09	-1,265.75
Rho		-0.82
Wald test (rho=0)		4.61
p-value Wald test (rho=0)		0.0316
Murphy's statistic		12.36
p-value Murphy Test		0.1939

\* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; ( ) robust standard errors.

For the recursive bivariate probit model (column 3), the significant and negative value of  $\rho$  (Wald test) confirms the endogeneity of the bonus knowledge. The value of  $\rho$  can be interpreted as the correlation between the disturbances in the equations, thus, the omitted factors (Greene, 2011). At least two unobserved factors could explain this highly negative value. First, the accumulated private savings, which could be positively correlated with knowledge, and negatively with retirement with a bonus; second, the Temporary/Permanent job status that could incite an individual to find out information as retirement gets near, although he wants to retire at the end of the job contract, before reaching the FRA.

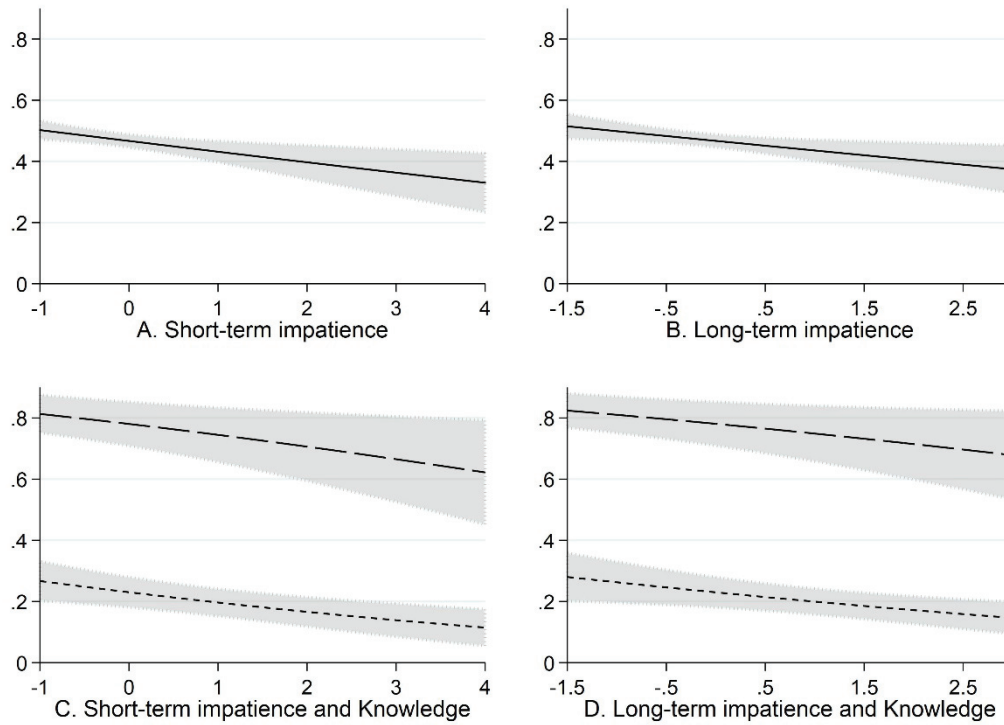
Regarding the instrument variables, only the knowledge of reference insurance duration and the participation in the labour force index are significant. For the latter, the previous intuition in descriptive analysis is verified: in terms of information, actual participation in the labour force matters more than the overall duration of the career. This interpretation is also confirmed by the non-significance of the full-time job dummy. Likewise, the latter influences the decision to retire with a bonus, probably due to liquidity constraints, so that full-time workers are more likely to postpone their retirement.

#### ***4.2.2. The Effects of Time Inconsistency and Knowledge***

Because impatience scores are synthetic, display marginal effects would not be very meaningful. Based on the results of the recursive bivariate probit model (Table 1.4, column 3), the average predicted probabilities of retiring with a bonus, all other things being equal, are computed (Figure 1.2) by setting the value of short-term or long-term impatience and leaving the other significant explanatory variables at their true values.

The effect of short-term impatience appears significantly: the average probability decreases from 50.30% for the most patient agents to 32.66% for the most impatient agents, therefore, a 17.64 percentage decrease (Graphic A). The effect of long-term impatience is also important, although to a lesser extent: the average probability decreases from 51.63% for the most patient agents to 37.00% for the most impatient agent (graphic B).

**Figure 1.2. The effects of short-term and long-term impatience on retirement with bonus decision**



*Note: all other things being equal, the solid curve is the average predicted probability of retiring with bonus. The long-dashed curve is the average predicted probability for informed agents. The short-dashed curve is the average predicted probability for uninformed agents. For each curve, the gray area is the 95% confidence interval. Interpretation (graphic C): if all individuals in the sample were informed and had a short-term impatience score of -1 (the most patient), the average probability of retiring with bonus would be close to 80%.*

Graphics C and D show further results by also setting the value of the bonus knowledge. The effects of both short-term and long-term impatience are quite similar for informed and uninformed agents. For instance, in terms of short-term impatience (graphic C), the decrease in average probability of retiring with a bonus between the most patient and the least patient agents is about 19.67% (from 80.92% to 61.25%) for an informed agent; the comparative decrease is about 15.59% for an uninformed agent. For long-term impatience (graphic D), the comparative decrease in average probability is about 15.27% for an informed agent and 13.91% for an uninformed agent, confirming the significant impact of both types of impatience.

Considering now the effect of knowledge, the difference in average probability of retiring with a bonus is sizable. Based on graphic C, the absolute change in average probability between informed and uninformed agents is -49.74% for agents who are the most impatient in the short term (-53.82% for those who are the least impatient in the short term). The effect is quite similar in terms of long-term impatience (graphic D): the comparative absolute change in average probability is about -52.22% for the most impatient agents and about -53.58% for the least impatient agents.

Finally, to have an overview of the global effect of time inconsistency, we can compute the average predicted probability for the two types of agents: a time-consistent agent (with the smallest degree of both short-term and long-term impatience) and a time-inconsistent agent (with the highest degree of both short-term and long-term impatience). The difference in average predicted probability of retiring with a bonus is then -31.24% (55.30% compared to 24.06%). The effect is, however, heterogeneous depending on knowledge. For informed agents, the average difference is -36.67% (85.19% compared to 48.52%) while for uninformed agents, it is -26.32% (32.56% compared to 6.24%). Hence, knowledge and time inconsistency appear as key determinants in the decision not to delay retirement to get the bonus.

### ***4.2.3. Other Covariates Results***

The results of other explanatory variables reveal important trends and enable a better understanding of the link between knowledge and retirement with a bonus. Regarding health status, healthier individuals are more likely to be informed. However, for retiring with a bonus, the results are less evident: unhealthy agents do not behave differently compared to healthiest agents. It seems that, overall, unhealthiest agents make their claiming decisions considering their health constraint rather than financial motivations. This can therefore explain why they do not find out about financial incentives.

As regards the Average Annual Salary, a higher wage leads to a higher probability of knowledge and a higher probability of retirement with a bonus too. Agents with a future high income for retirement are more likely to be informed even though, compared to other agents, the need to postpone retirement to get a better pension is reduced. Hence, the introduction of the bonus seems to affect more prepared agents.

Concerning occupation before retirement, non-active civil servants are better informed and have a smaller probability to retire with a bonus, compared with employees of the private sector. On the contrary, self-employed workers are less informed and do not retire differently. This can be interpreted as a difference in available information about pension rules between the different job sectors. This intuition is confirmed by the significance of the contribution to more than one pension fund, impacting positively only the knowledge of the bonus.

Results also suggest the presence of a gender effect. Women have a higher probability to be informed about the bonus but do not behave differently compared to men. This is not at odds with previous analyses which found that women retire later than men (Magnac, Rapoport and Roger, 2006). Indeed, Benallah (2011) emphasizes that, due to a non-linear career or a later first participation in the labour force, women reach the bonus conditions (the insurance duration) later than men. Likewise, the results also show some signs of spouses coordinated decision: individuals who have another income source in their household are more likely to



retire without a bonus. But this last effect is significant at 5% in only one specification (column 3).

Finally, the difference in incentives to delay retirement for individuals who are eligible for early retirement (because of a long career) is verified by the significant negative effect of the eligibility on the probability to retire with a bonus. Likewise, the potential bias caused by individuals who do not delay retirement because they do not have access to the bonus (impossibility to reach the eligibility conditions) is controlled by the significant negative impact of the age of first contribution in the second equation.

## 5. Conclusion

This paper analyses the impact of time inconsistency in the decision to delay retirement to get a bonus. According to the literature on behavioural economics, hyperbolic discounting (a higher discounted rate in the short-term) can lead to reversal preferences, depending on the time of the decision. This discounting structure has for consequences that an agent can initially choose an optimal action and does not stick to it as this action gets closer.

In retirement timing context, theoretical models that incorporate hyperbolic discounting give contradictory predictions. On the one hand, due to the overweighting of utility from consumption, hyperbolic discounters accumulate a suboptimal level of savings during their working period and have to delay retirement to be able to support themselves when they have stopped working. On the other hand, due to the overweighting of utility from leisure, these same agents retire earlier than planned.

In empirical analyses, the  $(\beta, \delta)$  quasi-hyperbolic discounting function (Laibson, 1997) is often used to measure this discounting structure. Using data from the French ‘motivations de départ en retraite’ survey (DREES, 2014), two impatience synthetic ordinal scores are constructed to capture short-term and long-term impatience based on questions about motivations to retire. The estimation of a recursive bivariate probit model (Heckman, 1978)

shows a significant negative impact of both short-term and long-term impatience scores on the probability of retiring with a bonus. Time-inconsistent agents are less likely to delay retirement to get the bonus, compared to time-consistent agents.

This article contributes to the literature in several ways. The above findings provide another (behavioural) explanation of the relatively limited impact of financial incentives policies, because of non-strategic decision-making based on impulsivity. Likewise, another highlight is the interaction between finding out information about pension rules and making the decision to retire, hence, the importance of controlling for the endogeneity of the agent's knowledge. A possible extension of this work would be to confirm these findings using representative data and control for private savings or job status before retirement. Furthermore, as time inconsistency is relevant to explain claiming benefits behaviours, retirement is not always a strategic financial decision. This highlights the importance of taking into account heterogeneous non-rational preferences in designing an optimal financial incentives public policy, together with measuring potential deadweight effects.

## 6. References

- Ameriks, J., Caplin, A., Leahy, J., Tyler, T. 2007. 'Measuring self-control problems.' *The American Economic Review* 97(3): 966-972. DOI: 10.1257/aer.97.3.966
- Arrondel, L., Masson, A. 2014. 'Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise)?' *Economie et Statistique* 467-468: 5-49. DOI: 10.3406/estat.2014.10244
- Beehr, T. A. 2014. 'To retire or not to retire: That is not the question.' *Journal of Organizational Behavior* 35(8): 1093-1108. DOI: 10.1002/job.1965
- Behaghel, L., Blau, D. M. 2012. 'Framing social security reform: behavioral responses to changes in the full retirement age.' *American Economic Journal: Economic Policy* 4 (4): 41-67. DOI: 10.1257/pol.4.4.41
- Benallah, S. 2011. 'Comportements de départ en retraite et réforme de 2003. Les effets de la surcote.' *Economie et statistique* 441-442: 79-99. DOI : 10.3406/estat.2011.9614
- Chan, S., Stevens, A. H. 2008. 'What you don't know can't help you: pension knowledge and retirement decision-making.' *The Review of Economics and Statistics* 90(2): 253-266, may. DOI: 10.1162/rest.90.2.253
- Chiburis, R. C., Das, J., Lokshin, M. 2012. 'A practical comparison of the bivariate probit and linear IV estimators.' *Economics Letters* 117: 762-766. DOI: 10.1016/j.econlet.2012.08.037
- COR (Conseil d'Orientation des Retraites). 2011. 'Prolongation d'activité, liberté de choix et neutralité actuarielle : décote, surcote et cumul emploi retraite.' Réunion du Conseil du 26 janvier 2011. Conseil d'Orientation des Retraites. Available at: <http://www.cor-retraites.fr/article384.html>
- COR. 2015. 'Les conditions de liquidation, l'âge de liquidation d'une pension, la surcote et la décote. Les comportements et les âges de départ à la retraite (2),' séance plénière du 27 Mai. Conseil d'Orientation des Retraites. Available at: <http://www.cor-retraites.fr/IMG/pdf/doc-2784.pdf>
- COR. 2016a. 'Emploi et chômage des seniors en 2014 (4),' séance plénière du 30 Mars. Conseil d'Orientation des Retraites. Available at: <http://www.cor-retraites.fr/IMG/pdf/doc-3256.pdf>
- COR. 2016b. 'Rétrospective des réformes des retraites depuis 1993. Les effets des réformes des retraites (2),' séance plénière du 14 Décembre. Conseil d'Orientation des Retraites. Available at: <http://www.cor-retraites.fr/IMG/pdf/doc-3727.pdf>
- Cronbach, L. J., Shavelson, R. J. 2004. 'My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures.' *Educational and Psychological Measurement* 64(3): 391-418. DOI: 10.1177/0013164404266386
- DellaVigna, S. 2009. 'Psychology and economics: evidence from the field.' *Journal of Economic Literature* 47(2): 315-372. DOI: 10.1257/jel.47.2.315

- Diamond, P., Köszegi, B. 2003. 'Quasi-hyperbolic discounting and retirement.' *Journal of Public Economics* 87: 1839-1872. DOI: 10.1016/S0047-2727(02)00041-5
- DREES (Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques). 2014. 'Enquête sur les motivations de départ à la retraite' – Ministère de la Santé [producteur], ADISP-CMH [diffuseur]. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/open-data/retraites/article/l-enquete-motivations-de-depart-a-la-retraite>
- DREES. 2017. 'Les retraités et les retraites.' Panoramas de la Drees, Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques. Available at: <http://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/retraites-2017.pdf>
- Elder, G. H. 1995. 'The life course paradigm: Social change and individual development.' In: Moen, P., Elder, G. H., Lüscher, K. (eds) *Examining lives in context: Perspectives on the ecology of human development*. American Psychological Association, Washington, DC. DOI: 10.1037/10176-003
- Elder, G. H., Johnson, M. K., Crosnoe, R. 2003. 'The Emergence and Development of Life Course Theory.' In: Mortimer J. T., Shanahan M. J. (eds) *Handbook of the Life Course. Handbooks of Sociology and Social Research*. Springer, Boston, MA. DOI: 10.1007/978-0-306-48247-2\_1
- Engels, B., Geyer, J., Haan, P. 2017. 'Pension incentives and early retirement.' *Labour Economics* 47: 216-231. DOI: 10.1016/j.labeco.2017.05.006
- Findley, T. S., Caliendo, F. N. 2015. 'Time inconsistency and retirement choice.' *Economics Letters* 129: 4-8. DOI: 10.1016/j.econlet.2015.01.027
- Frederick, S., Loewenstein, G., O'Donoghue, T. 2002. 'Time discounting and time preference: A critical review.' *The Journal of Economic Literature* 40(2): 351-401. DOI: 10.1257/002205102320161311
- Greene, W. H. 2011. *Econometric analysis*. 7<sup>th</sup> edition, chapter 17: 745-759.
- Guinea-Martin, D., Mora, R., Ruiz-Castillo, J. 2018. 'The Evolution of Gender Segregation over the Life Course.' *American Sociological Review* 83(5): 983-1019. DOI: 10.1177/0003122418794503
- Gustman, A. L., Steinmeier, L. T. 2000. 'Retirement in dual-career families: a structural model.' *Journal of Labor Economics* 18(3): 503-545. DOI: 10.1086/209968
- Heckman, J. J. 1978. 'Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system.' *Econometrica*, 46(4): 931-959. DOI: 10.2307/1909757
- Kim, M., Beehr, T. A. 2018. 'Retirement from Three Perspectives: Individuals, Organizations and Society.' In: Shultz, K. S., Adams, G. A. (eds) *Aging and Work in the 21st Century*. Psychology Press, New York. DOI: 10.4324/9781315167602
- Knoll, M. A. 2011. 'Behavioral and psychological aspects of the retirement decision.' *Social Security Bulletin* 71(4): 15-32, November.
- Laibson, D. 1997. 'Golden eggs and hyperbolic discounting.' *The Quarterly Journal of Economics* 112(2): 443-478. DOI: 10.1162/003355397555253

- Legendre, B., Pedrant, A-C., Sabatier, M. 2018. 'Should I stay or should I go? An econometric analysis of retirement decisions by couples.' *Applied Economics* 50(53): 5814-5829. DOI: 10.1080/00036846.2018.1488067
- Maddala, G. S. 1983. *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Magnac, T., Rapoport, B., Roger, M. 2006. 'Fins de carrière et départs à la retraite : l'apport des modèles de durée. Perspectives et comportements en matière de retraite,' *Dossiers solidarité et santé* 3, DREES: 101-117.
- Mastrobuoni, G. 2009. 'Labor supply effects of the recent social security benefit cuts: empirical estimates using cohort discontinuities.' *Journal of Public Economics* 93(11-12): 1224-1233. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2009.07.009
- Mastrobuoni, G. 2011. 'The role of information for retirement behavior: evidence based on the stepwise introduction of the Social Security Statement.' *Journal of Public Economics* 95(7-8): 913-925. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2011.01.003
- Merkle, C., Schreiber, P., Weber, M. 2017a. 'Framing and retirement age: the gap between willingness-to-accept and willingness-to-pay.' *Economic Policy* 32(92): 757-809. DOI: 10.1093/epolic/eix014
- Merkle, C., Schreiber, P., Weber, M. 2017b. 'Inconsistent retirement timing.' *Working Paper*, December. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2778578>
- Murphy, A. 2007. 'Score tests of normality in bivariate probit models.' *Economics Letters* 95(3): 374-379. DOI: 10.1016/j.econlet.2006.11.010
- O'Donoghue, T., Rabin, M. 1999. 'Doing it now or later.' *The American Economic Review* 89(1): 103-124. DOI: 10.1257/aer.89.1.103
- OECD. 2014. *Ageing and Employment Policies: France 2014. Working Better with Age, Ageing and Employment Policies*, Editions OCDE, Paris. DOI: 10.1787/9789264207523-en
- OECD. 2015. *Pensions at a Glance 2015: OECD and G20 indicators*, Editions OCDE, Paris. DOI: 10.1787/pension\_glance-2015-en
- OECD. 2019. 'Education at a glance: Educational attainment and labour-force status,' OECD Education Statistics (dataset). DOI: 10.1787/889e8641-en
- Pinger, P. R. 2017. 'Predicting experimental choice behavior and life outcomes from a survey measure of present bias.' *Economics Bulletin* 37(3): 2162-2172.
- Settersten, R. A., Hagestad, G. O. 1996. 'What's the latest? Cultural age deadlines for educational and work transitions.' *The Gerontologist* 36(5): 602-613. DOI: 10.1093/geront/36.5.602
- Staubli, S., Zweimüller, J. 2013. 'Does rising the early retirement age increase employment of older workers?' *Journal of Public Economics* 108: 17-32. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2013.09.003

- Stock, J. H., Wise, D. A. 1990. 'Pensions, the option value of work, and retirement.' *Econometrica* 58(5): 1151-1180, September. DOI: 10.2307/2938304
- Thaler, R. H. 1981. 'Some empirical evidence on dynamic inconsistency.' *Economics Letters* 8(3): 201-207. DOI: 10.1016/0165-1765(81)90067-7
- Trizano-Hermosilla, I., Alvarado, J. M. 2016. 'Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements.' *Frontiers in Psychology* 7(769). DOI: 10.3389/fpsyg.2016.00769
- Zhang, L. 2013. 'Saving and retirement behavior under quasi-hyperbolic discounting.' *Journal of Economics* 109(1): 57-71. DOI: 10.1007/s00712-012-0302-8

## 7. Appendices

*Table 1.A1. Probability to retire 'as soon as possible'*

<b>Average Annual Salary (ref: less than 12500)</b>	
12500 to 25000 euros	-0.202 (0.121)*
More than 25000 euros	-0.418 (0.134)***
<b>Preferences</b>	
Short-term impatience	0.222 (0.049)***
Long-term impatience	0.199 (0.046)***
Small risk aversion (ref: Medium risk aversion)	-0.098 (0.116)
High risk aversion	-0.041 (0.105)
<b>Occupation before retirement (ref: private sector employee)</b>	
Non-active civil servant	0.068 (0.126)
Employee of the public sector	-0.051 (0.176)
Self-employed worker	0.450 (0.165)***
Contribution to more than one fund	-0.173 (0.092)*
Full-time job	-0.103 (0.119)
More than one income source	0.108 (0.088)
Woman	-0.012 (0.090)
<b>Health status (ref: very good health)</b>	
Good health	-0.017 (0.163)
Poor health	-0.089 (0.156)
Very poor health	0.041 (0.142)
Constant	0.415 (0.178)**
N	1002
Log-likelihood	-644.839
LR-test (16)	93.31

\* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; (.) robust standard errors.







## Chapitre 2

# Beyond the direct impact of retirement: coordination by couples in preventive and risky behaviors

### *Abstract*

*This paper investigates changes in health behaviors upon retirement among couples using European SHARE survey data. Contrary to previous analyses studying retirement effect in a purely individual framework, or only measuring spillover effects, the econometric strategy controls for coordination by couples in health behaviors, also dealing with the endogeneity of both spouses' retirements. Using variations in official retirement ages for identification, estimations of simultaneous equations models confirm an always positive and statistically significant correlation between spouses' behaviors. Results show no global impact of retirement on physical activities and obesity but some spouse's retirement spillover effects on smoking. However, retirement significantly reduce alcohol intake behaviors. Exploring sources of heterogeneity, additional results show that individuals with low work-related physical burden have healthier lifestyles after retirement while results for other individuals are more mixed. Furthermore, with regard to spillover effects, women are particularly affected by men's retirement when they are already retired, while the opposite occurs for men.*

*JEL codes: J26, I12, D19, C25.*

*Keywords: Retirement; health behaviors; couple's coordination*

# 1. Introduction

With the increase in life expectancy, most of OECD economies have implemented pension reforms to incite individuals to delay retirement. Although stylized facts show that individuals respond to these incentives (Blundell, French and Tetlow, 2016; Gruber and Wise, 2000), measuring global short-term and long-term effects of these policies is another relevant question. Delay individual retirements improves the financial sustainability of public Pay-As-You-Go pension funds in the long-term in a context where baby boomer generations get close to retirement. However, pension reforms also have to take into account potential adverse effects (or externalities) due to the increase of official legal retirement ages. For example, these policies could run counter to the objectives of employment policies, by raising unemployment rates of active young people. Likewise, raising legal retirement ages does not guarantee that individuals continue working: it can also increase elderly unemployment, then, social security spending (Engels, Geyer and Haan, 2017; Staubli and Zweimüller, 2013).

Another central question is the effect of retirement on health. Delaying retirement could significantly increase medical expenses of social security systems if retirement has a general negative effect on health. Basically, on the one hand, retirement may reduce work-related stress or stop the health burden from straining work tasks. It should then have a positive effect on health and well-being, particularly for highly physically demanding occupations. On the other hand, workplace can be a channel for promoting healthy lifestyles and work can stimulate and preserve cognitive abilities and prevent social isolation. This research question gives rise to a substantial literature with conflicting and heterogeneous results across countries or social-economic groups (Nishimura, Oikawa and Motegi, 2018). In response to this empirical indeterminacy, several studies have concentrated on underlying mechanisms by analyzing the impact of retirement on health (preventive or risky) behaviors (e.g. Eibich, 2015; Celidoni and Rebba, 2017).

Theoretically, the impact of retirement on health behaviors seems ambiguous. Grossman's model of health capital (1972) suggests that the opportunity cost of health behavior investments decreases with higher leisure time. Individuals are then expected to invest more time in healthy behaviors (e.g. physical activities). However, the marginal return of health behavior investments decreases as income does almost not depend on health. Further, individuals experience a decrease in wage income, which leads to a pure negative income effect<sup>59</sup>. Empirically, the challenge of most recent literature is to treat the likely endogeneity of retirement arising from different sources. First, health behavior investments and retirement decision can likely be affected by several common unobserved factors, resulting in omitted variable bias. For example, both behaviors can be impacted by unobserved time preferences (discounted factor), life projects (house move), social environment or psychological status (Cawley and Ruhm, 2011). Second, a potential bias can arise from reverse causality: strongly correlated with health, individuals with unhealthy lifestyles at baseline can be encouraged to retire earlier because of bad health. Using exogenous variations in legal retirement ages as sources of identification for measuring causal effect of retirement, the literature identifies heterogeneous effects depending on health behaviors or gender.

However, most of the previous analyses only treat the health behavior in purely individual settings, without considering spouses' behavior externalities or a potential simultaneity of both spouses' behaviors. Hence, omit these interactions and potential coordination in spouses' behaviors may lead to misestimate the impact of retirement. This paper addresses this issue by taking into account potential coordination by couples, together with measuring causal impact of both spouses' retirements on five dimensions of health behaviors: flu vaccination, smoking, obesity, alcohol consumption and the regular practice of physical activities. Using SHARE survey data and exogenous variations in official retirement ages (i.e.

---

<sup>59</sup> Risky behaviors can be seen as negative investments. The marginal benefit from consumption is supposed to decrease due to higher leisure time. Conversely, as income does not depend on health, the marginal cost of risky behaviors (in terms of health consequences) also decreases (Cawley and Ruhm, 2011).

Normal Retirement Ages) across countries and overtime, the estimation of simultaneous equations models accounts for this coordination by modeling simultaneously both spouses' behaviors and controlling for the endogeneity of each spouse's retirement status. Hence, for an individual, this strategy allows the measure of the impact of her own retirement (direct effect) and her spouse's retirement (indirect spillover effect) on her behavior.

Results shed light on the causal impact of retirement on health behaviors and externalities among couples. *First*, general findings provide no evidence of a retirement effect on obesity or on the practice of vigorous or moderate physical efforts. However, they suggest the presence of spouse's retirement spillover effects on individual smoking behaviors both for men and women. Likewise, for alcohol intake, the overall effect of the couple's retirement significantly decreases the frequency and the quantity consumed. Concerning flu vaccination, for men, results also show that the positive impact of retirement seems even stronger for prevention behaviors done with the need of a medical practitioner.

*Second*, in addition to spillover effects of spouses' retirements, econometric results provide strong evidence of a correlation between partners for all health behaviors, interpreted as a coordination process. Taking into account this coordination is then necessary to avoid a likely evaluation bias of retirement effect on both health status and health behaviors for couples.

*Third*, the analysis explores some sources of heterogeneous effects. Explaining the relative absence of general effect for some health behaviors, further estimations on separate subsamples according to the physical burden of the job (before retirement) show that individuals with low work-related physical burden seem to have a healthier lifestyle upon retirement. In contrast, results are more mixed for individuals with high work-related physical burden. Furthermore, because couples share more leisure time when both partners are retired, spillover effect of a spouse's retirement can depend on the retirement status of the other partner. Controlling for the retirement status of one partner, additional estimations on subsamples of non-retirees or retirees show that women are particularly affected by men's retirement when

they are already retired. Conversely, men are particularly affected by women's retirement when they are non-retired.

The rest of the paper is structured as follows: the next section offers a brief literature review. A third section presents the data and several summary statistics. A fourth section is devoted to the description of the econometric strategy. The fifth section presents the economic results and some sources of heterogenous effects. The sixth section is devoted to additional robustness tests. The final section offers a conclusion.

## **2. Relevant Literature**

This paper addresses several limitations of the literature. First, it contributes to the general literature studying the retirement effect on health. As previously said, this question gives rise to a substantial empirical literature on the retirement impact on various health indicators, cognitive abilities or mortality, which remains inconclusive (Nishimura, Oikawa and Motegi, 2018; Bonsang, Adam and Perelman, 2012; Coe and Zamarro, 2011; Behncke, 2012; Hernaes et al., 2013). For recent analyses, Mazzona and Peracchi (2017), using European SHARE survey data, find a negative global retirement effect on general subjective health and cognitive abilities. Celidoni *et al.* (2017), with the same survey data, find a positive effect for early retirement, but a negative effect for individuals who have delayed their retirement. Analyses also show that results are heterogenous across countries, with no retirement effect on subjective health in France (Messe and Wolff, 2019a) or, on the contrary, an increase in mortality in the United States (Fitzpatrick and Moore (2018). However, these analyses only treat health status in purely individual settings, without considering spouses' behavior externalities that could offset or intensify the overall effect of retirement within couples in the long term.

Literature shows the existence of peer effects when an individual behavior is correlated

with those of other individuals in a group (Manski, 1993, 2000)<sup>60</sup>. Moreover, the economics of the family shows that several economic decisions or behaviors are not made in a purely individual setting, but in a collective way at the household level (Chiappori, 1992; Bourguignon *et al.* 1993). In particular, households share common resources (monetary and non-monetary) or preferences, which lead to interactions in retirement decisions (Hurd, 1990; Gustman and Steinmeier, 2000; Coile, 2004; Legendre, Pedrart and Sabatier, 2018). Several papers study the effect of spouse's retirement on individual health and find mitigated results about the presence of spillover effects. For Japan, Bertoni and Brunello (2017) find limited effect of the early retirement of the husband on wives' likelihood to develop stress, depression, or inability to sleep. In Australia, Atalay and Zhu (2018) identify a positive effect of the wife's retirement on elderly husband's mental health. Messe and Wolff (2019b) find no retirement impact of an individual on her spouse's health. However, these analyses study the consequences of retirement only for one individual and do not consider the existence of all the potential interaction effects, which could drastically misestimate the overall effect of retirement within couples. Picchio and van Ours (2019) address this issue and show that the effect of retirement is heterogeneous depending on gender and marital status. For a man, both his wife and own retirement have a positive effect on his health status. But for a woman, even if her husband's retirement is beneficial, her own retirement has a negative effect. Nevertheless, they do not analyze potential sources of heterogeneity in spillover effect from spousal retirement.

Another trend of literature analyzes the retirement effect on preventive and risky behaviors (e.g. physical activity or smoking) to give a better explanation about potential mechanisms related to retirement status that affect health conditions (Insler, 2014; Chung *et al.*, 2009; Coe and Zamarro, 2015). For example, recent papers show a positive retirement effect

---

<sup>60</sup> Manski (2000) differentiates between three different explanations for behaviors' correlation: endogenous interaction when the behavior of an individual directly affect the behavior of another individual, contextual interaction when the behavior of an individual varies depending on the characteristic of others (age or medical history), and correlated effects due to the share of common characteristics or environment. Note that correlated behaviors among couples can arise from all these three explanations. However, the disentangling of these effects is not an objective of this study.

on physical activity (Zhu, 2016; Zhao, Konishi and Noguchi, 2017; Kämpfen and Maurer, 2016) and no effect on smoking (Ayyagari, 2016; Celidoni and Rebba, 2017). They also find that the global retirement effect on health behaviors is sensitive to the job feature (physically demanding) or baseline behaviors before retirement (Kesavayuth, Rosenman and Zikos, 2018; Celidoni and Rebba, 2017). These analyses suffer from the same limitations presented above as they do not consider spillover effects of an individual's retirement on her spouse's behavior. This has strong implications since these studies infer about the importance of health-related behaviors in the overall retirement effect on health. Hence, not considering spousal retirement effect could lead to a misunderstanding of the true relation between retirement and health condition in the long term. For example, this would particularly be the case if, for an individual, spousal retirement offset the direct impact of her own retirement on her risky and preventive behaviors.

Few analyses in the literature on the determinants of preventive behaviors (vaccination, screening) or risky behaviors consider the presence of externalities or coordination by couples. Cao, Noyes and Homish (2019) show with HRS survey data that the individual's probability to receive the flu vaccine depends on her spouse's behavior: it increases if the latter is vaccinated, the impact varying with income and generation. Kotwal *et al.* (2016) find a correlation between the decision to preventively make a colonoscopy of the two spouses. However, these two latter articles do not measure the effect of retirement. To the best of our knowledge, Müller and Shaikh (2018) is the only analysis taking into account interactions among couple's members when measuring the effect of retirement on health-related behaviors. They highlight an increase in alcohol consumption and a decrease in physical activity following spouse's retirement. Conversely, individuals tend to increase both physical activity frequency and alcohol



consumption after their own retirement. Nevertheless, this article only measures the effect of spouse's retirement and consider spouse's health behavior as exogenous<sup>61</sup>.

The present article addresses some limitations presented above by modeling simultaneously both spouses' behaviors and measuring the effect of each spouse's retirement status. Hence, for an individual, it allows the measure of the impact of her own retirement (direct effect) and her spouse's retirement (indirect spillover effect) on her behavior. In contrast to Müller and Shaikh (2018), the analysis also takes into account the potential correlation of health-related behaviors and retirement decisions within couple by allowing behaviors to be correlated. Finally, this article goes further by exploring two sources of heterogeneity for spousal retirement effect: the work-related physical burden of the occupation before retirement and the order of retirement within couple.

### **3. Data and summary statistics**

#### **3.1. SHARE survey data and the analysis sample**

This study uses data from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) (Börsch-Supan, 2019a,b,c,d,e,f). It is a multi-disciplinary cross-country survey on individuals who are 50 or over, notably containing information on socio-economic and retirement status, household conditions, or preventive and risky behaviors. Unlike most survey data, both spouses were questioned for a significant part of the initial sample, and then offers the possibility to study interactions among couples. Moreover, contrary to papers analyzing the retirement effect in a single-country setting (see section 2.), using European data gives a multi-country analysis with results less sensitive to institutional features. This analysis uses six waves, respectively conducted in 2004/2005 (Wave 1), 2006/2007 (Wave 2), 2011/2012 (Wave 4), 2013 (Wave 5), 2015 (Wave 6) and 2017 (Wave 7)<sup>62</sup>.

---

<sup>61</sup> In other words, an individual can be affected by the behavior of her spouse only indirectly by the impact of the spouse's retirement.

<sup>62</sup> Wave 3 SHARELIFE, which took place in 2008/2009, constitutes an exception since it focuses on people's life histories and is therefore not included in this analysis.

**Table 2.1. Summary statistics.**

	Men		Women		All		Min	Max
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.		
Retired	0.80	0.40	0.52	0.50	0.66	0.47	0	1
<i>Education</i>								
Low	0.21	0.40	0.23	0.42	0.22	0.41	0	1
Medium	0.53	0.50	0.55	0.50	0.54	0.50	0	1
High	0.26	0.44	0.22	0.41	0.24	0.43	0	1
Age	65.6	2.5	63.7	2.8	64.6	2.8	55.5	71.5
Nb of chronic diseases	1.0	1.04	0.8	0.95	0.9	1.00	0	4
Number of children					2.2	1.19	0	11
Grandchild					0.76	0.43	0	1
<i>Countries</i>								
Austria					0.08	0.28	0	1
Germany					0.10	0.31	0	1
Sweden					0.10	0.30	0	1
Netherlands					0.08	0.27	0	1
Spain					0.11	0.31	0	1
Italy					0.15	0.35	0	1
France					0.10	0.30	0	1
Denmark					0.09	0.28	0	1
Switzerland					0.06	0.25	0	1
Belgium					0.13	0.33	0	1
<i>Waves</i>								
Wave 1					0.12	0.33	0	1
Wave 2					0.13	0.34	0	1
Wave 4					0.19	0.39	0	1
Wave 5					0.27	0.44	0	1
Wave 6					0.21	0.41	0	1
Wave 7					0.08	0.26	0	1

Note: summary statistics for a window of +/- 4.5 years around ORA cutoff. Some characteristics are common for both spouses (e.g. number of children) and are then only displayed for the overall sample.

Beyond traditional socio-economic characteristics (age, gender, education), the survey also provides information on households (e.g. number of children) and allows the simultaneous modeling of both spouses' behaviors. Data also contain information on risky behaviors, like smoking, alcohol consumption, and the frequency of physical activities. Furthermore, the first and second waves' originality is an additional survey module (drop-off) which asks individuals about preventive behaviors (flu vaccination, check-ups for blood pressure or cholesterol) done in the last twelve months. This additional module allows a comparison between different types of preventive and risky behaviors, which can be done with or without the medical practitioner.

In order to treat and control the endogeneity of both men and women retirements, it is necessary to precisely constitute the analysis sample. Like Müller and Shaikh (2018), individuals are considered as retired if they report themselves as 'retired,' opposed to being

employed, unemployed, permanently sick (or disabled) and homemaker. The identification strategy is based on a regression discontinuity design (RDD) adapted to the non-linear case (see hereafter). Because the analysis estimates both men and women retirement effects on both spouses' behaviors, only both partners within a window of  $\pm 4.5$  years around the official retirement age are considered. The choice of the window is a major concern since it has to be sufficiently large to consider enough observations and have enough precision, together with considering individuals close enough to the eligibility threshold to get unbiased estimations (Lee and Lemieux, 2010). Some papers have derived data driven criteria, but they are not adapted or optimal with categorical outcome variables (Calonico, Cattaneo and Titiunik, 2014; Imbens and Kalyanaraman, 2012) or several treatments (Xu, 2017; Picchio and van Ours, 2019). As it is commonly the case in the literature, sensitivity tests using different windows will be performed in robustness checks (section 6). Lastly, in order to avoid results driven by extreme or atypical values, individuals with a number of chronic diseases above four are not considered in the analysis<sup>63</sup>. Table 2.1 presents the main characteristics of the final sample, an unbalanced panel of 11,436 couples (22,872 individuals). The analysis considers 10 countries, all present in the first wave (Austria, Germany, Sweden, Netherlands, Spain, Italy, France, Denmark, Switzerland and Belgium).

### **3.2. Outcomes Variables and Descriptive Evidences**

The analysis considers seven preventive and risky behaviors which have an important role in individuals' health status. In order to consider and differentiate behaviors with or without the need for a medical practitioner, the first outcome is flu vaccination. It is a representative of preventive behaviors since it is gender-neutral and constitutes an annual decision (Cao, Noyes and Homish, 2019). Although influenza virus can have a moderate health effect for most patients, likely complications can have severe health consequences for very young children and

---

<sup>63</sup> This selection removed 100 couples (less than 1% of the initial sample).

elderly people. Several other preventive behaviors are reported in the drop-off module. However, they are almost automatically highly recommended by general medical practitioners and, hence, cannot be considered as purely individual decisions.

Other health behaviors considered are smoking, physical activity, obesity and alcohol consumption. Smoking is measured by a dummy variable indicating if individuals report themselves as smokers. As pointed out by Eibich (2015), the survey also asks for the quantity of tobacco consumed, but this information may suffer from measurement errors and does not always distinguish between the type of consumption (cigarettes, cigars or pipes). Smoking is then studied only for the extensive margin.

Two types of physical activities are considered. The first is related to vigorous effort which refers to activities such as sports, heavy housework or jobs involving physical labor. The second is related to moderate effort which refers to activities such as gardening, cleaning the car or doing a walk. Such behaviors are measured with two dummies variables indicating if individuals respectively practice each activity more than once a week.

**Table 2.2 Preventive and risky behaviors by gender and within couple correlation**

Preventive or risky behaviors	Men		Women		All		Min	Max	N individuals	N couples	Statistical test
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.					
	Flu vaccination	0.42	0.49	0.35	0.48	0.39					
Smoking	0.19	0.39	0.14	0.35	0.16	0.37	0	1	16622	8311	P = 591.45***
<i>Vigorous physical activity</i>											
More than once a week	0.42	0.49	0.35	0.48	0.39	0.49	0	1	22620	11310	P = 944.20***
<i>Moderate physical activity</i>											
More than once a week	0.77	0.42	0.75	0.43	0.76	0.43	0	1	22620	11310	P = 842.01***
Obese (BMI > 30)	0.20	0.40	0.18	0.39	0.19	0.39	0	1	17516	8758	P = 205.59***
<i>Frequency of alcohol consumption</i>											
Not at all in last 3 months	0.15	0.35	0.30	0.46	0.22	0.42	0	1	16300	8150	P = 4279.50***
Less than once a month	0.04	0.21	0.09	0.28	0.07	0.25	0	1	16300	8150	S = 0.40***
Once or twice a month	0.08	0.28	0.12	0.33	0.10	0.31	0	1	16300	8150	
Once or twice a week	0.21	0.41	0.20	0.40	0.20	0.40	0	1	16300	8150	
Three or four days a week	0.11	0.31	0.09	0.28	0.10	0.30	0	1	16300	8150	
Five or six days a week	0.05	0.22	0.03	0.17	0.04	0.19	0	1	16300	8150	
Almost every day	0.36	0.48	0.17	0.38	0.27	0.44	0	1	16300	8150	
Drinks per day	1.86	1.49	1.18	1.10	1.52	1.35	0	10	13050	6525	S = 0.39***

Interpretation: Among men, around 19% smoke and 15% have not consumed alcohol in the last three months. Within couple health behaviors correlation is tested with several statistical tests: P corresponds to the Pearson chi-squared test of independence and S corresponds to the rho of Spearman. \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01.

Obesity is measured via self-reported Body Mass Index (height and weight). An individual is considered as obese if her BMI is equal or higher than 30 kg/m<sup>2</sup>. As pointed out by Godard (2016), BMI does not distinguish between fat from lean mass but is highly associated with more precise measures of adiposity.

Last, alcohol consumption is measured in two dimensions. The first is related to the frequency of alcohol intake, varying from ‘Not at all in the last three months’ to ‘Almost every day’ (7 categories). The second corresponds to how many drinks on average the individual consumes in a day when he has occasion to drink. Note that for this latest measure, extreme values (more than 10 drinks) are removed from the analysis sample, due to the highly probable measurement error<sup>64</sup>.

Taken together, these behaviors are associated with various health conditions, chronic diseases and significant health costs (Sturm, 2002; OECD, 2018, 2017a). Particularly, they are associated with higher prevalence of cancer, respiratory diseases (Torres et al. 2013) and cardiovascular diseases and diabetes (OECD, 2015), which represent main avoidable mortality causes (OECD, 2019)<sup>65</sup>. Likewise, smoking, obesity, alcohol consumption and lack of physical activity are respectively the first, third, sixth and eighth causes of healthy life years lost (in terms of disability-adjusted life-years DALY) across Level 3 risk factors in Western Europe in 2015<sup>66</sup>.

Summary statistics displayed in Table 2.2 give an overview of preventive and risky behaviors, separated by gender. To test if behaviors are correlated by couples, each variable comes with a non-parametric test of independence (Pearson chi-squared or Spearman rho), depending on the type of variable. The case of a significant test, which rejects the null hypothesis, gives a first evidence of coordination by couples since both partners behaviors are correlated. Regarding differences by gender, women have healthier lifestyles (except for

---

<sup>64</sup> This selection removed 172 couples from the sample (1.5% of the original sample).

<sup>65</sup> More information can be found in Warburton and Bredin (2017) for physical activity, Duncan et al. (2019) for smoking and GBD 2016 Alcohol Collaborators (2018) for alcohol consumption.

<sup>66</sup> See GBD 2015 Risk Factors Collaborators (2016).

physical activity and vaccination). Particularly, men have a higher tendency to smoke and consume alcohol (both frequency and quantity). However, the difference does not seem significant for obesity. Statistical tests also reveal a systematic significant correlation between spouses' behaviors. This gives a first proof of coordination by couples in preventive and risky behaviors.

## **4. The Econometric Strategy**

As previously said, this paper assesses the causal effect of both partners retirements on each spouse behavior, taking into account coordination by couples. In this aim, it is necessary to treat the likely endogeneity of each spouse retirement. As a reminder, in this context, there are several reasons to consider retirements as endogenous. First, the analysis may suffer from omitted variable bias because several unobserved factors are correlated with both retirement decisions and health behaviors (e.g. tastes and risk preferences). Second, a potential bias can arise from reverse causality since health is strongly correlated with risky behaviors and can be a main determinant of the decision to retire.

### **4.1. A Fuzzy RD Design**

The identification strategy is based on a Regression Discontinuity Design, using the discontinuity in the propensity to retire at legal retirement ages. In this framework, the retirement status (treatment variable) is determined by a running variable (age) in such a way that, if the latter crosses a defined cutoff, the individual status changes into 'retired.' Because legal retirement ages constitute strong incentives to retire (Blundell, French and Tetlow, 2016; Hanel and Riphahn, 2012; Mastrobuoni, 2009; Behaghel and Blau, 2012; Gruber and Wise, 2000), the probability to be retired is supposed to jump significantly when individuals' age crosses these cutoffs. SHARE survey data contain information on both birth and interview dates that allow the measuring of age (in months) and then precisely identify the discontinuity at the cutoff.

**Table 2.3. Reference Official Retirement Age by country and gender.**

Country	Wave 1		Wave 2		Wave 4		Wave 5		Wave 6		Wave 7	
	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman
Austria	65	60	65	60	65	60	65	60	65	60	65	60
Germany <sup>a</sup>	65	65	65	65	65	65	65	65	65+4m	65+4m	65+6m	65+6m
Sweden	65	65	65	65	65	65	65	65	65	65	65	65
Netherlands	65	65	65	65	65	65	65	65	-	-	-	-
Spain	65	65	65	65	65	65	65+1m	65+1m	65+3m	65+3m	65+5m	65+5m
Italy	65	60	65	60	65	60	66+2m	62+2m	66+5m	62+4m	66+7m	65+7m
France	65	65	65	65	65	65	66+2m	66+2m	66+7m	66+7m	67	67
Denmark <sup>b</sup>	65	65	65	65	65	65	65	65	65	65	65	65
Switzerland	65	63	65	64	65	64	65	64	65	64	65	64
Belgium	65	63	65	64	65	64	65	65	65	65	65	65
Man												
Woman												
% of retirement	Below the ORA		Above the ORA		Below the ORA		Above the ORA		Below the ORA		Above the ORA	
	63.54		93.22		35.61		72.79					

Interpretation: the ORA for men in Austria is always 65 years. For wave 7, in Germany, the ORA is 65 years and 6 months.

a. For wave 4, the ORA for interviews in 2011 is 65 and 65 + 1 month for interviews in 2012.

b. For wave 1 and wave 2, the ORA is 67 for generations before 1940.



This study uses variations across countries and overtime in official retirement age (ORA, or sometimes Normal Retirement Age), which is the age at which individuals are eligible to the minimum guaranteed pension or full benefits without condition on contribution history. As retirement is not mandatory at this age, the discontinuity in retirement probability does not jump from 0 to 100%. Moreover, many specific policies allow retirement before the ORA (e.g. early retirement due to long careers or jobs with high physical burden). The econometric strategy based on discontinuity at this legal retirement age then corresponds to a fuzzy design. Table 2.3 presents the ORAs for all countries, based on the Social Security Programs Throughout the World Survey and OECD Pensions at a Glance (2017b).

The literature principally uses similar econometric strategies, based on FEIV (Fixed-Effects Instrumental Variable) or RDD in two steps estimations, using discontinuities in retirement probabilities at legal ages as instruments. Although this type of estimations allows a higher range of statistical tests, it is not optimal when dependent variables are categorical. Then, the usual fuzzy RD design is adapted to the nonlinear case, taking into account the qualitative nature of both dependent and endogenous variables. It consists in the estimation of simultaneous equations models, by Maximum Simulated Likelihood (MSL), associated with an IV approach with flexible continuous function of the running variable.

The objective is hence to estimate, for each behavior, a *simultaneous* equation model as follows:

$$\begin{cases} Prob(behavior_i^m = 1) = X_i^m \beta_1 + \gamma_1 retirement_i^m + \lambda_1 retirement_i^w + V_i \theta_1 + f(\widehat{age}_i^m) + f(\widehat{age}_i^w) + \varepsilon_{i1} \\ Prob(behavior_i^w = 1) = X_i^w \beta_2 + \gamma_2 retirement_i^m + \lambda_2 retirement_i^w + V_i \theta_2 + f(\widehat{age}_i^w) + f(\widehat{age}_i^m) + \varepsilon_{i2} \\ Prob(retirement_i^m = 1) = X_i^m \beta_3 + f(\widehat{age}_i^m) + Z_i^m \delta_1 + \varepsilon_{i3} \\ Prob(retirement_i^w = 1) = X_i^w \beta_4 + f(\widehat{age}_i^w) + Z_i^w \delta_2 + \varepsilon_{i4} \end{cases} \quad (1)$$

where  $m$ ,  $w$  and  $i$  denote, respectively, men, women and couples.  $X_i^j$  are individual attributes,  $V_i$  household characteristics and  $Z_i^j$  the instruments. The effect of age is controlled with

functions  $f(\cdot)$ , with  $\widetilde{age}_i^m$  and  $\widetilde{age}_i^w$  respectively men and women ages centered at ORA. Because results in the literature seem sensitive to the functional form of age (Gelman and Imbens, 2019), smooth function is adopted by allowing a linear trend with different slopes on each side of the cutoff (Angrist and Pischke, 2009; Lee and Lemieux, 2010). Moreover, note that for the frequency of alcohol consumption and the number of drinks per day, dependent variables are considered as continuous and the associated equations become linear. Error terms are supposed to be drawn from a multivariate normal distribution with:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{pmatrix} | x_i^j, V_i, Z_i^j \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} & \rho_{24} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 & \rho_{34} \\ \rho_{14} & \rho_{24} & \rho_{34} & 1 \end{pmatrix} \right) \quad (2)$$

From the econometric point of view, this specification allows testing and controlling potential endogeneity of both men and women retirements, by ignoring their endogenous nature, notably from omitting variables or simultaneity (Greene, 2011). The correlation of the two error terms of both partners retirement status equations,  $\rho_{34}$ , captures likely coordination in partners retirement decisions. Likewise, a likely coordination by couples in health behaviors is captured by  $\rho_{12}$ , the correlation of the two error terms of both partners behaviors equations.

Both retirement status are instrumented using dummy variables indicating whether spouses' age has crossed the ORA, defined as follows:

$$Z_i^m = 1[\widetilde{age}_i^m > 0] \text{ and } Z_i^w = 1[\widetilde{age}_i^w > 0].$$

As official retirement age is fixed exogenously by governments, it impacts behaviors in all likelihood only indirectly by the impact of retirement. Moreover, contrary to Early Retirement Age (ERA) which can vary depending on work/contribution history or occupation (Heller-

Sahlgren, 2017)<sup>67</sup>, ORA is the same for all individuals within a country. Descriptive statistics in Table 2.3 confirm that instruments are significantly correlated with retirement status. The proportion of retirees is significantly higher for individuals above the threshold. For men, 63.54% are retired before reaching the ORA, but the proportion increases to 93.22% for individuals above the cutoff. The gap is even more important for women: the proportion is about 35.61% before the ORA and increases to 72.79%.

In order to precisely estimate coordination by couples, several control variables are included to control for observed heterogeneity. Individuals' characteristics are the level of education and the number of chronic diseases. Based on the ISCED (UNESCO, 1997), three dummies indicate respectively low (none and primary), medium (lower secondary and secondary) and high (tertiary, university degree) levels of education. Households' characteristics are the number of children and the existence of grandchildren. Because several papers find heterogeneous retirement effects with respect to occupational strain (Celidoni and Rebba, 2017; Mazzonna and Peracchi, 2017), the physical burden of the job (or past jobs for retired) is also considered using the survey question '*Would you say your job is physically demanding?*' where individuals had to report if they agree with four alternatives: strongly agree, agree, disagree, strongly disagree. However, the information is particularly missing for retired individuals. This measure may also suffer from reporting heterogeneity or justification bias. Answers are predicted exogenously using the same methodology of Mazzonna and Peracchi (2017) and dichotomized to have, for each spouse, a final dummy indicator of physically demanding jobs (see Appendix 1). Another strategy will be tested in robustness checks. Finally, several dummies control for countries and waves fixed effects.

---

<sup>67</sup> This raises two potential issues. First, as the ERA depends on occupation, it is almost impossible to know which ERA must be attributed to which individuals. Second, depending on their preferences or their health status, individuals can self-select into jobs where the likelihood to be eligible for early retirement is more important. Despite these potential limitations, the literature argues that using discontinuities at ERA is preferable due to lower variation in ORAs across countries and overtime. However, Table 2.3 shows that taking into account the last three waves of SHARE survey significantly solve this problem encountered by analyses only considering earliest waves of the survey.

## 4.2. Discontinuity in the Retirement Rate and Validity Checks

Although the econometric strategy is adapted to nonlinear framework, a RD design is based on several assumptions, which need to be verified (Lee and Lemieux, 2010). First, it is assumed that health behaviors evolve smoothly with respect to the running variable. In other words, conditionally on an appropriate functional form for age, discontinuities in health behaviors distributions can only be attributed to the effect of retirement. As pointing out by Eibich (2015), aging is a gradual process and there is no reason to question this assumption. Second, the running variable cannot be manipulated by individuals. Since the running variable is age, it seems justified considering that this condition holds by definition<sup>68</sup>.

Figure 2.1. shows graphically the discontinuities in retirement probabilities at ORA both for men and women. Dots represent average rates of retirees for different values of the running variable and are overlaid with smooth functions obtained by 2<sup>nd</sup>-order polynomial regressions on each side of the cutoff. Significant discontinuities in the share of retirees are observed at the threshold, hence, at ORA. For men, the jump in the retirement rate at ORA is about 15 percentage points. For women, the corresponding jump is about 20 percentage points. This gives strong evidence that individuals below the cutoff have a significant lower probability to be retired compared with those above. It confirms that the ORA constitutes a strong incentive to retire once individuals reach this legal age.

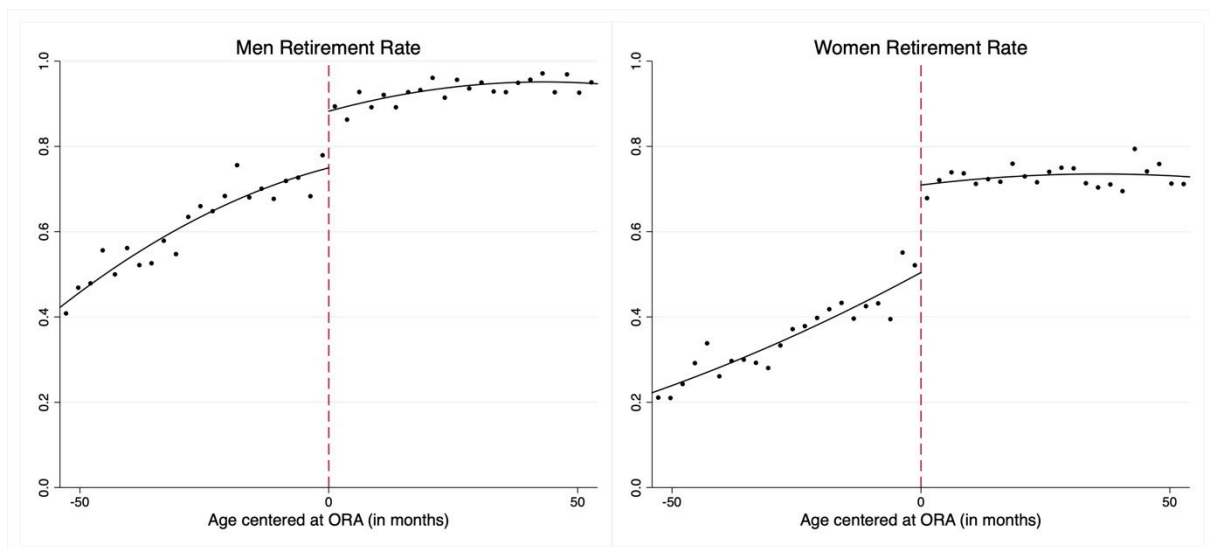
As previously said in section 4.1, several additional control variables are considered, notably similar to Eibich (2015) and Celidoni and Rebba (2017). Taking control variables into account allows a higher precision of the estimators. However, RDD hypotheses assume that individuals just below and above the cutoff are similar in such a way that those below the ORA constitute a valid control group for those just above. In other words, the treatment (retirement)

---

<sup>68</sup> A formal McCrary (2008) test has been conducted and no statistical evidence of manipulation has been found. See Appendix 2.

is locally randomized around the cutoff. Hence, intuitively, there is no need of control variables to get unbiased estimation of the retirement effect and considering further covariates may suggest the violation of this assumption. This is not a concern if there is no discontinuity in the distribution of covariates at the threshold, hence, if variables are balanced around the cutoff (Calonico et al. 2019; Lee and Lemieux, 2010). In appendix 3, several graphical tests have been conducted and no violation of this condition has been found<sup>69</sup>. Further investigation will be conducted in robustness checks. Overall, considering the absence of discontinuity in the distribution of control variables (particularly for predetermined characteristics) and other validity checks, these evidences suggest no violation of RDD assumptions and support the identification strategy.

**Figure 2.1. Discontinuities in retirement rates at ORA**



<sup>69</sup> The local randomization assumption implies that being below or above the ORA should not have an impact on pre-treatment covariates. As an additional test, following Lee and Lemieux (2010), the estimation of a seemingly unrelated regression (SUR) with one equation for each covariate (considering both for men and women) verifies that being below or above the ORA has no global impact on control variables. This additional estimation is done with the same bandwidth (4.5 years) and consider the same covariates. Single tests of significance do not reject the null hypothesis of no impact in almost all cases: only 3 tests on 48 reject the null. Moreover, all joint Wald tests of significance do not reject the null hypothesis of no global impact of being below or above the official retirement age. Hence, the three significant discontinuities seem very likely due to random chance and the local randomization assumption is, in all likelihood, verified. Results are available upon request.

## 5. Econometric Results

A first subsection discusses the validity of instruments. Then, principal results are presented, differentiating by the impact of ‘own’ retirement (direct effect) and the impact of spouse’s retirement (spillover effect) on health behaviors. Further, some sources of heterogeneity are considered in a final subsection, explaining mitigated results for some health behaviors.

### 5.1. The Instruments

Average marginal effects after estimation of simultaneous equations models are displayed in Table 2.4 for vaccination, physical activities and obesity, and in Table 2.5 for smoking and alcohol consumption. Confirming graphical evidence of discontinuities in retirement probabilities at the ORA, instruments are always significant at 1%. Varying with models, crossing the ORA significantly increases the men’s retirement probability: the effect varies between 9.2 and 21.5 percentage points. The corresponding increase in women’s retirement probability ranges from 17.9 to 26.7 percentage points<sup>70</sup>. Higher effect for women can be explained due to different career paths by gender. Women are less likely to be eligible for early retirement because of a shorter working history due to potential career interruptions (Engels, Geyer and Haan, 2017). The discontinuities at ORA clearly satisfy conditions for valid instruments since Wald F – statistics of excluded instruments ranges from 48.136 to 229.468. These results are in line with previous analyses showing significant impacts of financial incentives on individual retirements (Müller and Shaikh, 2018; Mastrobuoni, 2009).

---

<sup>70</sup> These effects are slightly lower than those observed in the literature for several reasons. First, the literature rarely differentiates between men and women. Then, estimations give a ‘mean’ effect for all individuals, which lead to overestimate the true impact for men. Second, this analysis only considers couples, who are less responsive to financial incentives (compared with singles), because they tend to retire together. Note that this effect is captured by the error terms correlation of the two retirement equations. Third, contrary to the estimation of simultaneous equations models which give different effects for each health behaviors, RDD in the literature correspond to a two-step estimation. The predicted retirement probability is estimated exogenously with a linear probability model estimated by OLS. Using this method, crossing the ORA increases the retirement probability by 13.98 p.p. for men and 22.72 p.p. for women.

## 5.2. Direct and Spillover Effects of Retirement

Direct effect of retirement strongly varies according to the health behavior considered. Unlike Kämpfen and Maurer (2016), Zhu (2016) or Oshio and Kan (2017), there is no direct effect, neither for men nor women, on the practice of physical activities (vigorous or moderate). Surprisingly and contrary to Godard (2016) and Feng, Li and Smith (2020), no direct effect is present for obesity as well. Moreover, regarding spillover effect (spouse retirement), there is also no effect for these three health behaviors. Overall, these findings suggest no effect of retirement on both physical activities (vigorous or moderate) and obesity.

In line with Müller and Shaikh (2018) and Celidoni and Rebba (2017), there is no direct effect, neither for men nor women, on smoking behavior (extensive margin). But results show the presence of significant spillover effects, with women's retirement diminishing men's probability to smoke of about 14 percentage points. Conversely, men's retirement has a positive effect on women's probability (8 p.p.), although it is only significant at 10%.

As regards the alcohol take-up, results highlight a direct and negative effect of retirement on the frequency of alcohol consumption for men. In contrast, like Zhu (2016) or Kesavayuth, Rosenman and Zikos (2018), there is no direct effect for women. Moreover, contrary to Müller and Shaikh (2018), spouse's retirement (indirect effect) affects alcohol consumption frequency heterogeneously by gender. While men's retirement decreases consumption frequency of women, the effect is the opposite for women's retirement on men's frequency. Retirement also seems to have strong effects on alcohol consumption at the intensive margin. Looking at the results for the number of drinks, direct effects show a decrease in alcohol units of about 0.7 for men and an increase of about 0.7 for women. These impacts are particularly important considering the consumption at the baseline. Indeed, among non-retirees, the average drinks per day is about 1.90 for men and 1.05 for women. In addition, although the spillover effect is positive for men (respectively negative for women), the net effect of the

couple's retirement (direct + spillover effects) is negative for both spouses. In addition to the general decrease in the frequency, retirement seems to significantly reduce alcohol consumption.

Lastly, results for vaccination emphasize a strong distinction between precedent health behaviors and prevention behaviors done with the need of a medical practitioner. Indeed, direct effects reveal a sizable increase in the probability to receive the flu vaccine for men (about 27 percentage points). Considering baseline behaviors among non-retired men, about 30% are vaccinated before retirement. However, there is no direct effect for women, nor spillover effects. For men, this result contrasts the findings of Nielsen (2019) which shows a decrease in General Practitioner (GP) visits and hospitalizations after early retirement, and then seems in favor of a substitutability relationship between preventive and curative care (Cabral and Cullen, 2017).

Overall, econometric results differ from those of previous analyses in the literature in several ways. Because the econometric strategy allows the analysis of both spouses' behaviors, it helps to explain heterogenous results find in analyses which do not take into account marital status and only consider the effect of retirement in a purely individual setting (Insler, 2014; Eibich, 2015). In the same way, results differ from analyses inspecting heterogeneity by gender without taking into account spillover behaviors. They usually find a positive effect which increases BMI for men (Feng, Li and Smith, 2020; Godard, 2016) and a positive effect on physical activity for both genders (Celidoni and Rebba, 2017; Kämpfen and Maurer, 2016; Oshio and Kan, 2017; Kesavayuth, Rosenman and Zikos, 2018).



**Table 2.4. Direct and spillover effect of retirement on flu vaccination, physical activities and obesity**

	Vaccination		Vigorous effort activity		Moderate effort activity		Obesity	
	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman
Man retirement	0.267 (0.113)**	-0.036 (0.173)	0.060 (0.060)	-0.042 (0.057)	0.071 (0.048)	0.009 (0.054)	0.017 (0.059)	0.045 (0.080)
Woman retirement	0.161 (0.143)	0.199 (0.150)	0.071 (0.071)	-0.040 (0.063)	-0.053 (0.055)	0.008 (0.063)	-0.055 (0.071)	-0.027 (0.107)
1(Man age > ORA)	0.215 (0.046)***		0.127 (0.013)***		0.127 (0.013)***		0.121 (0.016)***	
1(Woman age > ORA)		0.267 (0.053)***		0.201 (0.016)***		0.200 (0.016)***		0.179 (0.019)***
$\rho$ Health behaviors	0.695 (0.063)***		0.411 (0.019)***		0.402 (0.021)***		0.221 (0.032)***	
$\rho$ Retirement behaviors	0.194 (0.076)***		0.382 (0.025)***		0.382 (0.025)***		0.390 (0.028)***	
Wald F instruments	48.136		229.468		222.888		139.591	
P-value	0.000		0.000		0.000		0.000	
N (couples)	938		8617		8618		6465	

Interpretation: Man's retirement increases his probability to receive the flu vaccine of 26.7 p.p. For men, crossing the ORA increases their retirement probability of about 21.5 p.p when vaccination is considered.

\* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; (.) standard errors clustered at the couple level.

*Table 2.5. Direct and spillover effect of retirement on smoking and drinking behaviors.*

	Smoke		Drinks per day		Alcohol frequency	
	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman
Man retirement	-0.013 (0.064)	0.078 (0.047)*	-0.703 (0.398)*	-0.949 (0.372)**	-0.792 (0.247)***	-2.053 (0.447)***
Woman retirement	-0.142 (0.052)***	-0.060 (0.037)	0.574 (0.279)**	0.706 (0.238)***	0.619 (0.301)**	0.516 (0.359)
1(Man age > ORA)	0.124 (0.016)***		0.092 (0.020)***		0.101 (0.020)***	
1(Woman age > ORA)		0.235 (0.019)***		0.223 (0.026)***		0.239 (0.019)***
$\rho$ Health behaviors	0.487 (0.031)***		0.336 (0.039)***		0.427 (0.017)***	
$\rho$ Retirement behaviors	0.369 (0.027)***		0.389 (0.032)***		0.342 (0.029)***	
Wald F instruments	190.523		71.635		158.157	
P-value	0.000		0.000		0.000	
N (couples)	6739		5268		6641	

Interpretation: Man's retirement increases the woman's probability to smoke of 7.8 p.p. and decreases the woman's alcohol consumption of about 0.95 alcohol units. \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; ( ) standard errors clustered at the couple level.

Note that results also differ from the closest study of Müller and Shaikh (2018), measuring spillover effects but not simultaneously modeling both spouses' behaviors. Notably, concerning this latter point, the econometric strategy seems particularly relevant regarding the correlation of the error terms. Regarding Table 2.4 and Table 2.5, for all behaviors, the correlation between error terms of both spouses' behavior equations reveals a strong and always significant coordination by couples for health behaviors. Although coordination is also measured by spillover effects, both behaviors are impacted by common elements of unobserved heterogeneity. Conditionally on household covariates (children, grandchildren), this coordination cannot be likely explained by the presence of other household members. Moreover, the extent of error terms correlation is globally constant across behaviors (regardless of obesity and vaccination), which confirms the idea that these unobserved common elements do not entirely depend on the health behavior.

### **5.3. Sources of Heterogeneity**

The literature finds important heterogeneous effects of retirement on health or health behaviors depending on occupation characteristics, notably the physical burden (Celidoni and Rebba, 2017; Mazzonna and Peracchi, 2017). In order to go beyond general mean effects, same econometric models are estimated on separate samples for both men and women, depending on the work-related physical burden status presented in section 4.1 and appendix 1. Concentrating the attention on the spouse for which the work-related physical burden is determined, Table 2.6 shows some signs of heterogeneous effects for both direct and spillover effects of retirement. Notably, for men, the direct effect of retirement on their probability to practice vigorous effort physical activity becomes negative for individuals with high work-related physical burden, diminishing the probability of about 16 percentage points. At the opposite, the effect is positive for men with low work-related physical burden, increasing the probability of about 17 percentage points. For other effects, the differences in coefficients are not statistically significant as confidence intervals overlap between low and high work-related physical burden

individuals. However, it allows envisaging two additional potential heterogeneous effects. For low work-related physical burden, the direct effect is not significant for the frequency of alcohol intake. Moreover, for the same category, women's retirement spillover effect also becomes insignificant for smoking behavior.

Conversely, results for women are relatively less stable. Previously insignificant, the spillover effect of men's retirement on vigorous effort physical activity becomes significant for women with high work-related physical burden. It decreases the probability of almost 15 percentage points. In contrast, for the frequency of alcohol intake, the indirect effect is now insignificant. Furthermore, for the same category of women, both direct and indirect effects also become insignificant for the number of drinks per day. All over effects are not statistically different between the two groups, but again it allows envisaging two additional potential heterogeneous effects. Concerning obesity, direct effect now decreases the probability of about 19 percentage points for high work-related physical burden, although significant only at 10%. Likewise, for smoking behavior, spillover effect of men's retirement becomes insignificant for low work-related physical burden. Overall, heterogeneous results by the job physical burden explain the absence or limited retirement effect in the general sample (e.g. vigorous effort physical activity or smoking behaviors). Overall effect of the couple's retirement seems to encourage healthier lifestyles for low work-related physical burden (especially for women), while results are more contrasted for high work-related physical burden.

Another important issue is the order of retirements within the couple and likely heterogeneous spillover effect depending on the retirement status of the individual itself. For example, the absence of spillover effects for both vigorous and moderate effort physical activities could be explained by the fact that individuals are not retired themselves. As pointed out by Müller and Shaikh (2018), non-retirees may lack time or energy to react from their spouses' retirement. Couples can share more leisure time once both partners are retired, and spillover effects could be amplified for retired individuals. Moreover, the effect of women's

retirement could also capture the effect when the two partners in the couple are both retired, since women generally retire later than men and are also younger than men. In the sample, the average age difference between partners is about 2.6 years and men are older than women for around 65% of couples. To test whether spillover effects are heterogeneous depending on the individual retirement status and retirement order, additional econometric models are separately estimated for non-retirees and retirees without measuring direct effects. Results are displayed in table 2.7.

Concentrating the attention on the spouse for which the retirement status is determined, results show some signs of heterogeneous effects. For men, women retirement spillover effect is positive on the practice of vigorous effort physical activity, the number of drinks per day and the frequency of alcohol intake when they are non-retired. Conversely, these effects are not significant when men are retired. In the same way, men's retirement spillover effect on smoking and drinks per day are still significant for retired women, but become insignificant for non-retired women. Overall, considering the insignificant differences between coefficients for other health behaviors because of confidence intervals overlapping, results suggest that women are particularly affected by men's retirement when they are already retired. In contrast, men only respond to women's retirement when they are non-retired.

*Table 2.6. Heterogenous effects by physically demanding job status*

	Man		Woman	
	Low	High	Low	High
<b>Physically demanding job</b>				
<b>Vigorous effort activity</b>				
Man retirement	<b>0.169</b> ( <b>0.076</b> )**	<b>-0.163</b> ( <b>0.097</b> )*	<b>0.031</b> ( <b>0.091</b> )	<b>-0.148</b> ( <b>0.072</b> )**
Woman retirement	0.027 (0.098)	0.036 (0.095)	-0.015 (0.084)	-0.035 (0.084)
<b>Moderate effort activity</b>				
Man retirement	0.080 (0.071)	0.038 (0.073)	0.062 (0.061)	-0.093 (0.081)
Woman retirement	-0.039 (0.077)	-0.111 (0.083)	0.091 (0.076)	-0.092 (0.076)
<b>Obesity</b>				
Man retirement	0.007 (0.066)	-0.040 (0.085)	0.194 (0.164)	-0.053 (0.094)
Woman retirement	-0.052 (0.070)	-0.061 (0.282)	-0.034 (0.126)	-0.192 (0.105)*
<b>Smoke</b>				
Man retirement	-0.032 (0.089)	-0.044 (0.080)	0.063 (0.065)	0.117 (0.063)*
Woman retirement	-0.084 (0.069)	-0.186 (0.081)**	-0.003 (0.060)	-0.075 (0.064)
<b>Drinks per day</b>				
Man retirement	0.023 (0.471)	-0.160 (0.212)	<b>-1.096</b> ( <b>0.326</b> )***	<b>-0.202</b> ( <b>0.219</b> )
Woman retirement	0.343 (0.601)	0.115 (0.415)	<b>0.590</b> ( <b>0.139</b> )***	<b>-0.574</b> ( <b>0.462</b> )
<b>Alcohol frequency</b>				
Man retirement	-0.073 (0.681)	-1.097 (0.277)***	<b>-1.234</b> ( <b>0.609</b> )**	<b>0.012</b> ( <b>0.702</b> )
Woman retirement	0.329 (0.507)	0.398 (0.410)	0.190 (0.504)	0.324 (0.349)

Interpretation: For women with high work-related physical burden, their retirement decreases their probability to be obese of about 19.2 p.p. For same individuals, men's retirement decreases women's probability to practice vigorous effort activity of about 14.8 p.p. Significant differences in coefficients between subsamples are in bold (5%) or bold and italic (10%). \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; ( ) standard errors clustered at the couple level.

Table 2.7. heterogeneous effects depending on retirement status.

Subsample	Non-retired men	Retired men	Non-retired women	Retired women
Health behavior	Man	Man	Woman	Woman
<b>Vigorous effort activity</b>				
Man retirement	-	-	-0.023 (0.093)	0.045 (0.106)
Woman retirement	<b>0.322</b> <i>(0.187)*</i>	<b>0.002</b> <i>(0.076)</i>	-	-
<b>Moderate effort activity</b>				
Man retirement	-	-	-0.061 (0.082)	-0.098 (0.112)
Woman retirement	0.008 (0.144)	-0.028 (0.076)	-	-
<b>Obesity</b>				
Man retirement	-	-	0.049 (0.095)	-0.009 (0.186)
Woman retirement	0.048 (0.148)	-0.094 (0.082)	-	-
<b>Smoke</b>				
Man retirement	-	-	<b>-0.060</b> <b>(0.081)</b>	<b>0.126</b> <b>(0.074)*</b>
Woman retirement	-0.016 (0.138)	-0.159 (0.053)***	-	-
<b>Drinks per day</b>				
Man retirement	-	-	<b>-0.003</b> <b>(0.145)</b>	<b>-1.517</b> <b>(0.173)***</b>
Woman retirement	<b>1.444</b> <b>(0.681)**</b>	<b>0.163</b> <b>(0.189)</b>	-	-
<b>Alcohol frequency</b>				
Man retirement	-	-	-2.285 (0.488)***	-2.696 (0.352)***
Woman retirement	<b>1.604</b> <b>(0.566)***</b>	<b>0.419</b> <b>(0.285)</b>	-	-

Interpretation: Among non-retired men, woman's retirement increases man's probability to practice vigorous effort activity of about 32.2 p.p. Among retired women, man's retirement decreases woman's alcohol consumption of about 1.5 alcohol units. Significant differences in coefficients between subsamples are in bold (5%) or bold and italic (10%). \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; ( ) standard errors clustered at the couple level.

## 6. Robustness Checks

Tables 2.A1-2.A5 in appendix 4 offer additional estimations to verify the robustness with respect to the choice of the window around ORA cutoff, the functional form of age, the control of the job physical burden, the definition of retirement and the stability without additional control variables. First, econometric results may suffer from a potential bias if they are driven by individuals far away from the retirement eligibility threshold (Angrist and Pischke, 2009). As previously explained, optimal criteria for the window choice derived from the literature are non-adapted in the nonlinear framework. However, one of the ways to verify that results are not systematically biased is to estimate same econometric models by varying the window choice. Table 2.A1 presents additional estimations considering window sizes of  $\pm 5$  years,  $\pm 5.5$  years and  $\pm 6$  years. Overall, despite the presence of slight differences in significance, results are qualitatively similar and do not seem systematically biased.

Secondly, econometric results could also be biased if the functional form of age is misspecified (Lee and Lemieux, 2010). Even if the window is relatively small and the assumption of different linear trends seems plausible, the pure causal effect of retirement may not be identified if the functional form cannot correctly control the effect of age. Table 2.A2 presents results adopting the same econometric strategy but allowing the relation between age and health behaviors to be nonlinear (quadratic terms) with two different trends on each side of the cutoff. Results are globally similar with this more flexible functional form and reject the misspecification hypothesis of age effect.

As explained in section 4.1, the work-related physical burden is controlled by a measure derived from the methodology of Mazzonna and Peracchi (2017), with the following statement ‘*Would you say your job is physically demanding?*’. Because the information is particularly missing for retired individuals, the dummy variable controlling for physically demanding jobs is exogenously predicted by OLS as shown in Appendix 1. To test the robustness of the method, another specification uses the same strategy as Celidoni and Rebba (2017), differentiating



between white or blue collars, and between high and low-skilled, leading to four different categories of individuals. Table 2.A3 shows that results are globally stable using this alternative strategy.

Results can also be sensitive to the definition of retirement chosen. Although the definition retained for the analysis, based on self-reporting status, has good validity and is often used in the literature (Müller and Shaikh, 2018), individuals can misreport their status by indicating they are homemakers instead of retired once they leave the job market. The presence of a potential bias is tested by additional estimations on the subsample of only employed, unemployed or retired individuals. Table 2.A4 shows that results remain mostly unchanged.

Finally, despite graphical evidences of the absence of discontinuities in the distributions of covariates (see section 4.2), the robustness is tested by only considering as covariates the level of education in addition to age effect. Table 2.A5 shows that, again, results are both qualitatively and quantitatively similar. Overall, all additional results reinforce the robustness of the findings in section 5.2 and confirm the validity of the econometric strategy.

## **7. Conclusion**

This study uses six waves of the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) to investigate the effect of retirement on five dimensions of health behaviors among couples: flu vaccination, smoking, obesity, alcohol consumption and the practice of regular physical activities. Unlike previous analyses in the literature, estimations of simultaneous equations models allow the measure of short-term causal impacts of both individual retirement and spouse's retirement on both partners' behaviors, taking into account the qualitative nature of dependent variables. Moreover, it exploits variations in official retirement ages (ORA) across countries and overtime to deal with the endogeneity of both spouses' retirements.

Results show that the impact of retirement strongly varies depending on health behaviors. General findings provide no evidence of retirement effect (direct or indirect) for vigorous or moderate effort physical activities and obesity. In contrast, they suggest the

presence of asymmetric spillover effects for smoking behavior. Likewise, strong direct and spillover effects are found both for the frequency and the quantity of alcohol consumed. Overall, the net global effect of the couple's retirement seems to significantly decrease alcohol intake behaviors. Moreover, for men, analyzing retirement effect on flu vaccination shows a stronger positive increase in preventive behaviors done with the need of a medical practitioner compared with other health behaviors. The analysis also goes beyond general effects by investigating sources of heterogeneity. Retirement seems to particularly cause healthier lifestyles among individuals with low (past) work-related physical burden (especially for women) while conclusions are more mixed for other individuals. Furthermore, because the timing of retirement is different by gender, spillover effect of an individual's retirement depends on the order of retirements among couples, hence, on the retirement status of the partner. Results show that women are particularly affected by men's retirement when they are already retired. Conversely, men are particularly affected by women's retirement when they are non-retired.

These findings contrast precedent mixed conclusions of the literature and bring important highlights on the link between retirement and health behaviors. For example, unlike papers finding a general increase in alcohol intake without distinguishing extensive and intensive margins (Eibich, 2015; Kesavayuth, Rosenman and Zikos, 2018), results suggest asymmetric direct and spillover effects but are in favor of a significant general decrease in alcohol intake. Similarly, most of previous analyses have investigated changes in health behaviors in a purely individual framework, without considering spillover effects of the spouse's retirement or coordination by couples (Kesavayuth, Rosenman and Zikos, 2018; Celidoni and Rebba, 2017). However, literature on peer effects have shown that individual behaviors are correlated with those of others (Manski, 1993, 2000). Likewise, the economics of the family questions the traditional individual view by considering most of the decisions taken at a collective level in the household, resulting in coordinated behaviors, as retirement

(Hurd, 1990; Legendre, Pedrant and Sabatier, 2018). In this regard, findings provide strong evidence of externalities among partners, and an always significant positive correlation between both spouses' behaviors, interpreted as a result of a coordination process. Hence, not considerate these interactions among couples may lead to misestimate the pure causal impact of retirement in policy evaluations.

Nevertheless, this analysis has some limitations and then suggests possible extensions. As most of analyses in the literature, this study only considers the short-term impact of retirement. However, measuring both short-term and long-term effects requires sufficient panel data, not readily compatible with the observation of couples for the time being, with available survey data. Similarly, literature brings evidence of heterogenous dynamic effects depending on baseline behaviors, hence, if individuals initially have some preventive or risky behaviors (Kesavayuth, Rosenman and Zikos, 2018; Cao, Noyes and Homish, 2019). Another possible extension would be to shed light on the nature of interactions between partners and retirement spillover effects. Indeed, despite evidences, this study cannot bring conclusions about the nature of such effects, which may arise from selection (e.g. spouses choosing each other based on similar preferences or expectations), correlated effects (e.g. shared environment), or true endogenous interactions (Christakis and Fowler, 2007; Cohen-Cole and Fletcher, 2008).

Finally, this analysis has several implications for public policies. Since retirement has significant effect on health behaviors, policymakers should take into account these beneficial and adverse effects, together with distinguishing global and heterogeneous effects between singles and couples in policy evaluations. For example, policies aiming to postpone individual retirements may delay the health benefit from reduction in alcohol intake if these effects are permanent. Lastly, this analysis offers some insights which can improve prevention strategies of international organizations and national governments. Notably, near retirement health promoting campaigns should particularly target individuals with high work-related physical burden as well as men before they are retiring.

## 8. References

- Angrist, J. D., and J-S. Pischke. 2009. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Atalay, K., and R. Zhu. 2018. "The Effect of a Wife's Retirement on Her Husband's Mental Health." *Applied Economics* 50 (43): 4606–16. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1458198>.
- Ayyagari, P. 2016. "The Impact of Retirement on Smoking Behavior." *Eastern Economic Journal* 42 (2): 270–87. <https://doi.org/10.1057/ej.2014.51>.
- Behaghel, L., and D. M. Blau. 2012. "Framing Social Security Reform: Behavioral Responses to Changes in the Full Retirement Age." *American Economic Journal: Economic Policy* 4 (4): 41–67. <https://doi.org/10.1257/pol.4.4.41>.
- Behncke, S. 2012. "Does Retirement Trigger Ill Health?" *Health Economics* 21 (3): 282–300. <https://doi.org/10.1002/hec.1712>.
- Bertoni, M., and G. Brunello. 2017. "Pappa Ante Portas: The Effect of the Husband's Retirement on the Wife's Mental Health in Japan." *Social Science & Medicine* 175: 135–42. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.01.012>.
- Blundell, R., E. French, and G. Tetlow. 2016. "Retirement Incentives and Labor Supply." In *Handbook of the Economics of Population Aging*, 1:457–566. Elsevier.
- Bonsang, E., S. Adam, and S. Perelman. 2012. "Does Retirement Affect Cognitive Functioning?" *Journal of Health Economics* 31 (3): 490–501. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.03.005>.
- Börsch-Supan, A. 2019a. "Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 1. Release Version: 7.0.0." SHARE–ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w1.700>.
- . 2019b. "Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 2. Release Version: 7.0.0." SHARE–ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w2.700>.
- . 2019c. "Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 4. Release Version: 7.0.0." SHARE–ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w4.700>.
- . 2019d. "Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 5. Release Version: 7.0.0." SHARE–ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w5.700>.
- . 2019e. "Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 6. Release Version: 7.0.0." SHARE–ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w6.700>.
- . 2019f. "Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 7. Release Version: 7.0.0." SHARE–ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w7.700>.
- Bourguignon, F., M. Browning, P-A. Chiappori, and V. Lechene. 1993. "Intra Household Allocation of Consumption: A Model and Some Evidence from French Data." *Annales d'Économie et de Statistique*, no. 29: 137. <https://doi.org/10.2307/20075899>.

- Cabral, M., and M. R. Cullen. 2017. "The Effect of Insurance Coverage on Preventive Care." *Economic Inquiry* 55 (3): 1452–1467. <https://doi.org/10.1111/ecin.12442>.
- Calonico, S., M. D. Cattaneo, M. H. Farrell, and R. Titiunik. 2019. "Regression Discontinuity Designs Using Covariates." *The Review of Economics and Statistics* 101 (3): 442–51. [https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_00760](https://doi.org/10.1162/rest_a_00760).
- Calonico, S., M. Cattaneo, and R. Titiunik. 2014. "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs: Robust Nonparametric Confidence Intervals." *Econometrica* 82 (6): 2295–2326. <https://doi.org/10.3982/ECTA11757>.
- Cattaneo, M. D., M. Jansson, and X. Ma. 2018. "Manipulation Testing based on Density Discontinuity." *Stata Journal* 18 (1): 234–261.
- Cao, Y., K. Noyes, and G. G. Homish. 2019. "Life Partner Influence on Uptake of Preventive Services: Evidence From Flu Vaccine Adoption Among the Aging Population." *Journal of Aging and Health*, 089826431982997. <https://doi.org/10.1177/0898264319829979>.
- Cawley, J., and C. J. Ruhm. 2011. "The Economics of Risky Health Behaviors." In *Handbook of Health Economics*, 2:95–199. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53592-4.00003-7>.
- Celidoni, M., C. Dal Bianco, and G. Weber. 2017. "Retirement and Cognitive Decline. A Longitudinal Analysis Using SHARE Data." *Journal of Health Economics* 56: 113–25. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.09.003>.
- Celidoni, M., and V. Rebba. 2017. "Healthier Lifestyles after Retirement in Europe? Evidence from SHARE." *The European Journal of Health Economics* 18 (7): 805–30. <https://doi.org/10.1007/s10198-016-0828-8>.
- Chiappori, P-A. 1992. "Collective Labor Supply and Welfare." *Journal of Political Economy* 100 (3): 437–67. <https://doi.org/10.1086/261825>.
- Christakis, N. A., and J. H. Fowler. 2007. "The Spread of Obesity in a Large Social Network over 32 Years." *New England Journal of Medicine* 357 (4): 370–79. <https://doi.org/10.1056/NEJMsa066082>.
- Chung, S., M. Domino, S. Stearns, and B. Popkin. 2009. "Retirement and Physical Activity." *American Journal of Preventive Medicine* 36 (5): 422–28. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2009.01.026>.
- Coe, N., and G. Zamarro. 2011. "Retirement Effects on Health in Europe." *Journal of Health Economics* 30 (1): 77–86. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.11.002>.
- . 2015. "How Does Retirement Impact Health Behaviors? An International Comparison." *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2714145>.
- Cohen-Cole, E., and J. M Fletcher. 2008. "Detecting Implausible Social Network Effects in Acne, Height, and Headaches: Longitudinal Analysis." *BMJ* 337 (dec04 2): a2533–a2533. <https://doi.org/10.1136/bmj.a2533>.
- Coile, Courtney. 2004. "Retirement Incentives and Couples' Retirement Decisions." *Topics in Economic Analysis & Policy* 4 (1). <https://doi.org/10.2202/1538-0653.1277>.

- Duncan, M., M. Freiberg, R. Greevy, S. Kundu, R. Vasan, and H. Tindle. 2019. "Association of Smoking Cessation With Subsequent Risk of Cardiovascular Disease." *JAMA* 322 (7): 642. <https://doi.org/10.1001/jama.2019.10298>.
- Eibich, P. 2015. "Understanding the Effect of Retirement on Health: Mechanisms and Heterogeneity." *Journal of Health Economics* 43: 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.05.001>.
- Engels, B., J. Geyer, and P. Haan. 2017. "Pension Incentives and Early Retirement." *Labour Economics*, EALE conference issue 2016, 47: 216–31. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.05.006>.
- Feng, J., Q. Li, and J. Smith. 2020. "Retirement Effect on Health Status and Health Behaviors in Urban China." *World Development* 126: 104702. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104702>.
- Fitzpatrick, M. D., and T. J. Moore. 2018. "The Mortality Effects of Retirement: Evidence from Social Security Eligibility at Age 62." *Journal of Public Economics* 157: 121–37. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.12.001>.
- GBD 2015 Risk Factors Collaborators. 2016. "Global, Regional, and National Comparative Risk Assessment of 79 Behavioural, Environmental and Occupational, and Metabolic Risks or Clusters of Risks, 1990–2015: A Systematic Analysis for the Global Burden of Disease Study 2015." *The Lancet* 388 (10053): 1659–1724. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)31679-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)31679-8).
- GBD 2016 Alcohol Collaborators. 2018. "Alcohol Use and Burden for 195 Countries and Territories, 1990–2016: A Systematic Analysis for the Global Burden of Disease Study 2016." *The Lancet* 392 (10152): 1015–35. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(18\)31310-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(18)31310-2).
- Gelman, A., and G. Imbens. 2019. "Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs." *Journal of Business & Economic Statistics* 37 (3): 447–56. <https://doi.org/10.1080/07350015.2017.1366909>.
- Godard, M. 2016. "Gaining Weight through Retirement? Results from the SHARE Survey." *Journal of Health Economics* 45: 27–46. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.11.002>.
- Greene, W. H. 2011. *Econometric Analysis, Nueva York*. 7th ed. Prentice Hall.
- Grossman, M. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health." *Journal of Political Economy* 80 (2): 223–255. <https://doi.org/10.1086/259880>.
- Gruber, J., and D. Wise. 2000. "Social Security Programs and Retirement around the World." In *Research in Labor Economics*, 18:1–40. Bingley: Emerald (MCB UP). [https://doi.org/10.1016/S0147-9121\(99\)18018-X](https://doi.org/10.1016/S0147-9121(99)18018-X).
- Gustman, A. L., and T. L. Steinmeier. 2000. "Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model." *Journal of Labor Economics* 18 (3): 503–45. <https://doi.org/10.1086/209968>.



- Hanel, B., and R. Riphahn. 2012. "The Timing of Retirement — New Evidence from Swiss Female Workers." *Labour Economics* 19 (5): 718–28. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2012.05.013>.
- Heller-Sahlgren, G. 2017. "Retirement Blues." *Journal of Health Economics* 54: 66–78. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.03.007>.
- Hernaes, E., S. Markussen, J. Piggott, and O. Vestad. 2013. "Does Retirement Age Impact Mortality?" *Journal of Health Economics* 32 (3): 586–98. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2013.03.001>.
- Hurd, M. 1990. "The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives." In: *Issues in the Economics of Ageing*. University of Chicago Press, 231–58.
- Imbens, G., and K. Kalyanaraman. 2012. "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator." *The Review of Economic Studies* 79 (3): 933–59. <https://doi.org/10.1093/restud/rdr043>.
- Insler, M. 2014. "The Health Consequences of Retirement." *Journal of Human Resources* 49 (1): 195–233. <https://doi.org/10.3368/jhr.49.1.195>.
- Kämpfen, F., and J. Maurer. 2016. "Time to Burn (Calories)? The Impact of Retirement on Physical Activity among Mature Americans." *Journal of Health Economics* 45: 91–102. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.12.001>.
- Kesavayuth, D., R. Rosenman, and V. Zikos. 2018. "Retirement and Health Behaviour." *Applied Economics* 50 (54): 5859–76. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488070>.
- Kotwal, A. A., D. S. Lauderdale, L. J. Waite, and W. Dale. 2016. "Differences between Husbands and Wives in Colonoscopy Use: Results from a National Sample of Married Couples." *Preventive Medicine* 88: 46–52. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.03.011>.
- Lee, D. S., and T. Lemieux. 2010. "Regression Discontinuity Designs in Economics." *Journal of Economic Literature* 48 (2): 281–355. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>.
- Legendre, B., A-C. Pedrant, and M. Sabatier. 2018. "Should I Stay or Should I Go? An Econometric Analysis of Retirement Decisions by Couples." *Applied Economics* 50 (53): 5814–29. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488067>.
- Manski, C. F. 1993. "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem." *The Review of Economic Studies* 60 (3): 531. <https://doi.org/10.2307/2298123>.
- . 2000. "Economic Analysis of Social Interactions." *Journal of Economic Perspectives* 14 (3): 115–36. <https://doi.org/10.1257/jep.14.3.115>.
- Mastrobuoni, G. 2009. "Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates Using Cohort Discontinuities." *Journal of Public Economics* 93 (11): 1224–33. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.07.009>.
- Mazzonna, F., and F. Peracchi. 2017. "Unhealthy Retirement?" *Journal of Human Resources* 52 (1): 128–51. <https://doi.org/10.3368/jhr.52.1.0914-6627R1>.

- McCrary, J. 2008. “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test.” *Journal of Econometrics* 142 (2): 698–714. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005>.
- Messe, P.-J., and F.-C. Wolff. 2019a. “Healthier When Retiring Earlier? Evidence from France.” *Applied Economics* 51 (47): 5122–43. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1610710>.
- . 2019b. “The Short-Term Effects of Retirement on Health within Couples: Evidence from France.” *Social Science & Medicine* 221: 27–39. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2018.12.008>.
- Müller, T., and M. Shaikh. 2018. “Your Retirement and My Health Behavior: Evidence on Retirement Externalities from a Fuzzy Regression Discontinuity Design.” *Journal of Health Economics* 57: 45–59. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.10.005>.
- Nielsen, N. F. 2019. “Sick of Retirement?” *Journal of Health Economics* 65: 133–52. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2019.03.008>.
- Nishimura, Y., M. Oikawa, and H. Motegi. 2018. “What Explains the Difference in the Effect of Retirement on Health? Evidence from Global Aging Data.” *Journal of Economic Surveys* 32 (3): 792–847. <https://doi.org/10.1111/joes.12215>.
- OECD. 2015. *Cardiovascular Disease and Diabetes: Policies for Better Health and Quality of Care*. [https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/cardiovascular-disease-and-diabetes-policies-for-better-health-and-quality-of-care\\_9789264233010-en](https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/cardiovascular-disease-and-diabetes-policies-for-better-health-and-quality-of-care_9789264233010-en).
- . 2017a. *Health at a Glance 2017: OECD Indicators*. Health at a Glance.
- . 2017b. *Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 Indicators*. OECD Pensions at a Glance. OECD. [https://doi.org/10.1787/pension\\_glance-2017-en](https://doi.org/10.1787/pension_glance-2017-en).
- . 2018. *Health at a Glance: Europe 2018: State of Health in the EU Cycle*. Health at a Glance: Europe. OECD. [https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/health-at-a-glance-europe-2018\\_health\\_glance\\_eur-2018-en](https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/health-at-a-glance-europe-2018_health_glance_eur-2018-en).
- . 2019. *Health at a Glance 2019: OECD Indicators*. Health at a Glance. OECD. <https://doi.org/10.1787/4dd50c09-en>.
- Oshio, T., and M. Kan. 2017. “The Dynamic Impact of Retirement on Health: Evidence from a Nationwide Ten-Year Panel Survey in Japan.” *Preventive Medicine* 100: 287–93. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2017.04.007>.
- Picchio, M., and J. C. van Ours. 2019. “The Mental Health Effects of Retirement.” Tinbergen Institute Discussion Paper, Rotterdam.
- Shai, O. 2018. “Is Retirement Good for Men’s Health? Evidence Using a Change in the Retirement Age in Israel.” *Journal of Health Economics* 57: 15–30. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.10.008>.
- Staubli, S., and J. Zweimüller. 2013. “Does Raising the Early Retirement Age Increase Employment of Older Workers?” *Journal of Public Economics* 108: 17–32. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.09.003>.



- Sturm, R. 2002. "The Effects Of Obesity, Smoking, And Drinking On Medical Problems And Costs." *Health Affairs* 21 (2): 245–53. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.21.2.245>.
- Torres, A., W. Peetermans, G. Viegi, and F. Blasi. 2013. "Risk Factors for Community-Acquired Pneumonia in Adults in Europe: A Literature Review." *Thorax* 68 (11): 1057–65. <https://doi.org/10.1136/thoraxjnl-2013-204282>.
- UNESCO. 1997. *International Standard Classification of Education*. United Nations Educational Scientific and Cultural Organization.
- Warburton, D., and S. Bredin. 2017. "Health Benefits of Physical Activity: A Systematic Review of Current Systematic Reviews." *Current Opinion in Cardiology* 32 (5): 541–56. <https://doi.org/10.1097/HCO.0000000000000437>.
- Xu, K-L. 2017. "Regression Discontinuity with Categorical Outcomes." *Journal of Econometrics* 201 (1): 1–18. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2017.07.004>.
- Zhao, M., Y. Konishi, and H. Noguchi. 2017. "Retiring for Better Health? Evidence from Health Investment Behaviors in Japan." *Japan and the World Economy* 42: 56–63. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2017.06.003>.
- Zhu, R. 2016. "Retirement and Its Consequences for Women's Health in Australia." *Social Science & Medicine* 163: 117–25. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.04.003>.

## 9. Appendices

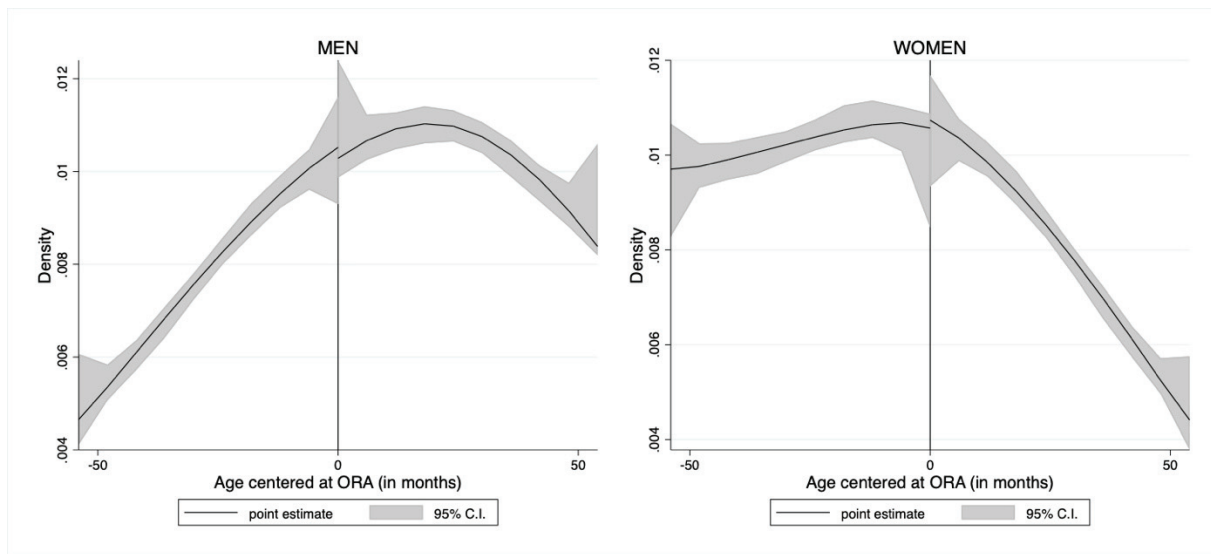
### Appendix 1. The measure of job physical burden.

Job physical burden is measured based on a self-reported evaluation, with the following sentence ‘Would you say your job is physically demanding?’. However, answers are particularly missing for retired people. Following the same idea of Mazzonna and Peracchi (2017), the job physical burden (from 1 to 4) is predicted exogenously by estimating the following model on individuals currently employed:

$$Index_i = \beta_0 + \beta_j Occupation_{ij} + \delta_m ISCED_{im} + \alpha_k Country_{ik} + u_i$$

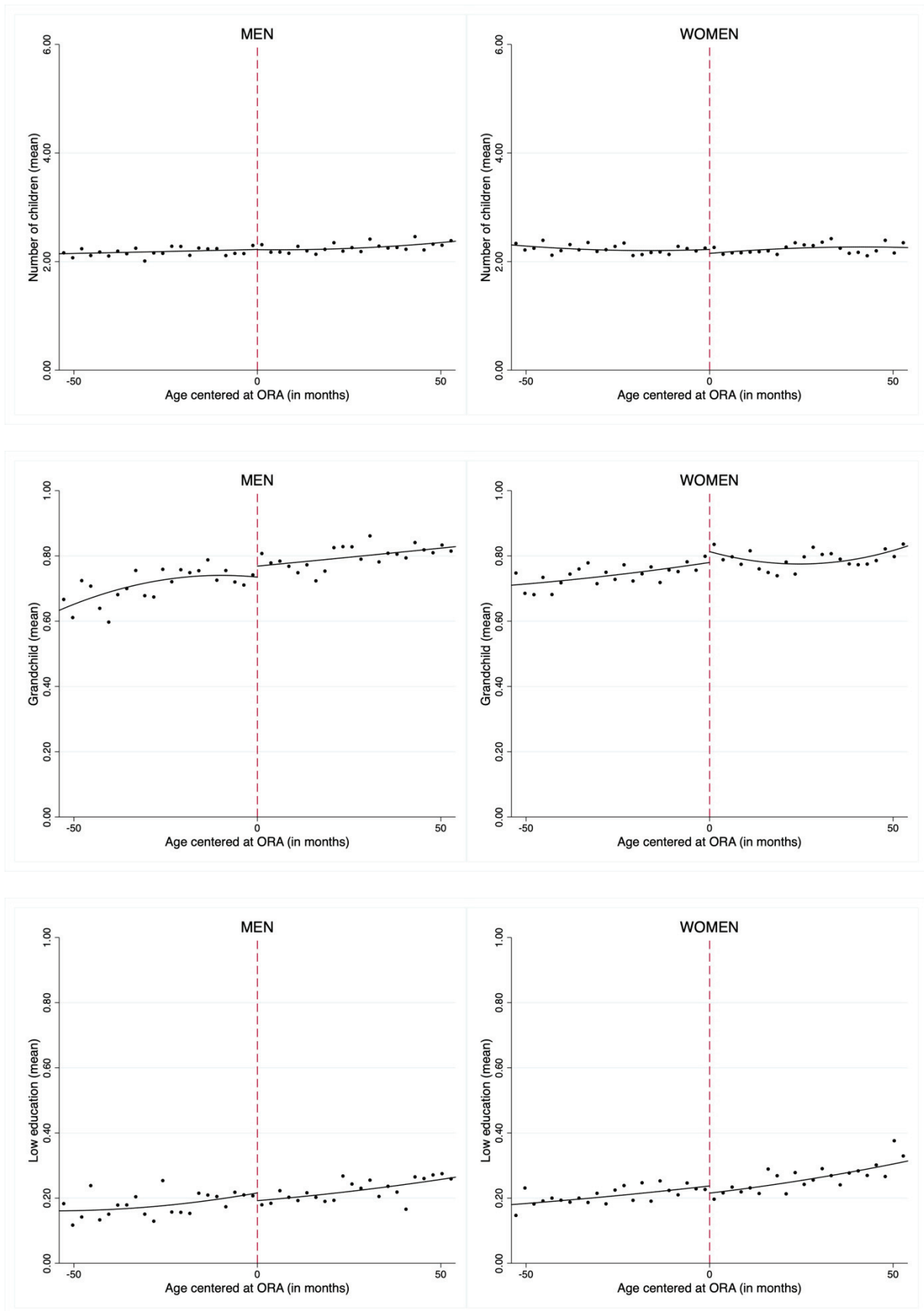
where Occupation is measured with three dummies capturing differences between four groups of workers: high-skilled white collar, low-skilled white collar, high-skilled blue collar and low-skilled blue collar. The distinction between the four groups is based on the first digit of the ISCO-88 classification (Celidoni and Rebba, 2017). High-skilled white collars are legislators, senior officials, managers, professionals, technicians or associate professionals. Low-skilled white collars are clerks, service workers, shop and market sales workers and armed forces. High-skilled blue collars are skilled agricultural or fishery workers, craft and related trade workers, plant and machine operators or assemblers. Low-skilled blue collars concern all other elementary occupations. ISCED controlled for detail level of education and is measured with seven dummies variables corresponding to different levels of this classification. Finally, a set of dummies captured different reporting styles by countries. Note that the model is estimating twice on separated samples of men and women, allowing for the effects to differ by gender. Several other specifications have been tested with interaction terms or different groups of education, but predictability power was not significantly improved. In a final step, after predictions, the index is dichotomized with a single dummy indicator of high physically demanding jobs.

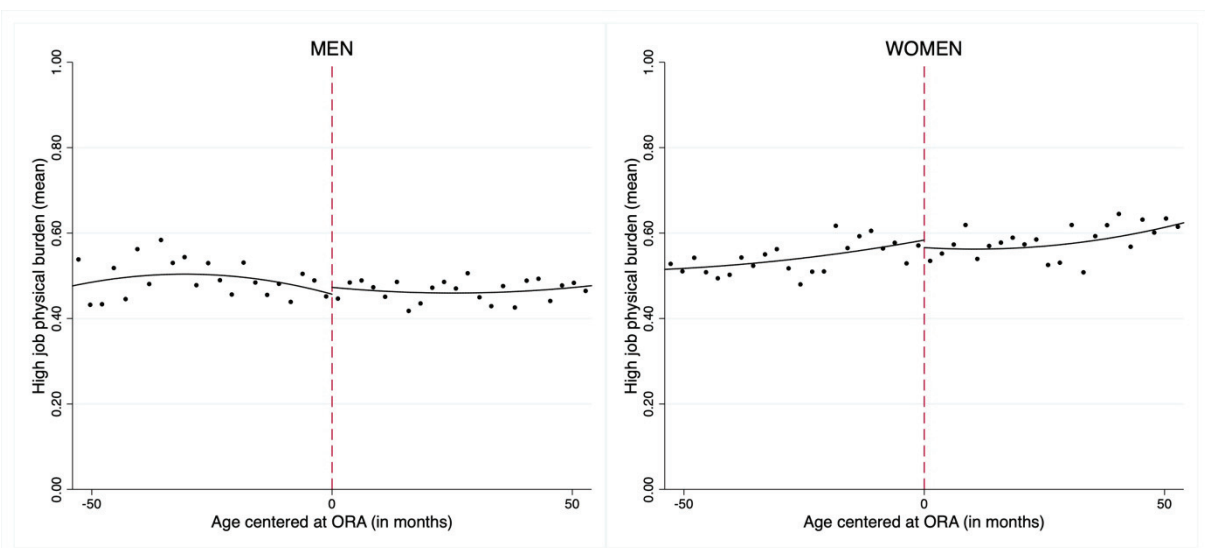
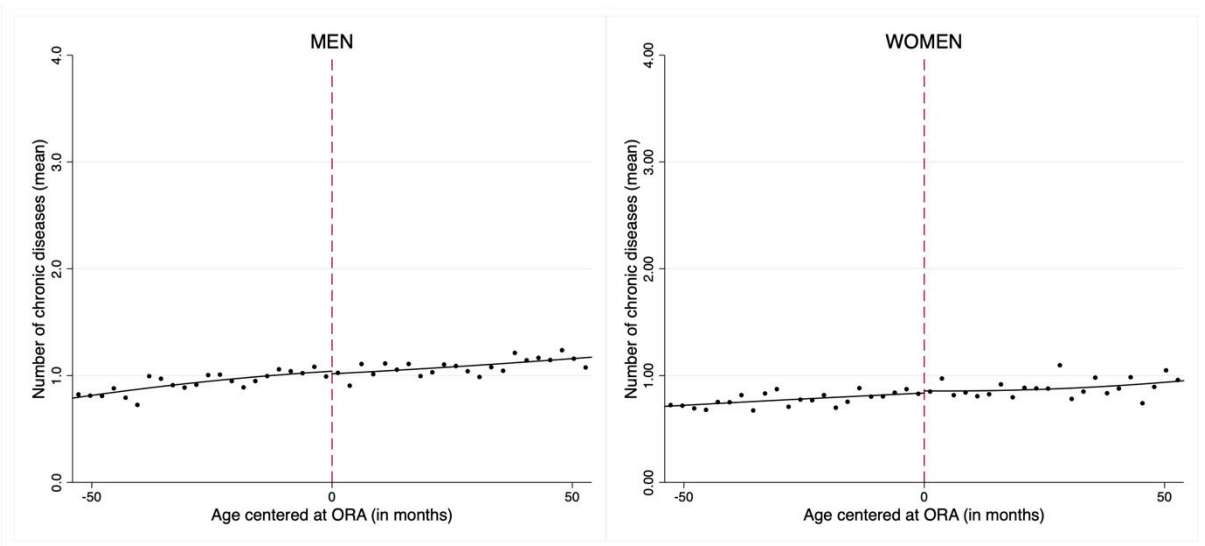
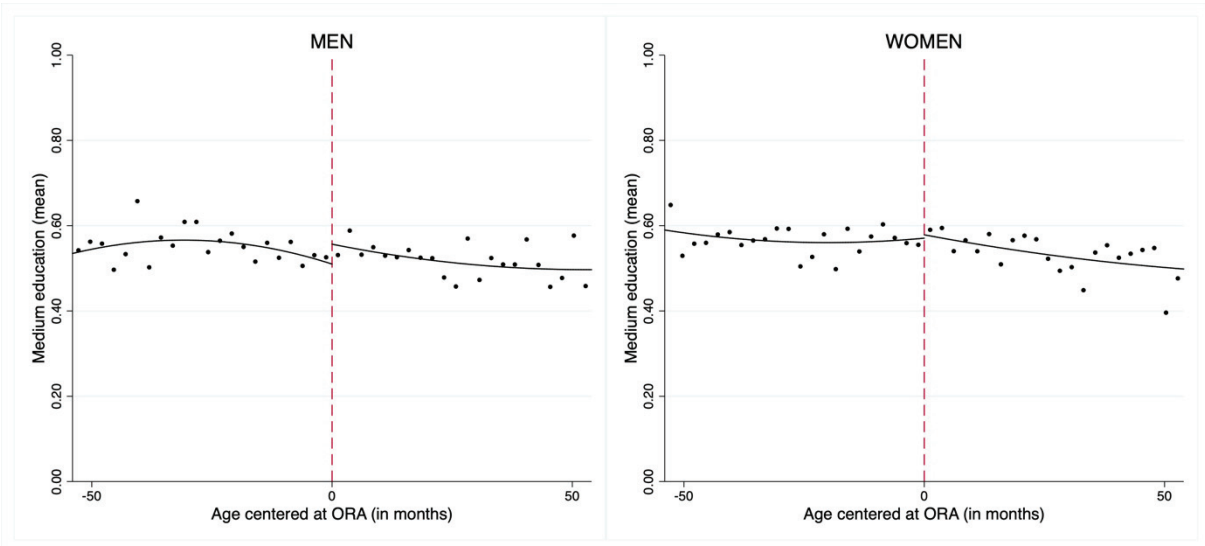
## Appendix 2. Manipulation of the running variable.



Notes: the solid line is the local polynomial (order 3) density estimate of age (Cattaneo, Jansson and Ma, 2018). The associated statistical test does not reject the null hypothesis of no discontinuity at the cutoff both for men and women (p-value of 0.60 for men, p-value of 0.51 for women).

### Appendix 3. RD validity checks and discontinuities in covariates distributions.





**Appendix 4. Robustness checks.**

*Table 2.A1. Varying the choice of the window around retirement cutoff*

	±4.5 years		±5 years		±5.5 years		±6 years	
	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman	Man	Woman
<b>Vaccination</b>								
Man retirement	0.267 (0.113)**	-0.036 (0.173)	0.304 (0.106)***	0.038 (0.131)	0.299 (0.103)***	0.094 (0.119)	0.238 (0.127)*	0.074 (0.125)
Woman retirement	0.161 (0.143)	0.199 (0.150)	0.172 (0.124)	0.230 (0.114)**	0.090 (0.125)	0.143 (0.127)	0.103 (0.129)	0.145 (0.130)
<b>Vigorous effort activity</b>								
Man retirement	0.060 (0.060)	-0.042 (0.057)	0.050 (0.055)	-0.033 (0.053)	0.062 (0.052)	-0.006 (0.050)	0.056 (0.050)	-0.010 (0.048)
Woman retirement	0.071 (0.071)	-0.040 (0.063)	0.095 (0.061)	-0.057 (0.057)	0.049 (0.058)	-0.013 (0.055)	0.033 (0.055)	-0.003 (0.053)
<b>Moderate effort activity</b>								
Man retirement	0.071 (0.048)	0.009 (0.054)	0.082 (0.045)*	0.007 (0.050)	0.084 (0.042)**	-0.014 (0.046)	0.084 (0.040)**	-0.016 (0.042)
Woman retirement	-0.053 (0.055)	0.008 (0.063)	-0.040 (0.053)	-0.013 (0.059)	-0.044 (0.048)	0.011 (0.054)	-0.024 (0.043)	0.007 (0.050)
<b>Obesity</b>								
Man retirement	0.017 (0.059)	0.045 (0.080)	0.017 (0.055)	0.050 (0.075)	0.036 (0.050)	0.074 (0.068)	0.049 (0.047)	0.084 (0.057)
Woman retirement	-0.055 (0.071)	-0.027 (0.107)	-0.065 (0.058)	0.025 (0.085)	-0.038 (0.057)	-0.005 (0.077)	-0.002 (0.053)	0.023 (0.067)
<b>Smoke</b>								
Man retirement	-0.013 (0.064)	0.078 (0.047)*	0.016 (0.054)	0.086 (0.042)**	0.054 (0.048)	0.091 (0.041)**	0.046 (0.045)	0.077 (0.038)**
Woman retirement	-0.142 (0.052)***	-0.060 (0.037)	-0.122 (0.054)**	-0.064 (0.039)*	-0.125 (0.054)**	-0.076 (0.038)**	-0.109 (0.056)*	-0.048 (0.046)
<b>Drinks per day</b>								
Man retirement	-0.703 (0.398)*	-0.949 (0.372)**	-0.137 (0.638)	-0.272 (0.964)	-0.419 (0.300)	-0.915 (0.403)**	-0.371 (0.248)	-0.908 (0.348)***
Woman retirement	0.574 (0.279)**	0.706 (0.238)***	0.203 (0.363)	0.279 (0.337)	0.524 (0.345)	0.554 (0.264)**	0.530 (0.367)	0.527 (0.234)**
<b>Alcohol frequency</b>								
Man retirement	-0.792 (0.247)***	-2.053 (0.447)***	-0.262 (1.068)	-1.057 (2.000)	-0.123 (0.801)	-1.156 (1.317)	-0.321 (0.327)	-1.453 (0.566)**
Woman retirement	0.619 (0.301)**	0.516 (0.359)	0.298 (0.270)	0.260 (0.340)	0.234 (0.264)	0.224 (0.330)	0.352 (0.238)	0.315 (0.313)

Interpretation: for a window of ±5.5 years, men's retirement increases their probability to receive the flu vaccine of about 30 p.p. \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; (.) standard errors clustered at the couple level.

Table 2.A2. Linear vs. Nonlinear functional form of age

	Linear		Nonlinear	
	Man	Woman	Man	Woman
<b>Vaccination</b>				
Man retirement	0.267 (0.113)**	-0.036 (0.173)	0.256 (0.143)*	-0.020 (0.188)
Woman retirement	0.161 (0.143)	0.199 (0.150)	0.203 (0.197)	0.005 (0.179)
<b>Vigorous effort activity</b>				
Man retirement	0.060 (0.060)	-0.042 (0.057)	0.060 (0.062)	-0.054 (0.059)
Woman retirement	0.071 (0.071)	-0.040 (0.063)	0.167 (0.085)**	-0.024 (0.075)
<b>Moderate effort activity</b>				
Man retirement	0.071 (0.048)	0.009 (0.054)	0.066 (0.051)	0.004 (0.056)
Woman retirement	-0.053 (0.055)	0.008 (0.063)	-0.026 (0.072)	0.065 (0.074)
<b>Obesity</b>				
Man retirement	0.017 (0.059)	0.045 (0.080)	0.028 (0.060)	0.097 (0.096)
Woman retirement	-0.055 (0.071)	-0.027 (0.107)	-0.026 (0.084)	-0.175 (0.107)
<b>Smoke</b>				
Man retirement	-0.013 (0.064)	0.078 (0.047)*	-0.022 (0.061)	0.088 (0.049)*
Woman retirement	-0.142 (0.052)**	-0.060 (0.037)	-0.157 (0.059)**	-0.030 (0.047)
<b>Drinks per day</b>				
Man retirement	-0.703 (0.398)*	-0.949 (0.372)**	-0.806 (0.390)**	-1.042 (0.262)***
Woman retirement	0.574 (0.279)**	0.706 (0.238)**	0.681 (0.354)*	0.870 (0.187)***
<b>Alcohol frequency</b>				
Man retirement	-0.792 (0.247)***	-2.053 (0.447)***	-0.872 (0.200)***	-2.237 (0.330)***
Woman retirement	0.619 (0.301)**	0.516 (0.359)	0.857 (0.353)**	1.025 (0.461)**

Interpretation: Allowing the relation between age and health behaviors to be non-linear on both sides of the cutoff, man's retirement increases his probability to receive the flu vaccine of about 25.6 p.p. \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; (.) standard errors clustered at the couple level.

*Table 2.A3. Alternative strategy for the control of the job physical burden*

	Subjective index			
	Man	Woman	Man	Woman
<b>Vaccination</b>				
Man retirement	0.267 (0.113)**	-0.036 (0.173)	0.379 (0.090)***	0.057 (0.148)
Woman retirement	0.161 (0.143)	0.199 (0.150)	0.196 (0.177)	0.261 (0.196)
<b>Vigorous effort activity</b>				
Man retirement	0.060 (0.060)	-0.042 (0.057)	0.056 (0.059)	-0.054 (0.059)
Woman retirement	0.071 (0.071)	-0.040 (0.063)	0.097 (0.067)	-0.033 (0.064)
<b>Moderate effort activity</b>				
Man retirement	0.071 (0.048)	0.009 (0.054)	0.095 (0.048)**	0.006 (0.056)
Woman retirement	-0.053 (0.055)	0.008 (0.063)	-0.053 (0.051)	0.028 (0.065)
<b>Obesity</b>				
Man retirement	0.017 (0.059)	0.045 (0.080)	0.032 (0.058)	0.071 (0.082)
Woman retirement	-0.055 (0.071)	-0.027 (0.107)	-0.129 (0.064)**	-0.022 (0.084)
<b>Smoke</b>				
Man retirement	-0.013 (0.064)	0.078 (0.047)*	-0.040 (0.061)	0.094 (0.044)**
Woman retirement	-0.142 (0.052)***	-0.060 (0.037)	-0.089 (0.055)	-0.044 (0.043)
<b>Drinks per day</b>				
Man retirement	-0.703 (0.398)*	-0.949 (0.372)**	-0.591 (0.364)	-0.933 (0.483)*
Woman retirement	0.574 (0.279)**	0.706 (0.238)***	0.570 (0.222)**	0.685 (0.311)**
<b>Alcohol frequency</b>				
Man retirement	-0.792 (0.247)***	-2.053 (0.447)***	-0.897 (0.229)***	-2.142 (0.395)***
Woman retirement	0.619 (0.301)**	0.516 (0.359)	0.807 (0.280)***	0.669 (0.355)*

Interpretation: controlling job physical burden with dummies indicating four groups (high-skilled white collar, high-skilled blue collar, low-skilled white collar and low-skilled blue collar), man's retirement increases his probability to receive the flu vaccine of about 37.9 p.p. \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; (.) standard errors clustered at the couple level.



**Table 2.A4. Alternative definition of retirement**

	Reference definition		Alternative definition	
	Man	Woman	Man	Woman
<b>Vigorous effort activity</b>				
Man retirement	0.060 (0.060)	-0.042 (0.057)	0.109 (0.073)	0.034 (0.067)
Woman retirement	0.071 (0.071)	-0.040 (0.063)	-0.091 (0.070)	-0.030 (0.063)
<b>Moderate effort activity</b>				
Man retirement	0.071 (0.048)	0.009 (0.054)	0.071 (0.051)	0.032 (0.062)
Woman retirement	-0.053 (0.055)	0.008 (0.063)	-0.161 (0.050)***	0.027 (0.060)
<b>Obesity</b>				
Man retirement	0.017 (0.059)	0.045 (0.080)	-0.039 (0.071)	0.010 (0.091)
Woman retirement	-0.055 (0.071)	-0.027 (0.107)	0.054 (0.070)	0.016 (0.069)
<b>Smoke</b>				
Man retirement	-0.013 (0.064)	0.078 (0.047)*	-0.036 (0.067)	0.091 (0.057)
Woman retirement	-0.142 (0.052)**	-0.060 (0.037)	0.042 (0.066)	0.062 (0.044)
<b>Drinks per day</b>				
Man retirement	-0.703 (0.398)*	-0.949 (0.372)**	-0.804 (0.414)*	-1.064 (0.287)***
Woman retirement	0.574 (0.279)**	0.706 (0.238)***	0.345 (0.244)	0.505 (0.135)***
<b>Alcohol frequency</b>				
Man retirement	-0.792 (0.247)**	-2.053 (0.447)***	-0.998 (0.202)***	-2.385 (0.287)***
Woman retirement	0.619 (0.301)**	0.516 (0.359)	0.319 (0.419)	0.391 (0.491)

Interpretation: using an alternative definition of retirement (only considering employed, unemployed or retired self-reported status), man's retirement decreases his alcohol consumption of about 0.8 alcohol units. Note that, because of limited number of observations, this robustness check has not been done for flu vaccination. \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; (.) standard errors clustered at the couple level.

*Table 2.A5. Stability without additional control variables*

	With additional covariates (reference)		Without additional covariates (alternative)	
	Man	Woman	Man	Woman
<b>Vaccination</b>				
Man retirement	0.267 (0.113)**	-0.036 (0.173)	0.281 (0.111)**	0.113 (0.173)
Woman retirement	0.161 (0.143)	0.199 (0.150)	0.149 (0.145)	0.205 (0.136)
<b>Vigorous effort activity</b>				
Man retirement	0.060 (0.060)	-0.042 (0.057)	0.044 (0.061)	-0.058 (0.057)
Woman retirement	0.071 (0.071)	-0.040 (0.063)	0.056 (0.071)	-0.038 (0.062)
<b>Moderate effort activity</b>				
Man retirement	0.071 (0.048)	0.009 (0.054)	0.063 (0.047)	-0.002 (0.055)
Woman retirement	-0.053 (0.055)	0.008 (0.063)	-0.059 (0.057)	0.006 (0.061)
<b>Obesity</b>				
Man retirement	0.017 (0.059)	0.045 (0.080)	0.034 (0.055)	0.107 (0.099)
Woman retirement	-0.055 (0.071)	-0.027 (0.107)	-0.028 (0.073)	-0.115 (0.152)
<b>Smoke</b>				
Man retirement	-0.013 (0.064)	0.078 (0.047)*	-0.022 (0.065)	0.084 (0.047)*
Woman retirement	-0.142 (0.052)***	-0.060 (0.037)	-0.131 (0.052)**	-0.055 (0.037)
<b>Drinks per day</b>				
Man retirement	-0.703 (0.398)*	-0.949 (0.372)**	-0.622 (0.435)	-0.892 (0.499)*
Woman retirement	0.574 (0.279)**	0.706 (0.238)***	0.473 (0.260)*	0.668 (0.287)**
<b>Alcohol frequency</b>				
Man retirement	-0.792 (0.247)***	-2.053 (0.447)***	-0.734 (0.285)***	-1.926 (0.527)***
Woman retirement	0.619 (0.301)**	0.516 (0.359)	0.549 (0.292)*	0.486 (0.343)

Interpretation: with alternative specification, only considering the level of education as covariates, woman's retirement decreases man's probability to smoke of about 13.1 p.p. \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01; ( ) standard errors clustered at the couple level.



## Chapitre 3

# Prevention programs and advantageous selection: Evidence for Long-Term care insurance

### *Abstract*

*Prevention programs aim to reduce health risks by encouraging changes in behavior. Asymmetric information is often proposed as an explanation of the thinness of Long-Term Care (LTC) insurance markets, and we here theoretically and empirically consider how this is affected by prevention programs. Theoretically, the trade-off between self-protection and insurance changes: it is indeterminate in general and there is no impact on insurance coverage for a fair premium. These equilibrium properties are tested empirically with French original survey data on policyholders of an insurance company, which elicit the willingness to participate in a prevention program and contain additional information on preventive behaviors. The econometric results show that ex-ante moral hazard is rather driven by individual preferences. Moreover, program participation encourages both self-protection and LTC insurance purchase: this reveals initially-unobservable advantageous selection.*

*JEL codes: D82, I11, J14, D91.*

*Keywords: Self-protection; Long-term care insurance; Asymmetric information; Prevention program.*

*Ce chapitre reprend un article co-écrit avec Jean-Yves Lesueur (Université de Lyon, Laboratoire de Sciences Actuarielle et Financière)*

# 1. Introduction

Rising life expectancy will produce aging populations that will significantly increase social-welfare expenditure on long-term care (LTC) over the coming decades (OECD, 2017; 2018). In this context, the possibilities for public authorities to cover the out-of-pocket health-care expenditures of individuals at risk are limited. In France, total 2011 LTC expenditure was 28.3 billion Euros (1.41% of GDP), with 7.2 billion Euros being paid out-of-pocket by users (Renoux, Roussel and Zaidman, 2014). This figure furthermore does not include any of the indirect costs of informal aid (family help) to the elderly who suffer from limitations in their daily activities, or the social costs from spillovers from own health to that of family members. Taking these indirect costs into account, Fontaine, Plisson and Zerrar (2014) estimate a global cost of around 36.6 billion Euros, 42% of which is paid by users. Moreover, the LTC risk is important. Lumby, Browning and Finke (2017) estimate that 70% of Americans over the age of 65 will require some kind of LTC aid in the near future, with this part of the population being expected to double by 2050; in France, Gallou (2007) estimates that 41% of individuals aged 60 or over will benefit from at least one year of LTC.

In this context, LTC insurance is one of the ways in which individuals can cover part of this financial risk. Unfortunately, although France is one of the two leading markets in this respect, together with the United States, in 2017 only 7.1 million individuals were insured, representing 28% of the population aged 50 and over (FFA, 2017). Moreover, in practice, due to low observed take-up rates, and considerable variation in coverage and benefit triggers,<sup>71</sup> LTC insurance plays only a minor role in the financing of LTC expenditure (Colombo et al., 2011).

---

<sup>71</sup> Benefit triggers refer to the criteria that insurance providers use to determine when an individual is eligible for benefit receipt.

When the risk is more severe, the main potential barriers to the development of LTC-insurance markets (on the supply as well as demand sides) have been clearly identified in the theoretical and empirical literature. It is generally argued that asymmetric information, such as moral hazard or adverse selection, can explain individuals' perceptions that insurance contract premia are too high. However, in the particular case of the French long-term care insurance market, the insurance benefit in the case of illness is initially fixed by the insurer at the time of the subscription, which should reduce the incentives for ex-post moral hazard behavior (De Donder, 2015).<sup>72</sup> The potential health loss due to this kind of illness is irreversible, and all of the overconsumption of health services is paid for by the individual (Legal and Plisson, 2008). The empirical results from US and French data (Chiappori and Salanié, 2000; Finkelstein and McGarry, 2006) conclude as to the absence of moral-hazard behavior, in the rare cases when the econometric strategy rarely allows for the isolation of the influence of confounding behavioral factors (e.g. risk aversion, impatience, and family and social altruism).

While individual socio-demographic characteristics do not entirely explain low LTC-insurance take-up rates, behavioral factors, as described in the behavioral-economics literature, may explain this stylized fact better (Legal and Plisson, 2008; Courbage and Roudaut, 2008). Using French PATER<sup>73</sup> survey data, Fontaine, Plisson and Zerrar (2014) show that while impatience reduces the subjective perception of the risk of dependency, altruism and risk-aversion are positively associated with the purchase of LTC insurance. Along the same lines, Zerrar (2016) shows that the over-confident underestimate their risk of dependency, which reduces their willingness to take out private LTC insurance. The subjective perception of dependency risk has also been shown to be linked to literacy (Matzek and Stum, 2010). Equally, the experience of someone close suffering from Alzheimer's disease tends to reduce the inertia

---

<sup>72</sup> In the French context, contrary to the case of health insurance, ex-post moral hazard (i.e. after risk occurrence) does not take the form of the overconsumption of health services or goods, but rather risky behaviors that increase the severity of dependency, and hence the need for LTC (De Donder, 2015).

<sup>73</sup> The 2011 French survey on inheritance, risk and time preferences (PATER).

bias and stimulate take-up (Coe et al., 2015). These characteristics are unobservable to the insurer, and constitute a source of informational quasi-rent for the insured, as they depend directly on their health-preventive behaviors and health states.

Self-prevention is another factor reducing the attractiveness of LTC-insurance contracts. Individuals can decide to invest in self-protection to reduce risk (by stimulating their cognitive capacities, regular physical activity, frequent health check-ups etc.). For example, mentally stimulating (or social leisure) activities have a protective effect against dementia (Karp *et al.*, 2006; Fratiglioni and Qiu, 2009)<sup>74</sup>. Individuals can also make self-insurance decisions to reduce the severity of the illness and its expected financial loss (becoming a homeowner and benefiting from home equity, investing in life insurance or accumulating savings).<sup>75</sup> In their seminal paper, Ehrlich and Becker (1972) analyzed the nature of the link between self-prevention actions and the demand for private insurance. The equilibrium properties of their theoretical model demonstrate that, for a non-fair premium, the nature of the link is indeterminate in the case of self-protection. This turns into the substitution between self-prevention and the demand for insurance in the self-insurance case. However, in the case of a fair (actuarial) premium, the indeterminacy of the self-protection case is replaced by a complementarity property that demonstrates the absence of ex-ante moral hazard. Along these lines, using data from the 2011 French PATER survey, Zerrar (2016) finds a negative relationship between financial-capital accumulation and the demand for LTC insurance. This result does not reject the substitutability property from Ehrlich and Becker (1972) of self-insurance. This was recently confirmed in the experimental approach of Pannequin, Corvos and Montmarquette (2016) in Canada. Courbage and De Coulon (2004) carry out econometric estimations of self-protection using British

---

<sup>74</sup> For example, these authors consider reading literature or attending courses for mentally stimulating activities; engaging in family or charity, or playing cards or chess for social leisure activities.

<sup>75</sup> Two different strands of the literature, the presence of moral hazard and the trade-off between preventive behaviors and insurance, are two sides of the same coin (Cabral and Cullen, 2017). The trade-off between preventive behaviors and insurance distinguishes two parts of moral hazard: behaviors that reduce risk occurrence (self-protection) and those that reduce severity (self-insurance).

Household Panel Survey data. They find complementarity between each kind of self-protection behavior, such as physical exercise, not smoking and regular breast and cervical check-ups for women, and private health insurance. However, there has been no recent econometric analysis of complementarity or substitution in the specific case of LTC insurance. The earlier results in Courbage and Roudaut (2008) tend to support substitution: using SHARE (Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe) data, they find that individuals with a high body mass index, or those reporting excessive alcohol consumption, have a greater probability of investing in LTC insurance.

Self-protection behavior and private insurance demand can also be affected by public policy. In France, the Labour Protection Law of June 2013 generalized the inter-professional national agreement “Accord National Interprofessionnel” (ANI) signed between the employers and unions in January 2013. This law requires all private employers to offer workers, starting January 1<sup>st</sup> 2016, supplemental health insurance with a minimal level of health protection. Moreover, the insurance companies involved in the agreement have to invest at least 2% of the insurance premia collected in prevention and solidarity programs. In this new environment, insurance companies have developed a range of supplemental health-insurance policies, sometimes coupled with free health prevention programs (HPP) for their policyholders. The introduction of these free programs follows the international trend of favoring preventive over curative care (Cabral and Cullen, 2017). Particularly widespread in the United States, but less developed in Canada or Europe (Martínez-Lemos, 2015; Lowensteyn et al., 2018), are employer-implemented corporate-wellness programs aimed at reducing the cost of insurance and improving productivity (Gubler, Larkin and Pierce, 2017). From the insurance company’s point of view, the adoption of these programs by their policyholders reveals precious information (via connected objects) on their health state and their degree of self-prevention, and as a result reduces information asymmetry. When the Law, as in France, does not allow a ‘pay as you behave’ system of health insurance, insurers can observe individuals’ health profiles and



reduce their risk by offering incentives to participate in an HPP. From the firm's point of view, this new health service improves workers' job satisfaction, reducing the cost of absenteeism and increasing labor productivity (Gubler, Larkin and Pierce, 2017; Baicker, Cutler and Song, 2010).<sup>76</sup> From the employee's point of view, although the main objective is to reduce the risk of illness and its potential severity, this health-care preventive service can also generate a windfall effect changing the nature of the optimal trade-off between self-protection (or self-insurance) and insurance demand.

To the best of our knowledge, there has been no analysis of the potential effect of HPP introduction for LTC risk on this trade-off. This program targets different preventive behaviors than corporate-wellness programs regarding health insurance, as the aim is to reduce the occurrence and severity of irreversible old age risk, with different potential costs (nursing-home stays, Activity of Daily Living support etc.). Second, as it concerns an older population (mainly retirees), an HPP for LTC risk would likely be implemented by an insurance company rather than an employer. Third, the French institutional context differs from those of the social health insurance and public LTC coverage systems in other OECD countries. French formal public LTC is a mixed system,<sup>77</sup> with universal access to the public APA program (*'Allocation Personnalisée d'Autonomie'*). In this program, the cash-benefit for personal-care (i.e. ADL support) is income- and needs-adjusted, while universal public health insurance pays for the health costs (e.g. nursing-home stays). Moreover, contrary to the United States, indemnity policies (designed in line with annuity contracts) dominate the French LTC-insurance market: eligible recipients receive a fixed level of monthly benefits for life, depending on severity, instead of reimbursements (Colombo et al. 2011).

---

<sup>76</sup> In Canada the Interdepartmental plan of preventive health action was instituted from 2017 to 2021. Its third axis focuses on the development of health-preventive actions at the firm level, with an effort to reduce health risks via better working conditions.

<sup>77</sup> The formal French LTC coverage can be contrasted with universal and comprehensive coverage (e.g. Nordic countries in Europe like Sweden or Denmark, but also Germany, Japan and Belgium), or means-tested safety-net schemes (e.g. the United States or the United Kingdom). For more information, a taxonomy of different public LTC coverage systems can be found in Colombo et al. (2011).

Given the above, our first main aim here is precisely to introduce this ‘prevention program option’ in a simple model of insurance where the individual faces dependency risk, and has to choose between self-prevention and private insurance. We consider the equilibrium properties of the optimal decision of an individual who chooses both self-protection and insurance coverage. Although accession to the program always increases the optimal level of health-care effort, we show that the relation between self-protection and insurance demand is indeterminate in general, but that only self-protection is affected with an HPP when the insurance premium is fair. The externality provided by the HPP thus does not reduce self-protection (i.e. there is no moral hazard) in the self-protection case that we analyze.

As the general equilibrium of our theoretical model reveals an indeterminate effect of HPP participation on insurance coverage, our second main objective is to develop an econometric strategy to identify a net negative or positive effect. We use multivariate recursive-probit models to test econometrically the presence of ex-ante moral hazard and adverse selection on the LTC-insurance market. We use survey data on a sample of a real insurance portfolios, which elicit the willingness to participate in a HPP and contain information on preventive behaviors and individual preferences, which is not available in traditional insurance-company data. Contrary to previous work that looks at individual preferences using national survey data (e.g. Finkelstein and McGarry, 2006), the analysis of asymmetric information using real insurance portfolios provides a better representation of the LTC-insurance market. Without controlling for individual preferences, we find the presence of ex-ante moral hazard and advantageous selection, but no impact of the HPP on either self-protection or insurance purchase. However, once we control for individual preferences and allow individuals to be boundedly-rational, we find no presence of ex-ante moral hazard but a positive effect of the program on both self-protection and insurance purchase. As HPP participation provides additional information for the insurer, we interpret this result as showing the impact of advantageous selection (initially unobservable) which is then revealed by program

participation. This result suggests a complementary relationship between self-protection and insurance in the presence of a prevention program.

The remainder of the paper is structured as follows. Section 2 presents a simple model of insurance, where the individual decides the levels of both self-protection and insurance coverage. We present new results when the individual combines individual effort with the benefit of individual health monitoring from HPP participation. Section 3 then describes our original survey data from 1200 policyholders of a French mutual (non-profit) insurance company, and Section 4 presents the econometric strategy to test the equilibrium properties of our model and control for endogeneity bias. The econometric results appear in Section 5 and the last section concludes.

## 2. Theoretical model

We consider a simple canonical insurance model where individuals with initial wealth of  $R$  face a risk of LTC need with probability  $p$  ( $0 < p < 1$ ), with an associated financial cost of long-term care of  $L$ . To prevent this risk, individuals can choose ex-ante an optimal trade-off between self-protection effort ( $e$ :  $0 < e < 1$ ) to reduce the risk of loss and a level of LTC insurance  $\beta$  to cover the loss ( $0 < \beta < 1$ ). The insurance benefits in LTC insurance are proportional to the level of coverage chosen ( $\beta L$ ) and the insurance premium ( $P_a$ ) depends on  $\beta$  and a loading factor  $\lambda \geq 0$ , such that  $P_a = \beta(1 + \lambda)pL$ . Self-protection is costly, and the associated cost function  $C(e)$  is convex, such that  $C'(e) > 0$  and  $C''(e) > 0$ .

The net wealth of an individual is  $W_A$  in case of LTC need and  $W_{NA}$  otherwise:

$$W_A = R - C(e) - \beta(1 + \lambda)pL - (1 - \beta)L$$

$$W_{NA} = R - C(e) - \beta(1 + \lambda)pL.$$

We suppose that individual risk-aversion preferences are defined by a Von Neumann-

Morgenstern utility function  $u(W)$ , with  $u'(W) > 0$  and  $u''(W) < 0$ .

In the self-protection case that we analyze, individuals can invest in regular costly intellectual activities in order to reduce their risk of LTC dependency when older. If they do so, their self-protection effort reduces their long-term risk but does not affect the loss  $L$ :  $p'(e) < 0$ ,  $p''(e) > 0$  and  $L'(e) = 0$ . The insurance premium ( $P_a$ ) is then  $P_a = \beta(1 + \lambda)p(e)L$ . The expected utility function depends on the levels of effort and insurance coverage chosen,

$$E(U)_A = p(e)u[R - C(e) - \beta(1 + \lambda)p(e)L - (1 - \beta)L] + (1 - p(e))u[R - C(e) - \beta(1 + \lambda)p(e)L]$$

We now consider the two first-order conditions of this maximization problem:

Under the first-order condition on 'e' we obtain:

$$\phi_1(e^*, \beta^*) = p'(e^*)[u(W_A) - u(W_{NA})] - [C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*)][p(e^*)u'(W_A) + (1 - p(e^*))u'(W_{NA})] = 0 \quad (1)$$

From (1), at the optimal level of self-protection effort the marginal return equals the marginal cost of effort. A sufficient condition to satisfy the second-order condition is  $C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*) \leq 0$  (cf. Appendix 1), so that the marginal return from self-protection is always at least equal to its marginal cost.

Using the first-order condition on 'β' we obtain:

$$\phi_2(e^*, \beta^*) = - \left[ \frac{(1-p(e))}{p(e)} \right] \left[ \frac{u'(W_{NA})}{u'(W_A)} \right] - \frac{[(1+\lambda)p(e)-1]}{[(1+\lambda)p(e)]} = 0 \quad (2)$$

In (2), at the optimal level of LTC-insurance coverage the relative price of insurance equals the implicit price of self-protection, that is the marginal disposition of an individual to pay for transferring one unit of wealth from the good (healthy) to the bad (illness) state. This condition

is always satisfied when the loading factor  $\lambda < [1 - p(e)]/p(e)$ . Here note that the second-order condition is always satisfied (cf. Appendix 1).

Now suppose that, in line with the ANI recommendation, the insurer includes a free HPP as part of the LTC insurance contract. In most of the HPPs proposed by insurers, the insured individual's participation in individualized medical follow-up is encouraged via non-monetary advantages, such as information about nutrition or physical activity, or reduced membership fees for fitness clubs in partnership with the insurer. The objective of these kinds of programs is first to develop literacy about dependency risk and, second, to reduce the cost of the self-prevention effort that is incurred by individuals. We thus capture the intensity of HPP membership by a parameter 'b', which reduces the marginal cost of effort in equilibrium, so that  $dC'(e^*)/db = C''_{e^*b} < 0$ . All else equal, an individual who combines self-protection and participation in an HPP scheme proposed by the insurer benefits from economies of scope that reduce the marginal cost of effort.

To evaluate the effect of this participation on the "effort – insurance coverage" trade-off, we apply the comparative statics properties on the Cramer system gathering the two first order conditions (1) and (2) so that:

$$\frac{de^*}{db} = - \frac{\begin{vmatrix} \frac{\partial \phi_1}{\partial b} & \frac{\partial \phi_1}{\partial \beta^*} \\ \frac{\partial \phi_2}{\partial b} & \frac{\partial \phi_2}{\partial \beta^*} \end{vmatrix}}{\det H} \quad \text{and} \quad \frac{d\beta^*}{db} = - \frac{\begin{vmatrix} \frac{\partial \phi_1}{\partial e^*} & \frac{\partial \phi_1}{\partial b} \\ \frac{\partial \phi_2}{\partial e^*} & \frac{\partial \phi_2}{\partial b} \end{vmatrix}}{\det H}$$

$$\text{Where } |H| = \begin{vmatrix} \frac{\partial \phi_1}{\partial e^*} & \frac{\partial \phi_1}{\partial \beta^*} \\ \frac{\partial \phi_2}{\partial e^*} & \frac{\partial \phi_2}{\partial \beta^*} \end{vmatrix} \text{ is the determinant of the Hessian.}$$

Under the condition that  $|H| > 0$ , the comparative static properties (cf. Appendix 2) demonstrates that, in the general case where  $\lambda > 0$ :  $\frac{de^*}{db} > 0$  but  $\frac{d\beta^*}{db} > 0$  or  $< 0$ . HPP participation increases self-protection but has an ambiguous effect on insurance coverage.

Even though we test this theoretical property using real data in the rest of the paper, we can relate it to the results in Qin and Liu (2013) and Dillender (2017). These authors demonstrate that the US health-care safety-net system<sup>78</sup> has a non-linear effect on the private insurance coverage. In an expected-utility framework, Qin and Liu (2013) determine the optimal level of health consumption by individuals in three states: uninsured, private-insurance coverage and free of charge safety-net health-care. They identify a threshold level of risk under which the health-care safety net option generates crowding-out that reduces the level of private-insurance coverage. This equilibrium property is not rejected in their econometric results on US data, and they estimate that this crowding out effect reduces the private health-insurance participation probability by 46%.

Returning now to our model, we can notice that in the particular case where the insurance premium is fair ( $\lambda=0$ ),  $\frac{de^*}{db} > 0$  and  $\frac{d\beta^*}{db} = 0$  (cf. Appendix 2).

When the individual freely participates in an HPP offered by the insurer, and the insurance premium is fair, their level of effort increases, so that the program stimulates good health-care decisions, but at the same time the demand for LTC insurance is unchanged.

### 3. Data

We use 2016 data from a survey on policyholders aged 40 or over from a French mutual (non-profit) health-insurance company. The sample is representative of the insured portfolio by age, gender and the type of supplemental health-insurance policy (group employer-provided or private individual). Respondents are mainly asked about preventive behaviors and preparation for old age, preferences, and expectations for potential new services to improve health, well-being and healthy behaviors. The questionnaire also collects standard socio-demographic

---

<sup>78</sup> The Health Care Safety Net system was established in 1946 in the United States by the Hill-Burton Act and was reinforced by the Bush administration in 2002 via the creation of the Health Center Initiative. This system provided charitable health care to the poor and uninsured, and patients with immediate medical needs. By this Act, the hospital emergency department are required to provide a ‘*reasonable volume of services to persons unable to pay.*’

information such as gender, age, occupation, labor-force status, marital status and income (Apouey, 2019).

In the specific part of the questionnaire related to preventive behaviors and preparation for old age, respondents are asked about their savings (life-insurance, retirement-saving plan and home-purchase saving plan). As in Zerrar (2016), we define these as self-insurance behaviors, as savings can be converted to care in the case of LTC dependency. Moreover, a number of questions are directly related to dependency risk. However, they are only asked of individuals who consider that they may be LTC-dependent in the future, measured by a preceding question. This question filters out extreme myopia or denial,<sup>79</sup> but with the consequence that about one-third of the original observations are dropped from the final sample. For individuals who consider they may be dependent in the future, we know if individuals have LTC insurance, if they know someone close who needs care, and if they have made self-protection efforts by trying to stimulate their intellectual abilities.

As noted above, the originality of our data is that we also have information on individuals' behavioral preferences. Another part of the questionnaire is devoted to the measure of risk-aversion, short- and long-term impatience, family and social altruism, and positive reciprocity (DellaVigna, 2009; Fontaine, Plisson, Zerrar, 2014; Fehr and Gächter, 2000). These are self-evaluated using Likert scales or by proxy questions using Arrondel and Masson's PATER scoring method (Arrondel and Masson, 2014). The principle of the latter is to ask a number of simple questions that cover different aspects of daily living but refer to the same latent dimension of individuals' preferences. For example, '*You get vaccinated even though it is not mandatory*' and '*Homeownership is like being assured that you will never sleep on the streets*' both refer to the same latent dimension of risk aversion, even though they cover different topics. According to Arrondel and Masson (2014), vague qualitative and global

---

<sup>79</sup> The perception of this risk, however, does not prevent likely probability distortion (Boyer *et al.* 2019; Zerrar, 2016).

questions are good predictors of savings and economic behavior. Qualitative survey questions are often used to measure unobserved time and risk preferences (Ameriks, Caplin, Leahy, 2003), are strongly correlated with experimental measurements, and sometimes have better predictive properties than lotteries (Pinger, 2017). In addition, the use of proxy survey questions to capture individuals' unobserved preferences is particularly common in the literature testing for asymmetric information, where we need to disentangle between preferences and risk types (Finkelstein and McGarry, 2006; Cutler, Finkelstein and McGarry, 2008; Fang, Keane and Silverman, 2008; Dardanoni, Forcina and Donni, 2018). In this way, we can control for the unobservable heterogeneity in individual preferences, that is confounding factors in the analysis of insurance decisions and prevention behavior. We also have information on health status (subjective well-being and disease in the past 12 months) and the respondents' relationships with their family and friends (frequency of contact), which indicate the degree of social integration. There are a number of questions on family structure (household size, and the presence of a grandparent or a child in the household). In addition, other questions focus directly on potential future informal care provision, such as whether individuals are currently non-professionally helped (financially or for some tasks of daily living such as housework, cooking and eating, and personal hygiene).

Last, part of the questionnaire looks at the different services that may in the future be proposed by the mutual insurance company and be of interest to their policyholders. Notably, respondents indicate if they are interested in the protection of private data, the monitoring of principal health indicators (e.g. the change in Body Mass Index over time), a package to facilitate connection with medical practitioners and, above all, a health-prevention program (HPP).

Table 3.1 presents the principal characteristics of the final sample, which consists of 843 observations. The sample is well balanced by gender and type of supplemental health-insurance contract, with 54.6% women and 51.8% group policies. Although we lose observations due to



the filter question on LTC-risk perception, the final sample is still representative of the insured portfolio.

*Table 3.1. Summary Statistics*

	All
Age (mean)	59.7
Gender (Female=1) (%)	54.6
Group policy (%)	51.8
No. of Observations	843

## 4. The econometric strategy

The identification and measurement of adverse selection and moral hazard is an empirical challenge. In most of the analyses in the literature, self-protection is not observable or measurable, and so asymmetric information is often analyzed via the coverage-risk correlation (Chiappori and Salanié, 2000; Cohen and Siegelman, 2010). In the case of health insurance, detailed health expenses are used as the dependent variable instead of a particular disease occurrence (Buchmueller *et al.*, 2004). However, this strategy cannot take into account prevention activities carried out without a medical practitioner. As these analyses use risk outcomes to proxy behavior, they only consider ex-post moral hazard, and often use panel data or quasi-natural experiments to disentangle this from adverse selection. Moreover, although theoretical models assume agent rationality, any correlation between risk outcomes and coverage can also reflect (rational and boundedly-rational) preferences, which are very different from asymmetric information (Cohen and Siegelman, 2010; Finkelstein and McGarry, 2006; Cutler, Finkelstein and McGarry, 2008). This emphasizes the importance of controlling for individual behavioral preferences (Della Vigna, 2009).

The first step of our analysis is the empirical analysis of the theoretical predictions from Ehrlich and Becker (1972) via a recursive bivariate probit (Heckman, 1978),

$$\begin{cases} \text{Prob}(\text{effort}_i = 1) = \alpha'_1 X_{1i} + \beta \text{insurance}_i + \varepsilon_{1i} \\ \text{Prob}(\text{insurance}_i = 1) = \alpha'_2 X_{2i} + \delta'_1 Z_{1i} + \varepsilon_{2i} \end{cases} \quad (6)$$

with both error terms supposed to be drawn from a bivariate normal distribution

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} | X_1, X_2 \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right). \quad (7)$$

The originality of our strategy is the use of a measure of self-protection behavior from the survey question ‘*Do you try to maintain or develop your intellectual abilities?*’ as the binary dependent variable in the first equation, which is a measure of ex-ante moral hazard. The far more common ex-post measure would be the evaluation of dependency after the event. One possible limitation here is that the definition of the LTC risk comprises not only cognitive limitations in Activities of Daily Living (ADL) and Instrumental Activities of Daily Living (IADL), but also physical limitations. However, the majority of those declared to be dependent in old age suffer from at least one limitation in cognitive abilities (Dos Santos and Makdessi, 2010).<sup>80</sup> Furthermore, almost all individuals who enter nursing homes suffer from a neuropsychiatric illness such as dementia, chronic behavioral disturbance symptoms or Alzheimer’s disease (Makdessi and Pradines, 2016).<sup>81</sup> A second possible limitation is that the measure may be affected by differences in reporting style or justification bias. We address this issue by conducting additional non-parametric tests and find that our self-protection measure is strongly linked with participation in voluntary activities, clubs or associations (such as senior-citizens’ clubs), attending talks on social issues or general culture, and reading newspapers several times a week (via Pearson chi-squared tests of independence).

The binary dependent variable in the second equation is the purchase of LTC insurance as a proxy for the extent of LTC-insurance coverage. The recursive structure of the model allows the measurement of the causal impact of insurance purchase on self-protection, and

---

<sup>80</sup> 60% of 60-79 year-old dependent individuals have considerable cognitive limitations, and 80% of the highly dependent. The respective figures for those aged 80 or more are 80% and 91%.

<sup>81</sup> The proportion of individuals in nursing homes who suffer from a neuropsychiatric illness varies from 87% for less-dependent individuals to 97% for the most dependent.

hence ex-ante moral hazard (Rowell, Nghiem, Connelly, 2017). The econometric results appear in Table 3.4.

As noted by Chiappori and Salanié (2000) and Finkelstein and McGarry (2006), the set of control variables must contain all of the insurers' observable information, which is used for risk classification and pricing. To determine this, we got information from a number of long-term care insurance companies about the individual characteristics that the companies observe and use for pricing, via the application forms they use. The remaining relevant information for risk classification is private and is not controlled for in the equations (unobservable heterogeneity) and is captured in the error terms.

The econometric model allows us to control for the potential endogeneity of LTC-insurance purchase. The correlation between the two error terms ( $\rho$ ) is the correlation between the two decisions once the effect of the control variables has been taken into account (Greene, 2011). This correlation can be interpreted as a measure of adverse/advantageous selection (Hemenway, 1990; 1992; De Donder and Hindriks, 2009).

As noted above, our data contain detailed information on individual preferences (risk aversion, impatience, altruism and positive reciprocity), as well as potential sources of future informal care and self-insurance behaviors. We therefore estimate two different specifications. The first considers information that is available to the insurer and used for risk classification to consider asymmetric information on the LTC-insurance market under the assumption of perfect agent perfect rationality (Table 3.4, column 1). The second includes additional information known only to the individual (rational and boundedly-rational individual preferences, self-insurance behavior, social contacts and risk perception), which can provide a better explanation of asymmetric information (Table 3.4, column 2).

The second step of our analysis is to estimate the causal impact of participation in the HPP proposed by the mutual (non-profit) insurance company on both LTC-insurance purchase and self-protection. As explained in the previous theoretical part of the paper, HPPs can change

the nature of the trade-off between self-protection and insurance demand. We therefore estimate a multivariate probit model, again with a recursive structure (Cappellari and Jenkins, 2003),

$$\begin{cases} Prob(effort_i = 1) = \alpha'_1 X_{1i} + \beta insurance_i + \gamma_1 participation_i + \varepsilon_{1i} \\ Prob(insurance_i = 1) = \alpha'_2 X_{2i} + \gamma_2 participation_i + \delta'_1 Z_{1i} + \varepsilon_{2i} \\ Prob(participation_i = 1) = \alpha'_3 X_{3i} + \delta'_2 Z_{2i} + \varepsilon_{3i} \end{cases} \quad (8)$$

with the error terms drawn from a multivariate-normal distribution

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} | X_1, X_2, X_3 \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix} \right). \quad (9)$$

Potential HPP participation is measured from the interest the individual expresses in the following service ‘Your insurance company guarantees the protection of your personal information, from which it will propose prevention recommendations’. This comes with an example: ‘You have diabetes and your connected watch indicates a high blood-sugar level; your insurance company will immediately send you advice about how to better live with your illness’. The two other binary dependent variables are the same as in the first model. The recursive structure again allows us to test for the potential endogeneity of both LTC insurance and HPP participation. The correlations between the error terms capture all of the individual’s other private information that may affect the trade-off. The model is estimated with two different specifications, as in the previous model: the first with information observed by the insurer (Table 3.4, column 3) and the second with additional sources of information and individual preferences (Table 3.4, column 4).

The  $X_j$  in each equation are sets of explanatory variables. We control for age, gender, education, income, the presence of the spouse in the household and health status, which is the principal information used by insurers for risk classification and pricing, and thus proxies the insurance premium (Finkelstein and McGarry, 2006; Courbage and Roudaut, 2008; Soika,

2018). As insurers have detailed information on health via the insurance application, we also add a proxy for cognitive skills from the following question ‘How easy is it for you to concentrate on reading a book, looking at the TV, watching a film, or listening to the radio?’ in the LTC-insurance purchase equation. The Body Mass Index appears in the third equation as it is the principal health indicator that may encourage individuals to participate in the program.

For the other unobservable variables to the insurer (in the second and fourth specifications), we consider potential sources of self-insurance behavior (life-insurance, retirement savings plan and a home-purchase saving plan) in the LTC-insurance equation. We also include a dummy for knowing someone close who needs LTC as a source of LTC-risk perception (Tennyson and Yang, 2014; Coe, Skira, Van Houtven, 2015) and two additional variables on potential future informal care (the number of children and if the individual is non-professionally helped). The degree of social integration, (contact frequencies with another member of the family or friends) appears in both the self-protection and LTC-insurance equations. As an HPP can include meetings, and therefore be a potential place to meet others, we add a dummy indicating if the individual seeks to develop social relations to the third equation. These programs moreover require the sharing of health data and familiarity with technology (e.g. connected objects such as watches or smartphones), which contain personal information. Some individuals may be less willing to adopt these practices, whatever the final objective. We measure this type of behavior via the survey question: ‘*On a scale from 0 to 10, do you consider as intrusive or useful the appearance, on your laptop or tablet screens, of product advertisements related to your previous purchases?*’ This additional score appears in the HPP-participation equation. Furthermore, to know which kind of individuals may be more interested, the same equation controls for the type of supplemental health-insurance policy (group or individual). Table 3.2 provides a brief presentation of all of the explanatory variables.

**Table 3.2. Explanatory Variables**

NAME	TYPE	IN THE EQUATION FOR			PROPORTION or MEAN
		Effort	Insurance	Participation	
<b>OBSERVABLE EXPLANATORY VARIABLES</b>					
Gender (Reference: male)	Binary	✓	✓	✓	54.57
Spouse (the presence of a spouse in the household)	Binary	✓	✓	✓	81.02
Age	Categorical	✓	✓	✓	
- 40–50					24.20
- 51–65					42.11
- 65+ (Reference)					33.69
Income	Categorical	✓	✓	✓	
- Under 21600 Euros (Reference)					27.28
- 21600–30000 Euros					21.83
- 30000–42000 Euros					26.33
- Over 42000 Euros					24.56
Education	Categorical	✓	✓	✓	
- Low (none or primary)					4.86
- Quite low (lower secondary)					48.75
- Medium (secondary)					18.86
- High (tertiary) (reference)					27.53
Subjective health	Categorical	✓	✓	✓	
- Bad					9.61
- Medium (reference)					29.89
- Quite good					44.96
- Very good					15.54
Subjective cognitive skills [0;3]	Quantitative		✓		2.28 (0.57)
Homeownership	Binary		✓		85.41
Body Mass Index	Quantitative			✓	25.91 (4.36)
Non-participation in the solidarity activities proposed by the mutual-insurance company	Binary			✓	17.37
Type of supplemental health-insurance policy (Reference: individual)	Binary			✓	51.84
<b>NON-OBSERVABLE EXPLANATORY VARIABLES</b>					
Frequency of contact with a family member [0 = Never – 4 = Almost every day]	Quantitative	✓	✓		2.99 (0.81)
Frequency of contact with friends [0 = Never – 4 = Almost every day]	Quantitative	✓	✓		2.39 (1.01)
Know an LTC-dependent person	Binary		✓		52.64
Home-purchase saving plan	Binary		✓		46.60
Life insurance	Binary		✓		59.83
Retirement savings plan	Binary		✓		22.78
Number of children	Quantitative		✓		2.29 (1.31)
Non-professionally helped	Binary		✓		9.90
Development of social relations	Binary			✓	76.85
Adverts are useful [0;10]	Quantitative			✓	2.39 (2.61)
<b>DEPENDENT VARIABLES</b>					
Self-protection effort	Binary				83.16
LTC-insurance purchase	Binary				17.56
Prevention-program participation	Binary				54.90

The standard errors of the quantitative variables appear in parentheses.

**Table 3.3. Individual Preference Variables**

NAME	TYPE	IN EQUATION			PROPORTION or MEAN
		Effort	Insurance	Participation	
<b>Risk aversion</b>					
On a scale from 0 to 10, you are risk loving, love adventure and new challenges, or you are a prudent person who minimizes risks (Likert)	Quantitative	✓	✓	✓	5.97 (2.37)
You get vaccinated when it is not mandatory.	Binary			✓	19.80
You are the kind of person to encourage children to be risk-taking (e.g. for their careers).	Binary		✓		93.67
Homeownership is like being assured that you will never sleep on the streets.	Binary	✓			88.79
<b>Short-term impatience</b>					
You start to read a book. The first pages are not very interesting so you stop immediately rather than persist for a while.	Binary	✓			30.28
In a queue, you lose patience and try to pass, instead of waiting patiently.	Binary		✓		23.36
When you want to buy something, you do so immediately	Binary			✓	29.06
<b>Long-term impatience</b>					
Not ready to give up on some pleasures (smoking, drinking, eating junk food, etc.) to increase life expectancy.	Binary	✓		✓	21.56
Retirement needs to be prepared for a long time in advance	Binary	✓			31.15
Generally, you prepare holidays at the last moment.	Binary		✓		15.53
You are the kind of person to encourage children to be farsighted and save for the future	Binary			✓	94.46
On a scale from 0 to 10, you live from day to day or you are forward-looking and farsighted (Likert)	Quantitative			✓	7.19 (2.03)
<b>Family altruism</b>					
You have to financially help children throughout their lives	Binary	✓	✓		89.83
You have to manage wealth and property more carefully when you inherit it	Binary			✓	13.89
<b>Social altruism</b>					
Helps other people although there is no personal interest.	Binary	✓			31.91
Often gives to charitable associations	Binary		✓	✓	19.13
<b>Positive reciprocity</b>					
Is in favor of the common good instead of personal material good	Binary	✓	✓	✓	91.31
Would help an LTC-dependent person for one day without payment	Binary		✓		88.17

The standard errors of the quantitative variables appear in parentheses.

A number of individual-preference variables measure the same latent preference. Due to multicollinearity, we choose different sets of preference variables, but which always refer to the same six latent dimensions in each equation: risk-aversion, short- and long-term impatience, social altruism, family altruism and positive reciprocity. These are presented in Table 3.3.

Finally, in the specifications where unobservable variables do not appear, we need instruments ( $Z_{1i}$  and  $Z_{2i}$ ), especially for insurance purchase. As noted in Rowell, Nghiem and Connelly (2017), a credible instrument cannot be observed or analyzed by the insurer: any relevant information would be used for risk classification and insurance pricing, and hence would not ‘exogenously’ explain insurance purchase. However, in a theoretical framework, the econometric literature suggests that, contrary to the classic linear simultaneous-equations model, exclusion restrictions are not necessary for identification due to the non-linearity of multiple recursive-equation probit models (Heckman, 1978; Wilde, 2000). Even so, we have decided to include two additional variables that we think can easily be collected by insurers: homeownership in the insurance equation and non-participation in solidarity activities proposed by the mutual-insurance company<sup>82</sup> in the HPP equation (see Table 3.2.)

---

<sup>82</sup> These solidarity activities can for example take the form of providing voluntary help for access to health care, or paying two Euros per month into a solidarity fund for people in need who do not have supplementary health-care insurance.



Table 3.4. *Econometric Results*

	SPECIFICATION 1		SPECIFICATION 2		SPECIFICATION 3		SPECIFICATION 4	
	Self-protection	LTC insurance	Self-protection	LTC insurance	Self-protection	LTC insurance	Self-protection	LTC insurance
LTC insurance	-1.600 (0.432)***		0.700 (0.551)		-1.329 (0.536)**		0.559 (0.440)	
Prevention-program participation					0.722 (0.733)	0.171 (1.056)	0.886 (0.437)**	0.813 (0.314)***
<b>Observable Explanatory Variables</b>								
<b>Female</b>								
	0.339 (0.106)***	0.075 (0.108)	0.279 (0.139)**	0.053 (0.137)	0.290 (0.114)**	0.012 (0.116)	0.345 (0.143)**	0.052 (0.141)
Spouse in Household	0.156 (0.138)	-0.035 (0.142)	0.305 (0.180)*	-0.075 (0.188)	0.196 (0.149)	-0.075 (0.154)	0.322 (0.189)*	0.031 (0.203)
<b>Age</b>								
40-50 (Ref: 65+)	-1.017 (0.145)***	-0.948 (0.162)***	-0.654 (0.288)**	-0.822 (0.203)***	-1.047 (0.156)***	-1.019 (0.216)***	-0.757 (0.264)***	-1.103 (0.221)***
51-65	-0.415 (0.125)***	-0.435 (0.115)***	-0.221 (0.203)	-0.459 (0.151)***	-0.475 (0.148)***	-0.406 (0.187)**	-0.285 (0.201)	-0.625 (0.161)***
<b>Income</b>								
21600-30000 (Ref: under 21600)	-0.176 (0.146)	-0.012 (0.147)	-0.364 (0.202)*	0.017 (0.193)	-0.252 (0.171)	0.004 (0.172)	-0.370 (0.218)*	0.098 (0.206)
30000-42000	-0.222 (0.151)	-0.324 (0.155)**	-0.350 (0.217)	-0.236 (0.197)	-0.253 (0.170)	-0.244 (0.175)	-0.295 (0.226)	-0.007 (0.210)
Over 42000	-0.264 (0.171)	-0.101 (0.175)	-0.394 (0.230)*	0.019 (0.222)	-0.297 (0.195)	-0.069 (0.198)	-0.333 (0.253)	0.127 (0.236)
<b>Education</b>								
Low education (Ref: high education)	-0.983 (0.248)***	-0.248 (0.298)	-0.779 (0.327)**	-0.031 (0.371)	-0.905 (0.272)***	-0.080 (0.333)	-0.927 (0.331)***	-0.216 (0.397)
Quite low education	-0.309 (0.149)**	0.101 (0.150)	-0.215 (0.178)	0.323 (0.187)*	-0.469 (0.191)**	0.031 (0.253)	-0.297 (0.190)	0.280 (0.151)*
Medium education	-0.145 (0.165)	0.091 (0.172)	-0.206 (0.187)	0.289 (0.197)	-0.223 (0.192)	0.130 (0.219)	-0.243 (0.193)	0.131 (0.208)
<b>Subjective health</b>								
Bad Health (Ref: medium health)	0.429 (0.219)*	-0.332 (0.205)	0.360 (0.261)	-0.508 (0.255)**	0.391 (0.251)	-0.375 (0.244)	0.292 (0.271)	-0.820 (0.287)***
Quite good health	0.091 (0.120)	-0.047 (0.123)	-0.009 (0.152)	-0.120 (0.152)	0.050 (0.131)	-0.005 (0.136)	-0.036 (0.157)	-0.118 (0.158)
Very good health	0.079 (0.156)	0.373 (0.162)**	-0.155 (0.202)	0.186 (0.209)	0.036 (0.168)	0.470 (0.173)***	-0.075 (0.212)	0.272 (0.216)
Subjective cognitive skills		-0.177		-0.218		-0.166		-0.307

Homeowner	(0.089)** -0.252 (0.140)*	(0.116)* -0.315 (0.198)	(0.097)* -0.264 (0.155)*	0.027 (0.012)** -0.295 (0.132)** -0.013 (0.107)	(0.120)** -0.467 (0.200)** 0.025 (0.013)* -0.197 (0.150) 0.134 (0.113)
Body Mass Index					
Non-participation in solidarity activities					
Group health-insurance policy					
<b>Non-Observable Explanatory Variables</b>					
Frequency of contact with family	-0.011 (0.082)	0.082 (0.088)	-0.072 (0.085)	0.071 (0.091)	
Frequency of contact with friends	0.123 (0.077)	0.189 (0.074)**	0.166 (0.075)**	0.189 (0.079)**	
Know an LTC-dependent person		0.192 (0.134)		0.246 (0.141)*	
<b>Self-insurance behaviors</b>					
Home-purchase saving plan		-0.046 (0.138)		-0.050 (0.140)	
Life insurance		0.476 (0.147)***		0.519 (0.161)***	
Retirement savings plan		0.274 (0.159)*		0.315 (0.163)*	
<b>Potential future caregivers</b>					
Number of children		0.021 (0.050)		0.017 (0.052)	
Non-professionally helped		-0.394 (0.244)		-0.454 (0.262)*	
Development of social relations					0.310 (0.138)** 0.134 (0.025)***
Adverts are useful					
<b>Individuals' preferences<sup>a</sup></b>					
Risk aversion	n.s.	n.s.	(+)*	(+)*	(-)**
Short-term impatience	(-)*	(-)*	(-)**	n.s.	(+)**
Long-term impatience	(-)**	(+)**	(-)**	(+)**	(-)**
Family altruism	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	(-)*

			(+) **	(+) **		(+) ***	n.s.	n.s.
			(+) *	(-) **		n.s.	(-) **	n.s.
Social altruism								
Positive reciprocity								
Constant	1.587 (0.220)***	0.060 (0.311)	0.349 (0.535)	-0.268 (0.587)	1.348 (0.469)***	-0.046 (0.502)	-0.997 (0.378)***	-0.111 (0.528)
Rho12 (Effort-Insurance)	0.765 (0.191)***		-0.581 (0.337)			0.655 (0.262)**		-0.436 (0.285)
Rho13 (Effort-Participation)						-0.280 (0.466)		-0.420 (0.274)
Rho23 (Insurance-Participation)						-0.025 (0.659)		-0.379 (0.201)*
Log-likelihood	-712.24		-484.24			-1138.40		-799.48
Wald test (84)	147.47		173.13			167.18		303.74
p-value Wald test	0.000		0.000			0.000		0.0000
N	843		667			766		616

<sup>a</sup> For clarity, the results regarding individual preferences are summarized by the sign of the effect and its significance. (.) standard errors. \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01.

## 5. Econometric results

### 5.1. Main results

First of all, both with and without an HPP, LTC insurance has a significant negative impact on self-protection in all of the specifications that do not include insurers' unobservable information (1 and 3). We thus conclude that there is ex-ante moral hazard on the French LTC-insurance market under the assumption of agent perfect rationality. Likewise, the correlations between the error terms in the self-protection and LTC-insurance equations are significantly positive controlling for the explanatory variables. We thus also identify advantageous selection: individuals with private information in favor of insurance purchase also have a greater tendency to self-protect (Hemenway, 1990; 1992; De Donder and Hindriks, 2009). These results are in line with some of the findings of Finkelstein and McGarry (2006) and Browne and Zhou-Richter (2014), which identify some sources of advantageous selection. They are equally not at odds with the conclusions in Hendren (2013) that adverse selection produces rejection of insurance by the market (via the underwriting process), explaining the presence of advantageous selection in econometric analyses (Hedengren and Stratmann, 2016), although we cannot control for this effect here. On the other hand, HPP participation has no effect on either self-protection or insurance purchase.

The results change sharply when bounded-rationality is allowed (specifications 2 and 4). When we control for individual (notably behavioral) preferences and some additional private information, allowing agents to be boundedly-rational, LTC-insurance purchase is insignificant in the self-protection equation. The ex-ante moral hazard effect in specifications 1 and 3 is then rather driven by behaviors that cannot be explained by the strategic willingness to take advantage of an information rent due to imperfectly-observed behavior.

Regarding the individual preference variables, both self-protection and insurance purchase are affected by long-term impatience: the more impatient are less likely to self-protect and are more likely to purchase insurance. This can be interpreted as a better preparation for

old age among less impatient agents, which makes insurance purchase less essential due to the lower probability that it be required. Conversely, we find the opposite type of relationship regarding positive reciprocity: the more reciprocal make some self-protection effort in order to minimize the potential cost to society but are less likely to purchase insurance.

As regards the error-term correlations, the positive correlation between these two decisions is now not significant. In the absence of an HPP (specification 2), the previous advantageous-selection effect can then be explained by the degree of social integration (frequency of contact with friends), self-insurance behavior (the purchase of life insurance or a retirement savings plan) and risk perception (knowing a close relation who needs care). Likewise, for the individual-preference variables, advantageous selection can also result from short-term patience. As expected, short-term impatience negatively affects both decisions, although the effect is significant only at the 10% level for insurance purchase. We can also see that social altruism and risk aversion increase the probability of both self-protection and insurance purchase (although the latter is only significant in specification 4). Interestingly, HPP participation seems globally to attract agents precisely with the opposite characteristics: they are less risk-averse, have greater short-term impatience and less long-term impatience, and exhibit a lower degree of family altruism. Furthermore, considering the presence of an HPP proposed by the mutual (non-profit) insurance company (specification 4), participation positively affects both insurance purchase and self-protection. Consequently, in this specific case, we can provide another interpretation of advantageous selection. As HPP participation gives additional information to insurers and allows individuals' potential risk to be better evaluated, the previous advantageous selection, unobservable to the insurer, is partially revealed. In other words, the previous advantageous selection (a complementary relation between insurance coverage and self-protection) was unobservable to insurers and only identified by the correlation of the unobservable information captured by the error terms, whereas this information is now disclosed to the insurer through HPP participation.

Finally, under the most plausible assumption of a non-fair premium, these results do not contradict the theoretical predictions of the model with HPP presence in Section 2. Indeed, in this last case, the theoretical predictions are that HPP participation increases the level of self-protection but has no determinate effect on insurance coverage. We empirically lift this theoretical indeterminacy and find that HPP participation also encourages insurance, so that there is a complementary relationship between self-protection and insurance coverage.

## **5.2. Other covariate results**

The results for the other explanatory variables enable a better understanding of the link between self-protection and insurance purchase. Regarding education, the less-educated carry out less self-protection but do not behave differently from the higher-educated regarding insurance purchase. Education can improve the capacity to understand the consequences of risky behaviors such as smoking or alcohol consumption on health. This may explain why we find different results concerning HPP participation: the medium-educated are more likely to participate because they require more medical advice. This result echoes previous analysis revealing that education has a positive effect on health for the elderly, notably through health behaviors (Brunello *et al.*, 2016; Fletcher, 2015).

While gender and having a spouse in the household do not explain insurance purchase, both women and those in couples are more likely to self-protect. This is in line with the literature on the economics of the family showing that interactions among household members tend to produce coordinated decisions by couples (Legendre, Pédrant, Sabatier, 2018).

For health (subjective health status, subjective cognitive skills and the Body Mass Index), those in bad health have greater HPP participation. However, the results are less evident for insurance: globally the unhealthiest are less likely to purchase insurance, but when it comes to cognitive skills (which are strongly linked to dependency risk) the reverse comes about. It seems that agents arbitrate by evaluating and separating elements of their health that relate (or not) to the dependency risk. On the contrary, health globally has no effect on self-protection.

As expected, age has a positive effect on both self-protection and insurance, as LTC need is an old-age risk. This finding is in line with most of the analysis in the literature (e.g. Fontaine, Plisson, Zerrar, 2014). Surprisingly, it affects participation negatively. Nevertheless, this is encouraging for the potential long-term effects of this type of prevention for both insurers and individuals: adopting healthy behaviors as early as possible can durably reduce both the probability and the likely cost of dependency. Likewise, as expected, income has a negative effect on self-protection and participation (when individuals' preferences are controlled for), which can be interpreted as a larger budget share that can be devoted to health expenditure. However, this has no effect on insurance, probably because we control for self-insurance behavior.

Regarding the latter, the purchase of life-insurance or a retirement savings plan is associated with a higher probability of LTC-insurance purchase. However, the opposite is observed for homeownership, as in Boyer *et al.* (2019). Even if the complementary/substitutability property of the relation between self-insurance and insurance purchase requires further analysis, these preliminary findings are globally in favor of a complementary relation, which is at odds with the results in Zerrar (2016). Contrary to the theoretical predictions in Ehrlich and Becker (1972), a positive association between LTC insurance and life insurance had already been noted by Courbage and Roudaut (2008). With respect to the sources of potential informal help in LTC-insurance purchase, conversely to Courbage and Roudaut (2008) and Mellor (2001), we find some evidence of intra-family moral hazard (Pauly, 1990). While the number of children is insignificant in this equation, being non-professionally helped with daily-living activities (often by children) is negatively associated with insurance purchase (but only significantly so at the 10% level in specification 4).

Finally, the results for HPP participation provide useful additional information. First, the type of supplemental health-care insurance policy (group or individual) is insignificant. Hence, HPP participation does not only concern individuals who take-up the contract proposed

by the employer, but rather all individuals. Second, two elements nuance the previous conclusions regarding the potential effectiveness of these prevention programs. Individuals who seek to develop social relations are more likely to be interested, which is not necessarily in line with the policy's original purpose. Finally, as expected, participation is affected by the disposition to share personal data and being familiar with technological tools.

## **6. Conclusion**

This article has proposed a theoretical model of the equilibrium properties of the trade-off between self-protection and insurance. Starting from the benchmark model of Ehrlich and Becker (1972), we introduce free prevention programs proposed by insurance companies. We show that these programs change the trade-off, which is indeterminate in general, and only have a positive and unilateral effect on self-protection in the particular case of a fair premium. We empirically test the theoretical properties for the general case, using survey data on the policyholders of a French mutual (non-profit) insurance company, in the case of LTC insurance. The originality of this data is that it includes information on individual preferences and additional private information (self-insurance and potential future informal care) known only to the individual. We estimate multivariate probit models to study asymmetric information both with and without assuming agent rationality (DellaVigna, 2009; Cohen and Siegelman, 2010). We first show that the ex-ante moral hazard found under agent rationality is driven by individual behavioral preferences such as long-term impatience and positive reciprocity, rather than strategic behavior. Moreover, advantageous selection is explained by self-insurance and better risk perceptions. Second, this advantageous selection, initially unobservable to the insurer, is revealed by HPP participation if the insurance company offers this type of service.

Our contribution is two-fold. We prove a better explanation of previous analyses that found evidence of moral hazard and advantageous selection in different insurance markets (Finkelstein and McGarry, 2006; Soika, 2018; Rowell, Nghiem and Connelly, 2017). We in



addition go beyond the theoretical indeterminacy to show that self-protection and insurance coverage are complementary in the general case (with a non-fair premium).

These conclusions have practical policy implications. As we find a complementary relationship between self-protection and HPP participation, we are optimistic regarding the efficiency of HPPs, as there is no crowding-out. As public authorities try to develop preventive policies, public information (or the information provided in an HPP) on the consequences and costs of LTC risks may encourage individuals to limit the impact of their behavioral preferences. This could weaken one barrier to the development of the LTC-insurance market.

One possible extension of this work would be to test the predictions of the theoretical models in the case of health insurance: the presence of ‘real’ moral-hazard behavior is more plausible when the potential health loss due to risk occurrence is not irreversible. Furthermore, the interactions between prevention programs and insurance purchase might be considered in the design of a sustainable public LTC scheme (Klimaviciute and Pestieau, 2018).

## **Acknowledgements**

*This research has benefited from the support of the Chair Prevent’Horizon, under the auspices of the Risk foundation Louis Bachelier and with the partnership of Claude Bernard Lyon 1 University, Actuaris, AG2R La Mondiale, G2S, Covea, Groupama Gan Vie, Groupe Pasteur Mutualité, Harmonie Mutuelle, Humanis Prévoyance and La Mutuelle Générale. The authors would like to thank especially Harmonie Mutuelle for access to the data and Nathalie Havet for helpful comments. The survey questionnaire was mainly designed by Bénédicte Apouey in collaboration with Harmonie Mutuelle and the Chair Transitions Démographiques Transitions Economiques.*

## 7. References

- Ameriks, J., A. Caplin, and J. Leahy. "Wealth Accumulation and the Propensity to Plan." *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 2003, 1007–1047. <https://doi.org/10.1162/00335530360698487>.
- Apouey, B. H. "Présentation de l'enquête Bien vieillir Harmonie Mutuelle." PSE working paper, 2019.
- Arrondel, L., and A. Masson. "Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise)?" *Economie et Statistique*, 467(1), 2014, 5–49. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10244>.
- Baicker, K., D. Cutler, and Z. Song. "Workplace Wellness Programs Can Generate Savings." *Health Affairs*, 29(2), 2010, 304–11. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2009.0626>.
- Boyer, M., P. De Donder, C. Fluet, M-L. Leroux, and P-C. Michaud. "Long-Term Care Insurance: Information Frictions and Selection." *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, forthcoming.
- Browne, M. J., and T. Zhou-Richter. "Lemons or Cherries? Asymmetric Information in the German Private Long-Term Care Insurance Market." In *The Geneva Papers: 40 Years at the Cutting Edge of Research in Insurance Economics*, edited by C. Courbage, 2016, 5–33. London: Palgrave Macmillan UK. [https://doi.org/10.1007/978-1-137-57479-4\\_2](https://doi.org/10.1007/978-1-137-57479-4_2).
- Brunello, G., M. Fort, N. Schneeweis, and R. Winter-Ebmer. "The Causal Effect of Education on Health: What Is the Role of Health Behaviors?" *Health Economics*, 25(3), 2016, 314–336. <https://doi.org/10.1002/hec.3141>.
- Buchmueller, T. C., A. Couffinhal, M. Grignon, and M. Perronnin. "Access to Physician Services: Does Supplemental Insurance Matter? Evidence from France." *Health Economics*, 13(7), 2004, 669–687. <https://doi.org/10.1002/hec.879>.
- Cabral, M., and M. R. Cullen. "The Effect of Insurance Coverage on Preventive Care." *Economic Inquiry*, 55(3), 2017, 1452–1467. <https://doi.org/10.1111/ecin.12442>.
- Cappellari, L., and S. P. Jenkins. "Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood." *The Stata Journal*, 3(3), 2003, 278–294. <https://doi.org/10.1177/1536867X0300300305>.
- Chiappori, P-A., and B. Salanié. "Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets." *Journal of Political Economy*, 108(1), 2000, 56–78. <https://doi.org/10.1086/262111>.
- Coe, N. B., M. M. Skira, and C. H. Van Houtven. "Long-Term Care Insurance: Does Experience Matter?" *Journal of Health Economics*, 40, 2015, 122–131. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.01.001>.
- Cohen, A., and P. Siegelman. "Testing for Adverse Selection in Insurance Markets." *Journal of Risk and Insurance*, 77(1), 2010, 39–84. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2009.01337.x>.

- Colombo, F., A. Llana-Nozal, J. Mercier, and F. Tjadens. *Help Wanted?: Providing and Paying for Long-Term Care*. OECD Health Policy Studies. OECD. 2011. <https://doi.org/10.1787/9789264097759-en>.
- Courbage, C., and A. De Coulon. "Prevention and Private Health Insurance in the UK." *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 29(4), 2004, 719–727. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0440.2004.00313.x>.
- Courbage, C., and N. Roudaut. "Empirical Evidence on Long-Term Care Insurance Purchase in France." *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 33(4), 2008, 645–658. <https://doi.org/10.1057/gpp.2008.30>.
- Cutler, D. M., A. Finkelstein, and K. McGarry. "Preference Heterogeneity and Insurance Markets: Explaining a Puzzle of Insurance." *American Economic Review*, 98(2), 2008, 157–62. <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.157>.
- Dardanoni, V., A. Forcina, and P. L. Donni. "Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets: A Multivariate Ordered Regression Approach." *Journal of Risk and Insurance*, 85(1), 2018, 107–25. <https://doi.org/10.1111/jori.12145>.
- De Donder, P. "Le Marché Des Soins de Longue Durée : Assurances Privées, Publiques et Aide Familiale." *Assurances et Gestion Des Risques/Insurance and Risk Management*, 82(3–4), 2015.
- De Donder, P., and J. Hindriks. "Adverse Selection, Moral Hazard and Propitious Selection." *Journal of Risk and Uncertainty*, 38(1), 2009, 73–86. <https://doi.org/10.1007/s11166-008-9056-7>.
- DellaVigna, S. "Psychology and Economics: Evidence from the Field." *Journal of Economic Literature*, 47(2), 2009, 315–372. <https://doi.org/10.1257/jel.47.2.315>.
- Dillender, M. "Medicaid, Family Spending, and the Financial Implications of Crowd-Out." *Journal of Health Economics*, 53, 2017, 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.02.002>.
- Dos Santos, S., and Y. Makdessi. "Une Approche de l'autonomie Chez Les Adultes et Les Personnes Âgées." *Études et Résultats* Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) (718). 2010. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er718.pdf>.
- Ehrlich, I., and G. S. Becker. "Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection." *Journal of Political Economy*, 80(4), 1972, 623–48. <https://doi.org/10.1086/259916>.
- Fang, H., M. P. Keane, and D. Silverman. "Sources of Advantageous Selection: Evidence from the Medigap Insurance Market." *Journal of Political Economy*, 116(2), 2008, 303–50. <https://doi.org/10.1086/587623>.
- Fehr, E., and S. Gächter. "Fairness and Retaliation: The Economics of Reciprocity." *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 2000, 159–181. <https://doi.org/10.1257/jep.14.3.159>.
- FFA. "Les Assurances de Personnes. Données Clés 2017." Fédération Française de l'Assurance. 2017. <https://www.ffa-assurance.fr/chiffre-cle>.

- Finkelstein, A., and K. McGarry. "Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market." *American Economic Review*, 96(4), 2006, 938–958. <https://doi.org/10.1257/aer.96.4.938>.
- Fletcher, J. M. "New Evidence of the Effects of Education on Health in the US: Compulsory Schooling Laws Revisited." *Social Science & Medicine*, 127, 2015, 101–107. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.09.052>.
- Fontaine, R., M. Plisson, and N. Zerrar. "Dans quelle mesure les préférences individuelles contraignent-elles le développement du marché de l'assurance dépendance ?" *Economie et Statistique*, 474(1), 2014, 35–68. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10510>.
- Fratiglioni, L., and C. Qiu. "Prevention of common neurodegenerative disorders in the elderly." *Experimental Gerontology*, 44 (1-2), 2009, 46-50.
- Gallou, J-C. "La Dépendance : Les Avantages Du Contrat Collectif En Entreprise." *Risques*, 72, 2007. <http://revue-risques.fr/>.
- Greene, W. H. *Econometric Analysis*, New York. 7th Ed. Prentice Hall. 2011.
- Gubler, T., I. Larkin, and L. Pierce. "Doing Well by Making Well: The Impact of Corporate Wellness Programs on Employee Productivity." *Management Science*, 64(11), 2017, 4967–87. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2017.2883>.
- Heckman, J. J. "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System." *Econometrica*, 46(4), 1978, 931–59. <https://doi.org/10.2307/1909757>.
- Hedengren, D., and T. Stratmann. "Is There Adverse Selection in Life Insurance Markets?" *Economic Inquiry*, 54(1), 2016, 450–63. <https://doi.org/10.1111/ecin.12212>.
- Hemenway, D. "Propitious Selection." *Quarterly Journal of Economics*, 105(4), 1990, 1063–1069. <https://doi.org/10.2307/2937886>.
- Hemenway, D. "Propitious Selection in Insurance." *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(3), 1992, 247–251. <https://doi.org/10.1007/BF00057881>.
- Hendren, N. "Private Information and Insurance Rejections." *Econometrica*, 81(5), 2013, 1713–62. <https://doi.org/10.3982/ECTA10931>.
- Karp, A., S. Paillard-Borg, H-X. Wang, M. Silverstein, B. Winblad, and L. Fratiglioni. "Mental, Physical and Social Components in Leisure Activities Equally Contribute to Decrease Dementia Risk." *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders* 21(2), 2006, 65-73. <https://doi.org/10.1159/000089919>.
- Klimaviciute, J., and P. Pestieau. "The Public Economics of Long-Term Care. A Survey of Recent Contributions." *Annals of Public and Cooperative Economics*, 89(1), 2018, 49–63. <https://doi.org/10.1111/apce.12199>.
- Legal, R., and M. Plisson. "Assurance Dépendance, Effets de Sélection et Antisélection." *Journées des Economistes de la Santé Français*. 2008
- Legendre, B., A-C. Pedrant, and M. Sabatier. "Should I Stay or Should I Go? An Econometric Analysis of Retirement Decisions by Couples." *Applied Economics*, 50(53), 2018, 5814–29. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488067>.

- Lowensteyn, I., V. Berberian, P. Belisle, D. DaCosta, L. Joseph, and S. A. Grover. “The Measurable Benefits of a Workplace Wellness Program in Canada: Results After One Year.” *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 60(3), 2018, 211–16. <https://doi.org/10.1097/JOM.0000000000001240>.
- Lumby, J., C. Browning, and M. S. Finke. “The Impact of Product Knowledge and Quality of Care on Long-Term Care Insurance Demand: Evidence from the HRS.” *Journal of Personal Finance*, 16(2), 2017, 48–61.
- Makdessi, Y., and N. Pradines. “En EHPAD, Les Résidents Les plus Dépendants Souffrent Davantage de Pathologies Aiguës.” *Etudes et Résultats* Direction de la recherche, des études, de l’évaluation et des statistiques (DREES) (989). 2017. [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er\\_989.pdf](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er_989.pdf).
- Martínez-Lemos, R. I. “Economic Impact of Corporate Wellness Programs in Europe: A Literature Review.” *Journal of Occupational Health*, 57(3), 2015, 201–11. <https://doi.org/10.1539/joh.14-0217-RA>.
- Matzek, A. E., and M. S. Stum. “Are Consumers Vulnerable to Low Knowledge of Long-Term Care?” *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 38(4), 2010, 420–434. <https://doi.org/10.1111/j.1552-3934.2010.00036.x>.
- Mellor, J. M. “Long-Term Care and Nursing Home Coverage: Are Adult Children Substitutes for Insurance Policies?” *Journal of Health Economics*, 20(4), 2001, 527–47. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(01\)00078-9](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(01)00078-9).
- OECD. *Health at a Glance 2017: OECD Indicators*. Health at a Glance. OECD. 2017. [https://doi.org/10.1787/health\\_glance-2017-en](https://doi.org/10.1787/health_glance-2017-en).
- OECD. *Health at a Glance: Europe 2018. State of Health in the EU Cycle*. Health at a Glance: Europe. OECD. 2018. [https://doi.org/10.1787/health\\_glance\\_eur-2018-en](https://doi.org/10.1787/health_glance_eur-2018-en).
- Pannequin, F., C. Montmarquette, and A. Corcos. *Behavioral Foundations of the Substitutability between Insurance and Self-Insurance: An Experimental Study*. CIRANO. 2016.
- Pauly, M. V. “The Rational Nonpurchase of Long-Term-Care Insurance.” *Journal of Political Economy*, 98(1), 1990, 153–68. <https://doi.org/10.1086/261673>.
- Pinger, P. R. “Predicting Experimental Choice Behavior and Life Outcomes from a Survey Measure of Present Bias.” *Economics Bulletin*, 37(3), 2017, 2162–2172.
- Qin, X., and G. G. Liu. “Does the US Health Care Safety Net Discourage Private Insurance Coverage?” *The European Journal of Health Economics*, 14(3), 2013, 457–69. <https://doi.org/10.1007/s10198-012-0389-4>.
- Renoux, A., R. Roussel and C. Zaidman. “Le compte de la dépendance en 2011 et à l'horizon 2060.” Dossiers Solidarité Santé, Direction de la recherche, des études, de l’évaluation et des statistiques (DREES), 50, 2014, <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dss50.pdf>

- Rowell, D., S. Nghiem, and L. B. Connelly. “Two Tests for Ex Ante Moral Hazard in a Market for Automobile Insurance.” *Journal of Risk and Insurance*, 84(4), 2017, 1103–26. <https://doi.org/10.1111/jori.12161>.
- Soika, S. “Moral Hazard and Advantageous Selection in Private Disability Insurance.” *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 43(1), 2018, 97–125. <https://doi.org/10.1057/s41288-017-0055-2>.
- Tennyson, S., and H. K. Yang. “The Role of Life Experience in Long-Term Care Insurance Decisions.” *Journal of Economic Psychology*, 42, 2014, 175–88. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2014.04.002>.
- Wilde, J. “Identification of Multiple Equation Probit Models with Endogenous Dummy Regressors.” *Economics Letters*, 69(3), 2000, 309–12. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(00\)00320-7](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(00)00320-7).
- Zerrar, C. T. “La demande d’assurance dépendance.” 2016. <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01586107>.

## 8. Appendices

### Appendix 1: the second-order conditions

$$\begin{aligned}\partial\theta_1/\partial e &= \partial^2 E(U)_A/\partial e^2 \\ &= -2p'(e^*)[u'(W_A) - u'(W_{NA})][C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*)] \\ &\quad + p''(e)[u(W_A) - u(W_{NA})] \\ &\quad + [C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*)]^2[p(e^*)u''(W_A) + (1 - p(e^*))u''(W_{NA})] \\ &\quad - [C''(e) + \beta(1 + \lambda)Lp''(e)][p(e^*)u(W_A) + (1 - p(e^*))u(W_{NA})] < \text{or} > 0\end{aligned}$$

From the utility and cost properties, and remembering that  $p'(e^*) < 0$  and  $p''(e) > 0$ , this indeterminate second-order condition can be signed if and only if  $C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*) \leq 0$ . This condition requires that the marginal return to self-protection be at least equal to its marginal cost.

$$\begin{aligned}\partial\theta_2/\partial\beta &= \partial^2 E(U)_A/\partial\beta^2 \\ &= L[(1 + \lambda p(e) - 1)^2 u''(W_A) + [1 - p(e)][(1 + \lambda)p(e)]^2 Lu''(W_{NA}) \\ &\quad - Lp(e)[(1 + \lambda)p(e) - 1]u''(W_A) < 0\end{aligned}$$

Remembering that, from (2),  $\lambda < [1 - p(e)]/p(e)$ .

## Appendix 2: comparative static properties

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial b} = -C''_{eb} [p(e^*)u'(W_A) + (1 - p(e^*))u'(W_{NA})] > 0$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial b} = 0$$

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial e} < 0 \text{ (cf. Appendix 1)}$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \beta} < 0 \text{ (cf. Appendix 1)}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \phi_2}{\partial e} &= \frac{p'(e^*)}{p(e^*)^2} \frac{u'(W_{NA})}{u'(W_A)} \\ &\quad + \frac{1 - p(e^*)}{p(e^*)} [C'(e^*) + \beta^*(1 \\ &\quad + \lambda)Lp'(e^*)] \left[ \frac{u'(W_A)u''(W_{NA}) - u''(W_A)u'(W_{NA})}{[u'(W_A)]^2} \right] \\ &\quad - \frac{p'(e^*)}{(1 + \lambda)p(e^*)^2} > 0 \text{ or } < 0 \text{ (if } \lambda > 0) \end{aligned}$$

Where:

- $\frac{p'(e^*)}{p(e^*)^2} \frac{u'(W_{NA})}{u'(W_A)} < 0$ ,
- $\frac{1-p(e^*)}{p(e^*)} [C'(e^*) + \beta^*(1 + \lambda)Lp'(e^*)] \left[ \frac{u'(W_A)u''(W_{NA}) - u''(W_A)u'(W_{NA})}{[u'(W_A)]^2} \right]$  is positive (resp. equal to zero) under Arrow-Pratt hypotheses of decreasing (resp. constant) risk aversion.
- $-\frac{p'(e^*)}{(1+\lambda)p(e^*)^2} > 0$

Notice that when  $\lambda=0$ , from (2),  $W_A = W_{NA}$  so that:  $\frac{\partial \phi_2}{\partial e} = 0$



$$\begin{aligned}
\frac{\partial \phi_1}{\partial \beta} &= -p'(e^*)L\{[u'(W_A)[(1 + \lambda)p(e^*) + 1] - u'(W_{NA})(1 + \lambda)p(e^*)]\} > 0 \\
&-(1 + \lambda)Lp'(e^*)[p(e^*)u'(W_A) + (1 - p(e^*))u'(W_{NA})] > 0 \\
&+[C'(e^*) + \beta^*(1 + \lambda)Lp'(e^*)]p(e^*)u''(W_A)[(1 + \lambda)p(e^*) + 1]L \geq 0 \\
&+[C'(e^*) + \beta^*(1 + \lambda)Lp'(e^*)](1 - p(e^*))u''(W_{NA})[(1 + \lambda)p(e^*)L] \geq 0
\end{aligned}$$

If  $|H| > 0$  (cf. Ehrlich and Becker, 1972) then:

$$\text{Sign of } \frac{de^*}{db} = \text{sign of } \left[ -\frac{\partial \phi_1}{\partial b} \frac{\partial \phi_2}{\partial \beta} + \frac{\partial \phi_2}{\partial b} \frac{\partial \phi_1}{\partial \beta} \right] = \text{sign of } \left[ -\frac{\partial \phi_1}{\partial b} \frac{\partial \phi_2}{\partial \beta} \right] > 0$$

$$\text{Sign of } \frac{d\beta^*}{db} = \text{sign of } \left[ -\frac{\partial \phi_1}{\partial e} \frac{\partial \phi_2}{\partial b} + \frac{\partial \phi_2}{\partial e} \frac{\partial \phi_1}{\partial b} \right] = \text{sign of } \left[ \frac{\partial \phi_2}{\partial e} \frac{\partial \phi_1}{\partial b} \right] > 0 \text{ or } < 0 \text{ when } \lambda > 0$$

And  $\frac{d\beta^*}{db} = 0$  when  $\lambda = 0$  since  $\frac{\partial \phi_2}{\partial e} = 0$  in that case.





## Conclusion générale

Cette thèse contribue à plusieurs champs de la littérature sur trois risques ou étapes du vieillissement : la retraite, la santé et la dépendance. Elle part du constat des limites de la littérature existante, en particulier des évaluations des politiques publiques, mises en exergue par la forte hétérogénéité des résultats suivant les pays, les populations ou les méthodes d'analyses utilisées. Elle a pour objectif d'étudier plus profondément les déterminants sous-jacents des décisions en matière de départ à la retraite, de comportements préventifs et de souscription à une assurance dépendance.

D'abord, la littérature empirique montre que les incitations financières visant à retarder les départs à la retraite ont un effet relativement limité et hétérogène (Benallah, 2011 ; Engels, Geyer, et Haan, 2017 ; Staubli et Zweimüller, 2013). Partant de ce constat, le **premier chapitre** étudie le rôle de l'incohérence temporelle dans la décision de retarder le départ pour bénéficier d'une majoration de pension : la surcote. Ce biais est caractérisé par un taux de dépréciation du futur décroissant avec le temps, i.e. une impatience moins importante dans le long terme. Les individus manifestant cette structure de préférences inter-temporelles surpondèrent l'utilité ou désutilité de court terme et tendent à réévaluer leurs choix au cours du temps. Ce chapitre exploite les données de la troisième vague d'enquête « Motivations de départs à la retraite » (DREES, 2014) et modélise économétriquement la décision de retarder le départ à la retraite pour bénéficier d'une surcote. D'abord, deux scores synthétiques et ordinaux sont construits pour mesurer l'impatience de court et long terme, à partir des questions sur les motivations de départs des individus (Arrondel et Masson, 2014). D'autre part, l'endogénéité de la

connaissance du dispositif « surcote » est traitée par l'estimation d'un modèle probit bivarié récursif. Les résultats économétriques montrent que, toutes choses égales par ailleurs, les individus manifestant de l'incohérence temporelle partent plus précocement à la retraite, sans surcote.

Ensuite, le **second chapitre** part du constat que la littérature trouve des résultats très hétérogènes quant à l'impact de la retraite sur la santé (Picchio et van Ours, 2019). Afin d'étudier les déterminants sous-jacents, le chapitre analyse alors l'impact de la retraite sur les comportements préventifs et à risque au sein des couples sur cinq dimensions : l'obésité, le tabagisme, l'effort physique, la consommation d'alcool et la vaccination contre la grippe. Pour cela, une analyse économétrique utilise les données de l'enquête européenne *SHARE* (Börsch-Supan, 2019) et modélise les comportements des deux conjoints par l'estimation de modèles à équations simultanées. D'abord, cette stratégie traite l'endogénéité des statuts vis-à-vis de la retraite des deux conjoints à partir des âges légaux. Ensuite, elle permet, pour chaque individu, d'identifier l'effet causal de sa propre retraite (effet direct) et de la retraite du conjoint (effet indirect). Par ailleurs, la coordination entre les deux membres du couple est mesurée par la corrélation des termes d'erreur des deux équations modélisant les comportements préventifs. Les résultats montrent que la retraite n'a pas d'effet sur les comportements en matière d'obésité et d'activité physique. Par contre, ils suggèrent l'existence d'effets d'externalité asymétriques de la retraite du conjoint sur les comportements de tabagisme. Ils mettent également en évidence un effet globalement négatif et significatif en faveur d'une réduction de la fréquence comme de la quantité d'alcool consommée pour les deux conjoints. L'analyse explore ensuite deux sources d'hétérogénéité des résultats : le statut de pénibilité de l'emploi occupé avant la retraite et l'ordre des départs à la retraite dans le couple. Ces résultats additionnels montrent que l'effet de la retraite est globalement bénéfique pour les individus ayant un emploi à faible pénibilité avant retraite alors qu'il est ambigu pour les emplois à haute pénibilité. Ensuite, concernant les effets indirects, la retraite de la femme semble particulièrement influencer sur le comportement de

l'homme lorsque ce dernier est encore actif. A l'inverse, la retraite de l'homme semble particulièrement influencer sur le comportement de la femme lorsqu'elle est déjà retraitée.

Enfin, un **troisième chapitre** étudie l'impact d'un programme de prévention sur l'arbitrage « assurance-autoprotection » des assurés. On suppose une situation dans laquelle un programme de prévention est proposé aux assurés, gratuitement et avec participation libre, et qui a pour conséquence de réduire le coût marginal de l'effort d'autoprotection. D'abord, l'option d'adhésion à un programme est introduite dans un modèle théorique d'assurance avec choix de couverture endogène où l'individu fait face au risque de dépendance. Les prédictions théoriques à l'équilibre montrent que les propriétés d'arbitrage de Ehrlich et Becker (1972) sont en partie remises en cause. Dans le cas général d'une prime d'assurance chargée, la relation entre couverture assurantielle et effort d'autoprotection reste indéterminée : la participation au programme a un impact positif sur l'effort, mais indéterminé sur le taux de couverture. Par contre, dans le cas spécifique d'une prime au voisinage de la prime actuarielle, la participation au programme a toujours un impact positif sur l'effort d'autoprotection mais cette fois-ci aucun impact sur la couverture assurantielle.

Ces prédictions théoriques sont testées empiriquement à partir de données d'enquête menée auprès d'un portefeuille d'assurés de plus de 40 ans d'une société mutualiste française. L'originalité de cette enquête est qu'elle renseigne sur les comportements de souscription d'assurance dépendance et d'autoprotection, i.e. si l'individu produit un effort pour maintenir ou développer ses capacités intellectuelles. De plus, le questionnaire élicite la participation potentielle des assurés à un programme de prévention et les préférences individuelles à partir de questions tirées de la méthodologie d'Arrondel et Masson (2014). La stratégie économétrique permet de mesurer l'impact causal de la participation au programme et de la souscription d'une assurance sur l'effort. En premier lieu, en contrôlant uniquement par les facteurs observables utilisés par l'assureur pour tarifer, les résultats mettent en évidence la présence d'aléa moral *ex ante* et l'existence d'une forme de sélection avantageuse. La

participation au programme n'a par contre aucun impact sur l'effort ou sur la décision d'assurance. Cependant, lorsque l'on contrôle par les préférences individuelles (notamment les biais comportementaux), l'impact de l'assurance sur l'effort et la corrélation des facteurs inobservables deviennent non significatifs. De plus, la participation au programme a cette fois-ci un effet positif sur l'effort comme sur la décision d'assurance. Il semble donc que l'aléa moral mesuré initialement s'explique en réalité par l'impact des préférences individuelles, et non par des comportements stratégiques visant à bénéficier d'une rente informationnelle. Ensuite, la participation au programme, puisqu'elle renseigne sur les caractéristiques de l'assuré, permet de révéler la sélection avantageuse (initialement inobservable) à l'assureur. Ces résultats lèvent l'indétermination du modèle théorique en cas de prime d'assurance chargée : la relation entre assurance et effort d'autoprotection est une relation de complémentarité.

Cette thèse innove par rapport à la littérature existante sur plusieurs points. Premièrement, elle tire bénéfice de trois bases de données différentes permettant de mesurer ou contrôler plusieurs sources d'hétérogénéité traditionnellement inobservée : les préférences individuelles (dont les biais comportementaux) et les interactions sociales. Elle adopte également des stratégies économétriques basées sur l'estimation de modèles à équations simultanées, relativement peu utilisés dans la littérature. Notamment, ces derniers permettent de révéler des informations sur les déterminants inobservables des décisions individuelles contrairement aux méthodes classiques de traitement de l'endogénéité par l'estimateur des Moindres Carrés en Deux Étapes (MC2E).

Deuxièmement, la thèse traite de certains sujets relativement peu étudiés au niveau international. Si un champ de la littérature évalue l'effet des programmes de prévention sur les dépenses de santé, aucune analyse n'avait encore exploré la question de leur impact sur les comportements d'autoprotection ou de souscription d'assurance (chapitre 3). De même, la littérature portant sur les trois domaines de cette thèse (retraite, santé et dépendance) s'est

principalement concentrée à l'étranger et peu d'études permettaient d'apporter des conclusions sur le cas français. Par exemple, la littérature sur l'impact des programmes ou sur la présence d'asymétrie d'information sur les marchés assurantiels portait presque exclusivement sur le cas des États-Unis (Baicker, Cutler et Song, 2010 ; Finkelstein et McGarry, 2006 ; Cutler, Finkelstein et McGarry, 2008). Les chapitres 1 et 3 de cette thèse apportent donc des conclusions pour le cas spécifique du système institutionnel français.

## Limites et perspectives

Les travaux exposés dans cette thèse comportent toutefois plusieurs limites et suggèrent des pistes pour des recherches futures. D'abord, la modélisation du premier chapitre repose sur l'hypothèse que l'individu prend sa décision en absence de toute contrainte liée aux frictions sur le marché du travail. À ce titre, les faits stylisés montrent que le taux de chômage des 55-64 ans est plus faible que dans le reste de la population (COR, 2016), s'établissant à environ 6% pour la période d'étude (2011-2012). De même, la transition directe de l'emploi vers la retraite concerne la majorité des individus, les licenciements (notamment économiques) représentant 15% des départs sur la même période (OECD, 2015). Reste que la liberté de proroger le départ à la retraite pour bénéficier d'une pension plus importante pourrait être limitée pour certains individus aux profils spécifiques ou travaillant dans certaines zones géographiques. Des données plus détaillées permettraient alors de contrôler finement les secteurs d'activités ou le taux de chômage local dans les analyses économétriques.

Pour le second chapitre, l'étude mesure les effets de la retraite uniquement à court terme. De même, l'utilisation des données d'enquête européenne *SHARE* autorise une analyse moins sensible aux particularités institutionnelles mais a pour contrepartie que les effets sont mesurés en moyenne pour les différents pays considérés. Toutefois, l'identification des effets de long terme et des interactions au sein des couples pour le seul cas français nécessiterait des données suffisantes, non disponibles à l'heure actuelle. Ensuite, si les résultats du chapitre mettent en



évidence une coordination entre conjoints, ils ne permettent pas d'apporter de conclusion précise quant à sa nature. En s'inspirant des travaux économétriques portant sur les interactions sociales (Manski, 1993, 2000), il s'agirait dans une prochaine étude de dégager et mesurer les effets propres des interactions endogènes, en les isolant de possibles effets liés aux interactions de contexte.

Pour ce qui concerne le troisième chapitre, la principale limite provient du fait que les données mobilisées permettent uniquement d'étudier la propension des individus à adhérer à un programme de prévention et non l'adhésion réelle. Ceci s'explique par le caractère relativement récent de la loi incitant les organismes assureurs à développer cette offre. De plus, si quelques programmes ont été mis en place, cette pratique reste encore limitée et est associée aux seuls contrats de complémentaire santé. Avant tout, les organismes assureurs sont peu enclins à généraliser cette offre du fait de la question de sa soutenabilité financière. Le chapitre apporte ainsi une réponse à ces interrogations par des résultats originaux permettant d'anticiper les effets du développement de tels programmes. Toutefois, ces résultats demanderont d'être confirmés à partir de l'observation réelle de la participation à un programme et de la mesure de l'effort de l'autoprotection dans le long terme. Au-delà, deux autres limites méritent d'être prises en considération. D'abord, la souscription d'une assurance dépendance est conditionnelle à une évaluation précise du risque de l'assuré, par le questionnaire médical. Un recueil de données élargi permettrait de contrôler le fait que certains individus souhaitant s'assurer n'ont toutefois pu souscrire une offre d'assurance dans les analyses économétriques. D'autre part, l'enquête utilisée dans le chapitre renseigne uniquement sur la détention d'une assurance mais n'apporte aucune information sur le type de contrat ou sur les garanties associées. De telles informations permettraient de modéliser, non pas la décision d'assurance, mais le choix de couverture et d'analyser plus finement les propriétés d'arbitrage entre assurance et autoprotection. En particulier, les individus caractérisés par des biais comportementaux, ou ceux plus enclins à participer à un programme, pourraient choisir de s'assurer uniquement par

des clauses additionnelles couplées aux contrats de complémentaires santé. En fin de compte, ils ne seraient alors que partiellement assurés pour le risque de dépendance.

Enfin, de manière générale, la mesure des préférences individuelles par questions d'enquête peut être sujette à discussion. Néanmoins, l'alternative principale que constitue l'étude des comportements en laboratoire semble particulièrement peu adaptée dans ce contexte du fait que les décisions s'opèrent sur des horizons temporels longs (Masson, 2010 ; Grijalva, Lusk et Shaw, 2014 ; Araujo et al., 2016). Reste que la méthodologie de construction des scores synthétiques et ordinaux mise en œuvre dans le chapitre 1 comporte certaines limites. Notamment, le choix des questions et leurs affectations à l'une ou l'autre des deux préférences individuelles (impatience de court et de long terme) sont subjectifs. Toutefois, les tests psychométriques vérifient la cohérence interne *ex post*, i.e. la fiabilité des mesures. A ce titre, les tests utilisés (*Item-rest correlation* et *Greatest Lower Bound*) permettent de pallier les limites du test usuel que constitue l'alpha de Cronbach (Cronbach et Shavelson, 2004 ; Trizano-Hermosilla et Alvarado, 2016). Ensuite, le chapitre 3 ne met pas directement en œuvre la méthodologie de *scoring* du fait d'un nombre important de valeurs manquantes mais utilise des questions qui en sont très fortement inspirées. L'affectation des questions aux mesures de l'une ou l'autre des six dimensions des préférences individuelles est notamment basée sur la littérature existante (Arrondel et Masson, 2014 ; Fontaine, Plisson et Zerrar, 2014). Cette dernière a montré que les scores construits à partir de ces questions étaient caractérisés par une forte stabilité dans le temps, mesurée sur différentes vagues de l'enquête *Pater* (Arrondel et Masson, 2014). D'autre part, l'utilisation de variables proxy pour contrôler l'influence des préférences individuelles est très courante dans les études économétriques testant la présence d'asymétrie d'information sur les marchés assurantiels (Cohen et Siegelman, 2010). L'analyse respecte donc les standards de la littérature existante et comporte les mêmes limites que la presque totalité des études sur le sujet (e.g. Finkelstein et McGarry, 2006 ; Cutler, Finkelstein et McGarry, 2008 ; Rowell, Nghiem et Connelly, 2017).

Pour finir, les conclusions et résultats de la thèse permettent d'apporter certaines recommandations pour l'élaboration des politiques publiques. D'abord, le chapitre 1 montre que les individus n'ont qu'une connaissance partielle des dispositifs institutionnels de retraite (décote, taux plein et surcote). À défaut, les personnes mal informées prennent leurs décisions en accordant plus de poids à leurs préférences et aux normes sociales. Bien que l'information représente un coût substantiel pour les pouvoirs publics, c'est vraisemblablement par ce canal que les incitations financières pourraient être plus efficaces et efficientes (Chan et Stevens, 2008). À cela, le projet de réforme des retraites (Delevoeye, 2019) apporte plusieurs perspectives encourageantes. Au-delà des choix politiques et de pilotage du calcul des pensions et des âges légaux, le nouveau système par points devrait simplifier les règles officielles de départ. D'abord, le barème ne serait défini que par rapport à un âge légal de référence et supprimerait l'une des normes sociales que constitue la durée d'assurance. Ensuite, le projet de réforme intègre également l'offre de services dématérialisés pour consulter à tout moment les droits acquis ou simuler le montant futur de la retraite en fonction des différents âges potentiels de départ (Delevoeye, 2019)<sup>83</sup>. Cette offre devrait ainsi diminuer le coût de l'information et éviter que les assurés prennent connaissance de leurs droits au moment même de leurs choix de départ.

Concernant les politiques institutionnelles de prévention, le chapitre 2 montre que les individus occupant un emploi à forte pénibilité et les hommes proches de la retraite représenteraient des cibles prioritaires. D'autre part, les résultats de ce chapitre mettent aussi en évidence une absence d'effet de la retraite sur l'activité physique ou l'obésité, constituant dès lors des comportements à privilégier pour les campagnes d'information.

Enfin, les résultats du chapitre 3 sont encourageants sur l'impact potentiel des programmes de prévention. D'abord, la participation au programme ne semble pas provoquer d'effet d'éviction sur les comportements préventifs (autoprotection) ou sur la décision d'assurance. Ensuite, les individus manifestant une plus grande propension à adhérer sont,

---

<sup>83</sup> Ce point peut être trouvé à partir de la page 82 du rapport Delevoeye (2019).

toutes choses égales par ailleurs, moins averses au risque et plus impatients à court terme. Par conséquent, les programmes pourraient se révéler particulièrement efficaces pour limiter l'impact des biais comportementaux en augmentant l'information sur le risque santé. Par contre, si la participation au programme semble favoriser la décision d'assurance et la réduction de l'asymétrie informationnelle, elle ne permet pas forcément d'envisager une augmentation significative du taux de couverture observé dans la population. Si le développement des programmes de prévention doit être encouragé, il n'apporte pas de solution au constat que nombre d'individus à risque ne peuvent aujourd'hui s'assurer par le marché de l'assurance privée. Le débat sur le financement public du risque de dépendance reste donc entier, pour lequel le rapport Libault (2019) apporte quelques orientations, notamment sur la création d'un cinquième risque de la Sécurité sociale.

## Références

- Arrondel, L., et A. Masson. 2014. « Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise)? » *Economie et Statistique* 467 (1) : 5-49. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10244>.
- Baicker, K., D. Cutler, et Z Song. 2010. « Workplace wellness programs can generate savings ». *Health Affairs* 29 (2) : 304-11. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2009.0626>.
- Benallah, S. 2011. « Comportements de départ en retraite et réforme de 2003. Les effets de la surcote ». *Economie et Statistique* 441 (1) : 79-99. <https://doi.org/10.3406/estat.2011.9614>.
- Börsch-Supan, A. 2019. « Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 1. Release version: 7.0.0. » SHARE-ERIC. <https://doi.org/10.6103/share.w1.700>.
- Chan, S., et A. H. Stevens. 2008. « What you don't know can't help you: pension knowledge and retirement decision-making ». *The Review of Economics and Statistics* 90 (2) : 253-66. <https://doi.org/10.1162/rest.90.2.253>.
- COR. 2016. « Emploi et chômage des seniors en 2014 (4) ». Séance plénière du 30 Mars. Conseil d'Orientation des Retraites. <http://www.cor-retraites.fr/IMG/pdf/doc-3256.pdf>.
- Cronbach, L. J., et R. J. Shavelson. 2004. « My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures ». *Educational and Psychological Measurement* 64 (3) : 391-418. <https://doi.org/10.1177/0013164404266386>.
- Cutler, D. M., A. Finkelstein, et K. McGarry. 2008. « Preference heterogeneity and insurance markets: Explaining a puzzle of insurance ». *American Economic Review* 98 (2) : 157-62. <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.157>.
- Delevoye, J-P. 2019. « Pour un système universel de retraite ». Préconisations de Jean-Paul Delevoye, Haut-Commissaire à la réforme des retraites. [https://reforme-retraite.gouv.fr/IMG/pdf/retraite\\_01-09\\_leger.pdf](https://reforme-retraite.gouv.fr/IMG/pdf/retraite_01-09_leger.pdf).
- Ehrlich, I., et G. S. Becker. 1972. « Market insurance, self-insurance, and self-protection ». *Journal of Political Economy* 80 (4) : 623-48. <https://doi.org/10.1086/259916>.
- Engels, B., J. Geyer, et P. Haan. 2017. « Pension incentives and early retirement ». *Labour Economics*, EALE conference issue 2016, 47: 216-31. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.05.006>.
- Finkelstein, A., et K. McGarry. 2006. « Multiple dimensions of private information: evidence from the long-term care insurance market ». *American Economic Review* 96 (4) : 938-958. <https://doi.org/10.1257/aer.96.4.938>.
- Fontaine, R., M. Plisson, et N. Zerrar. 2014. « Dans quelle mesure les préférences individuelles contraignent-elles le développement du marché de l'assurance dépendance ? » *Economie et Statistique* 474 (1) : 35-68. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10510>.
- Grijalva, T. C., J. L. Lusk, et W. D. Shaw. 2014. « Discounting the distant future: An experimental investigation ». *Environmental and Resource Economics* 59 (1) : 39-63. <https://doi.org/10.1007/s10640-013-9717-0>.

- Libault, D. 2019. « Rapport de concertation grand âge et autonomie ». [https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/rapport\\_grand\\_age\\_autonomie.pdf](https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/rapport_grand_age_autonomie.pdf).
- Manski, C. F. 1993. « Identification of endogenous social effects: The reflection problem ». *The Review of Economic Studies* 60 (3) : 531. <https://doi.org/10.2307/2298123>.
- . 2000. « Economic analysis of social interactions ». *Journal of Economic Perspectives* 14 (3) : 115-36. <https://doi.org/10.1257/jep.14.3.115>.
- Masson, A. 2010. « La vie pour l'épargnant ne se réduit pas à un exercice de calcul : Les impasses des approches du cycle de vie standard et psycho-économique ». *Revue française d'économie* XXV (1) : 117. <https://doi.org/10.3917/rfe.101.0117>.
- OECD. 2015. *Pensions at a Glance 2015: OECD and G20 indicators*. OECD Pensions at a Glance. OECD. [https://doi.org/10.1787/pension\\_glance-2015-en](https://doi.org/10.1787/pension_glance-2015-en).
- Picchio, M., et J. C. van Ours. 2019. « The Mental Health Effects of Retirement ». Tinbergen Institute Discussion Paper, Rotterdam.
- Rowell, D., S. Nghiem, et L. B. Connelly. 2017. « Two Tests for Ex Ante Moral Hazard in a Market for Automobile Insurance ». *Journal of Risk and Insurance* 84 (4) : 1103-26. <https://doi.org/10.1111/jori.12161>.
- Staubli, S., et J. Zweimüller. 2013. « Does raising the early retirement age increase employment of older workers? » *Journal of Public Economics* 108 : 17-32. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.09.003>.
- Trizano-Hermosilla, I., et J. M. Alvarado. 2016. « Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements ». *Frontiers in Psychology* 7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>.

## Table des figures

FIGURE 1. ESPERANCE DE VIE ET ESPERANCE DE VIE SANS INCAPACITE EN FRANCE ET EN UE ....	2
FIGURE 2. LES DEPENSES DE PROTECTION SOCIALE POUR LA RETRAITE, LA SANTE ET LA DEPENDANCE EN FRANCE DE 1990 A 2017 .....	4
FIGURE 3. FONCTIONS D'ACTUALISATION ET INCOHERENCE TEMPORELLE .....	41
FIGURE 1.1. THE FINAL SAMPLE.....	77
FIGURE 1.2. THE EFFECTS OF SHORT-TERM AND LONG-TERM IMPATIENCE ON RETIREMENT WITH BONUS DECISION.....	93
FIGURE 2.1. DISCONTINUITIES IN RETIREMENT RATES AT ORA .....	124

## Liste des tableaux

TABLEAU 1. TAUX DE DECOTE ET SURCOTE EN FONCTION DE L'AGE ET DE LA DUREE DE REFERENCE.....	7
TABLE 1.1. SUMMARY STATISTICS.....	78
TABLE 1.2. ITEMS FOR SHORT-TERM AND LONG-TERM IMPATIENCE SCORES.....	81
TABLE 1.3. STATISTICS ABOUT INFORMATION AND RETIREMENT WITH BONUS .....	83
TABLE 1.4. ECONOMETRIC RESULTS.....	89
TABLE 1.A1. PROBABILITY TO RETIRE 'AS SOON AS POSSIBLE' .....	102
TABLE 2.1. SUMMARY STATISTICS.....	113
TABLE 2.2 STATISTICS ABOUT PREVENTIVE AND RISKY BEHAVIORS, BY GENDER. ....	116
TABLE 2.3. REFERENCE OFFICIAL RETIREMENT AGE BY COUNTRY AND GENDER.....	119
TABLE 2.4. DIRECT AND SPILLOVER EFFECT OF RETIREMENT ON FLU VACCINATION, PHYSICAL ACTIVITIES AND OBESITY .....	128
TABLE 2.5. DIRECT AND SPILLOVER EFFECT OF RETIREMENT ON SMOKING AND DRINKING BEHAVIORS .....	129
TABLE 2.6. HETEROGENOUS EFFECTS BY PHYSICALLY DEMANDING JOB STATUS .....	133
TABLE 2.7. HETEROGENEOUS EFFECTS DEPENDING ON RETIREMENT STATUS. ....	134
TABLE 2.A1. VARYING THE CHOICE OF THE WINDOW AROUND RETIREMENT CUTOFF .....	149
TABLE 2.A2. LINEAR VS. NONLINEAR FUNCTIONAL FORM OF AGE .....	150
TABLE 2.A3. ALTERNATIVE STRATEGY FOR THE CONTROL OF THE JOB PHYSICAL BURDEN .....	151
TABLE 2.A4. ALTERNATIVE DEFINITION OF RETIREMENT .....	152
TABLE 2.A5. STABILITY WITHOUT ADDITIONAL CONTROL VARIABLES .....	153
TABLE 3.1. SUMMARY STATISTICS .....	168
TABLE 3.2. EXPLANATORY VARIABLES.....	173
TABLE 3.3. INDIVIDUAL PREFERENCE VARIABLES.....	174
TABLE 3.4. ECONOMETRIC RESULTS.....	176