



Document de travail  
*Working paper*

Une analyse des déterminants  
socio-économiques de la fragilité  
des personnes âgées à partir des données  
de panel et rétrospectives de SHARE

Traduction du Document de travail n° 52

Nicolas Sirven (Irdes)

**DT n° 52 bis**

**Avril 2013**

La collection des documents de travail de l'Irdes est un support de diffusion de prépublications scientifiques. Cette collection a pour vocation de stimuler la réflexion et la discussion en matière d'analyse et de méthode économiques appliquées aux champs de la santé de la protection sociale ainsi que dans le domaine de l'évaluation des politiques publiques. Les points de vue des auteurs exprimés dans les documents de travail ne reflètent pas nécessairement ceux de l'Irdes. Les lecteurs des Documents de travail sont encouragés à contacter les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

\* \* \*

The IRDES Working Papers collection is established as a means to disseminate prepublication versions of scientific articles. This collection aims at stimulating reflection and discussion with regard to economic analysis and method applied to social health protection, as well as public policy assessment. The opinions expressed are the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of IRDES. Readers are encouraged to email authors with comments, critics and suggestions.

**IRDES** INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ  
10, rue Vauvenargues 75018 Paris • Tel. : 01 53 93 43 06 • Fax : 01 53 93 43 07  
www.irdes.fr • E-mail : publications@irdes.fr

- **Directeur de publication / Director of publication** Yann Bourgueil
- **Secrétariat général d'édition / Publisher** Anne Evans
- **Relectrice / Reviewer** Aurélie Pierre
- **Traduction / Translation** Agence Ubiquis
- **Maquettiste / Lay-out artist** Franck-Séverin Clérembault
- **Assistant à la mise en page / Lay-out assistant** Damien Le Torrec
- **Diffusion / Diffusion** Sandrine Béquignon, Suzanne Chriqui
- **Imprimé par / Printed by** RGP (Antony, 92)
- **Dépôt légal** : avril 2013 • **ISBN** : 978-2-87812-388-3 • **ISSN** : 2101-6386

## Sommaire

Résumé.....	3
Abstract.....	4
<b>1. Introduction.....</b>	<b>5</b>
<b>2. Cadre conceptuel.....</b>	<b>6</b>
2.1. Modèles médicaux de la fragilité .....	7
2.2. De la fragilité au modèle économique du capital santé .....	8
<b>3. Données.....</b>	<b>9</b>
3.1. Sources et échantillon .....	9
3.2. L'indice de fragilité .....	10
<b>4. Méthodes .....</b>	<b>13</b>
4.1. Options économétriques .....	13
4.1.1. Stratégie d'estimation.....	13
4.1.2. Tests de robustesse .....	15
4.2. Spécification des modèles.....	17
4.2.1. Covariables variant dans le temps.....	17
4.2.2. Covariables fixes dans le temps.....	18
<b>5. Résultats .....</b>	<b>20</b>
5.1. Différences d'évolution de la fragilité .....	20
5.2. Différences entre les niveaux de fragilité .....	23
<b>6. Conclusion.....</b>	<b>24</b>
<b>7. Références .....</b>	<b>25</b>
<b>8. Annexe .....</b>	<b>30</b>
<b>Table des illustrations .....</b>	<b>31</b>

## Remerciements

Ce travail a été soutenu par la Caisse nationale de solidarité pour l'autonomie (CNSA) et mené dans le cadre du programme de recherche européen sur le vieillissement FLARE 2 lancé par ERA-AGE2.

« Cet article utilise les données de la vague 4 de SHARE (version 1), arrêtées au 30 novembre 2012, celles des vagues 1 et 2 de SHARE (version 2.5.0), arrêtées au 24 mai 2011, ou celles de SHARELIFE arrêtées au 24 novembre 2010. Le recueil des données SHARE a essentiellement été financé par la Commission européenne à travers le Ve Programme cadre de recherche et développement (PCRD) (projet QLK6-CT-2001-00360 au sein du programme thématique sur la qualité de vie), à travers le VIe PCRD (projets SHARE-I3, RII-CT-2006-062193, COMPARE, CIT5-CT-2005-028857, et SHARELIFE, CIT4-CT-2006-028812) et à travers le VIIe PCRD (SHARE-PREP, N° 211909, SHARE-LEAP, N° 227822 et SHARE M4, N° 261982). Le financement additionnel provient de l'Institut national du vieillissement américain (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, R21 AG025169, Y1-AG-4553-01, IAG BSR06-11 et OGHA 04-064), du ministère de l'Education et de la Recherche allemand ainsi que d'autres sources nationales auxquelles nous exprimons notre gratitude (voir [www.share-project.org](http://www.share-project.org) pour la liste complète) ».

L'auteur tient enfin à remercier Laurent Davezies (Insee-Crest) pour ses commentaires avisés sur les modèles économétriques ; les professeurs Alberto Holly (HEC, U. Lausanne, SW), Brigitte Santos-Eggimann (IUMSP, U. Lausanne, SW) et François Béland (SOLIDAGE, U. Montréal, CA) pour les discussions constructives sur ce travail.

## Une analyse des déterminants socio-économiques de la fragilité des personnes âgées à partir des données de panel et rétrospectives de SHARE

Nicolas Sirven<sup>a, b</sup>

**RÉSUMÉ :** Les études récentes sur la demande de soins de long terme ont mis en évidence le rôle de la fragilité en tant que précurseur de la perte d'autonomie, indépendamment des maladies chroniques. La fragilité est définie comme un état de santé vulnérable résultant de la diminution de la réserve physiologique de la personne âgée. Ce concept médical est introduit ici dans un cadre d'analyse économique afin d'étudier le rôle des politiques sociales dans la prévention de la perte d'autonomie et le maintien de la qualité de vie des personnes en perte d'autonomie.

En utilisant quatre vagues de données de panel de l'enquête SHARE (Survey on Health, Ageing, and Retirement in Europe), un indice de fragilité est créé comme métrique de cinq critères physiologiques (modèle de Fried) pour des répondants âgés de 50 ans et plus dans dix pays européens, entre 2004 et 2011.

La dimension longitudinale est explorée de deux manières. Premièrement, les différences dans l'évolution de la fragilité sur une période de sept ans sont analysées à partir de variables pertinentes pour la politique sociale (soutien au revenu, aménagement du logement et prévention de l'isolement social) dans un modèle de panel à effets fixes. Deuxièmement, les effets fixes individuels sont décomposés grâce à un modèle à effets aléatoires avec une spécification à la Mundlak. Les données rétrospectives supplémentaires de SHARE sur l'histoire de vie (SHARELIFE) sont ensuite utilisées pour examiner les différences entre les niveaux de fragilité.

Les résultats révèlent la présence de plusieurs sources d'inégalités sociales au cours de la vie. Il s'avère donc que les systèmes de protection sociale jouent un rôle majeur dans l'accompagnement, la prévention ou la réduction du processus de perte d'autonomie. Plusieurs implications pour les politiques publiques sont suggérées.

**CODES JEL :** I12, J14, C23

**MOTS-CLEFS :** Demande en santé, Soins de long-terme, Soutien au revenu, Prévention, Econométrie de panel, Spécification à la Mundlak

---

<sup>a</sup> Maître de recherche - Institut de recherche et documentation en économie de la santé - IRDES – 10, rue Vauvenargues. 75018 Paris (FR)  
sirven@irdes.fr

<sup>b</sup> ERA-AGE2 - FLARE2 Visiting Fellow - SOLIDAGE (U. McGill & U. de Montréal, Québec, CA) & IUMSP (U. Lausanne, SW)

## On the Socio-Economic Determinants of Frailty: Findings from Panel and Retrospective Data from SHARE

Nicolas Sirven<sup>a, b</sup>

**ABSTRACT :** Recent studies on the demand for long-term care emphasised the role of frailty as a specific precursor of disability besides chronic diseases. Frailty is defined as vulnerable health status resulting from the reduction of individuals' reserve capacity. This medical concept is brought here in an economic framework in order to investigate the role social policies may play in preventing disability or maintaining life quality of people in a disablement process.

Using four waves of panel data from the *Survey on Health, Ageing, and Retirement in Europe* (SHARE), a frailty index is created as a count measure for five physiologic criteria (Fried model) for respondents aged 50+ in 10 European countries, between 2004 and 2011.

The longitudinal dimension is explored in two ways. First, differences in frailty dynamics over a seven-year-time period are analysed through variables that are relevant for social policy (income maintenance, housing adaptation, and prevention of social isolation) in a panel model for count data with fixed effects. Second, the individual fixed effects are decomposed by means of a random effects model with Mundlak specification. SHARE additional retrospective data on life history (SHARELIFE) are then used to investigate differences in frailty levels.

The results reveal the presence of various sources of social inequalities over the life-course. Social Protection Systems thus appear to play a major role in accompanying, preventing or reducing the frailty process. Several policy implications are suggested.

**JEL CODES:** I12, J14, C23

**KEYWORDS:** Demand for health, Long-term care, Income maintenance, Health prevention, Panel models for count data, Mundlak device

---

<sup>a</sup> Research Fellow - Institute for Research and Information on Health Economics - IRDES – 10, rue Vauvenargues. 75018 Paris (FR)  
sirven@irdes.fr

<sup>b</sup> ERA-AGE2 - FLARE2 Visiting Fellow - SOLIDAGE (U. McGill & U. de Montréal, Québec, CA) & IUMSP (U. Lausanne, SW)

« Dans la vie, rien n'est à craindre,  
Tout est à comprendre. »

Marie Curie

## 1. Introduction

L'augmentation sensible du nombre et de la proportion de personnes âgées en Europe au cours des prochaines décennies<sup>1</sup> associée aux éléments contradictoires concernant les tendances de l'espérance de vie en bonne santé<sup>2</sup> incitent les décideurs politiques à anticiper de graves problèmes économiques et de santé publique (OMS, 2011 ; OCDE, 2011, Commission européenne, 2012). La recherche récente montre cependant que tout n'est pas joué ; des politiques publiques peuvent relever le défi du vieillissement de la population, en particulier parce que les processus de vieillissement sont modifiables (Christensen *et al.*, 2009). Des améliorations du statut fonctionnel des personnes âgées pourraient améliorer leur qualité de vie et contribuer à atténuer l'augmentation de la demande, et donc des dépenses en matière de soins de longue durée. Ces perspectives plaident pour des stratégies de prévention de la perte d'autonomie et de promotion de la santé pour les Européens âgés (Heikkinen, 2003).

Des interventions efficaces pour éviter, réduire ou accompagner le processus de perte d'autonomie dans la population âgée nécessitent une connaissance approfondie des voies menant à la perte d'autonomie. De nombreuses recherches ont démontré l'importance des maladies chroniques comme contributeur principal de la perte d'autonomie (par exemple, Guccione *et al.*, 1994 ; Boulton *et al.*, 1996). La recherche récente sur les déterminants de la perte d'autonomie a mis en avant à la fois (i) le rôle de la fragilité comme précurseur médical spécifique de la perte d'autonomie, indépendamment des maladies chroniques (*cf.* Landrum, Stewart & Cutler, 2009), et (ii) l'influence des résultats socio-économiques améliorés dans la diminution des niveaux de perte d'autonomie pendant la période 1980-2000 (Schoeni, Freedman & Martin, 2009).

Ces découvertes amènent un certain espoir, d'abord parce que la fragilité est un « nouveau » candidat potentiel pour la prévention de la perte d'autonomie et la promotion de la santé. La fragilité est définie comme un état de santé vulnérable lié à une réduction multisystémique de la capacité de réserve d'une personne âgée (*cf.* Staudinger, Marsiske & Baltes, 1995 ; Spini *et al.*, 2007). L'évolution du processus de perte d'autonomie engendre des effets indésirables sur la santé (tels que la dépendance, les chutes, le besoin en soins de longue durée, et la mort, par exemple, Klein *et al.*, 2005 ; Bergman *et al.*, 2007). La fragilité est un état évolutif qui commence par un stade préclinique (Ferrucci *et al.*, 1996 ; Fried *et al.*, 2001) et qui laisse la place à des voies réversibles (Fried *et al.*, 2004), offrant ainsi des opportunités de détection et de prévention précoces. Des outils

<sup>1</sup> Selon l'Organisation des Nations unies (ONU, 2011), environ 30 % de la population européenne sera âgée de 65 ans ou plus d'ici 2060. De même, Eurostat prévoit que le nombre de personnes âgées de 80 ans ou plus sera quasiment multiplié par trois, passant de 21,8 millions en 2008 à 61,4 millions en 2060 (Giannakouris, 2008).

<sup>2</sup> La littérature n'indique pas de signes évidents de diminution de la perte d'autonomie parmi les personnes âgées en Europe : Dolbhammer & Kytir (2001), Nusselder (2003), Mor (2005), Fries (1980, 1989, 2005), Jagger *et al.* (2007), Lafortune & Balestat (2007), et Suhrcke, Fumagalli & Hancock (2010).

spécifiques à la fragilité ont déjà été développés afin de rendre ce concept opérationnel pour les professionnels de santé (Romero-Ortuno *et al.*, 2010) et les politiques de santé publique (Vermeulen *et al.*, 2011).

Une deuxième raison de se montrer confiant quant à une potentielle amélioration de l'état de santé suite à une démarche de prévention réside dans la relation encore inexplo- rée entre les caractéristiques des politiques sociales et le processus de perte d'autonomie – malgré l'importance mentionnée ci-dessus des situations socio-économiques dans ce processus. Seules quelques études récentes se sont intéressées au rôle des facteurs socio- économiques dans la distribution de la fragilité (Szanton *et al.*, 2011 ; Etman *et al.*, 2012) et elles n'ont pas spécifiquement tenu compte du rôle que les politiques sociales peuvent jouer dans la diminution de la fragilité ou le maintien de la qualité de vie des personnes touchées par le processus de perte d'autonomie.

Il est donc nécessaire d'enquêter sur l'influence des variables pertinentes pour les po- litiques sociales de lutte contre la fragilité. Trois domaines principaux d'intervention communs à la plupart des politiques sociales en Europe sont considérés : le soutien au revenu, l'aide à l'aménagement du logement et les mesures de prévention de l'isolement social. Bien que considérés comme des facteurs contribuant à réduire la vulnérabilité en « permettant aux individus d'atteindre un âge avancé, en réduisant les difficultés qu'ils doivent affronter vers la fin de leur vie, et en fournissant des soutiens compensatoires » (Grundy, 2006), il n'existe encore aucune preuve empirique de la manière dont ces trois composants de la politique sociale sont liés à la fragilité.

Ce travail contribue à la connaissance des situations individuelles vis-à-vis du processus de perte d'autonomie dans la population générale et fournit des recommandations utiles aux politiques sociales en Europe. Son ambition est de développer une analyse écono- mique de la fragilité jetant des ponts entre la littérature médicale et les sciences sociales. Plus spécifiquement, les questions suivantes sont étudiées : Quels sont les déterminants socio-économiques du processus de perte d'autonomie pour les adultes âgés ? Quelle population devrait être ciblée pour la prévention de la fragilité, et dans quelle mesure les systèmes de protection sociale apportent-ils un soutien adéquat aux adultes âgés confrontés aux difficultés qui se présentent aux stades précoces du processus de perte d'autonomie ? Cette étude utilise des données de panel individuelles recueillies entre 2004 et 2011 dans l'enquête *Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe* (SHARE) pour des répondants de 50 ans ou plus dans 10 pays européens. Les dimensions longi- tudinales sont explorées de deux manières. Premièrement, les différences d'évolution de la fragilité sur une période de sept ans sont analysées par le biais de variables pertinentes pour la politique dans un modèle avec effets fixes. Deuxièmement, les effets fixes indi- viduels sont décomposés grâce à un modèle à effets aléatoires avec une spécification à la Mundlak. Enfin, des données rétrospectives issues du volet « Histoire de vie » de SHARE (SHARELIFE) sont ensuite utilisées pour examiner les différences entre les niveaux de fragilité.

## 2. Cadre conceptuel

Les approches médicales de la fragilité fournissent des connexions théoriques avec le modèle du capital humain en économie. Un cadre général est proposé, dans lequel la réserve physiologique des personnes âgées est considérée comme un capital santé que les individus conservent à un âge avancé et dans lequel la fragilité est définie comme



un proxy de ces deux concepts. Le modèle du capital humain fournit ainsi les supports théoriques du lien entre le niveau de fragilité et les déterminants socio-économiques de l'individu.

## 2.1. Modèles médicaux de la fragilité

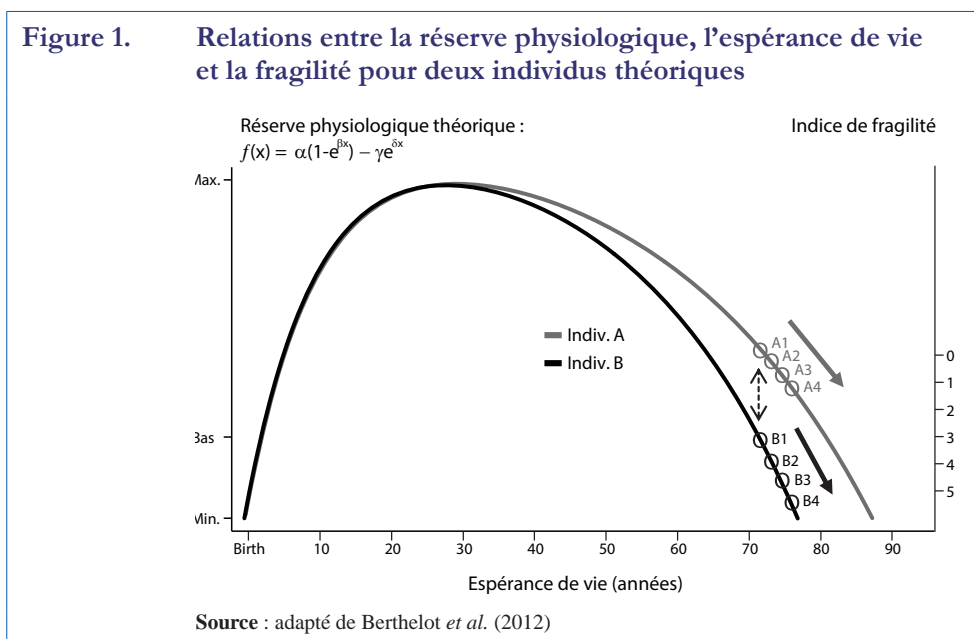
Les modèles distincts de la fragilité de Rockwood (Rockwood *et al.*, 1994) et de Fried (Fried *et al.*, 2001) prévalent dans la littérature médicale. Bien qu'ils partagent certaines similitudes, ils ont également des propriétés spécifiques. Le modèle de Rockwood définit la fragilité comme une accumulation de déficits résultant des changements physiologiques ou cognitifs multisystémiques (Mitnitski, Mogilner & Rockwood, 2001 ; Rockwood & Mitnitski, 2007). Contrairement aux critères de Fried décrits ci-dessous, le modèle de Rockwood peut intégrer la santé mentale du patient ou son statut physiologique de telle sorte que le risque de résultats indésirables puisse être défini plus précisément (Rockwood, Song & Mitnitski, 2011 ; Mitnitski, Fallah, Rockwood & Rockwood, 2011).

Le modèle de Rockwood est cependant typique du point de vue de la « boîte noire épidémiologique » en ce qu'il utilise un vaste ensemble de critères sans cadre théorique. Ce modèle holistique ne distingue pas les concepts de perte d'autonomie et de comorbidités. Il est également difficile à mettre en œuvre en raison du nombre important de variables (environ 70 variables couvrant diverses dimensions en matière de santé, de maladies, de limitations, d'attitudes, de comportements à risque, etc.), et il nécessite une traduction clinique supplémentaire en raison de sa complexité (Rockwood, Andrew & Mitnitski, 2007). L'approche de la fragilité adoptée par Fried est souvent préférée dans la littérature parce que (i) elle se distingue de la comorbidité et de la perte d'autonomie, en apportant de nouvelles méthodes de recherche et d'intervention, (ii) elle offre une opérationnalisation clinique directe, (iii) elle est parcimonieuse, plutôt simple et peu onéreuse à appliquer dans les enquêtes en population générale, et facilement comparable dans divers environnements.

La spécificité du modèle de Fried réside dans son intérêt strict pour la réserve physiologique (Fried *et al.*, 1994 ; Williamson & Fried, 1996). Laissant de côté la dimension cognitive<sup>3</sup>, le compromis entre un cadre complet ou cohérent penche ici en faveur de ce dernier. Les cinq dimensions de l'indice de fragilité de Fried (perte de poids, faiblesse musculaire, faible endurance ou manque d'énergie, lenteur, faible niveau d'activité physique) proviennent d'un ensemble de voies logiques commençant par les modifications musculosquelettiques issues de la sénescence et engendrant une sarcopénie, puis une diminution de la force musculaire, un ralentissement du taux métabolique au repos, une baisse des dépenses énergétiques totales et une malnutrition chronique afférente renforçant finalement la sarcopénie, etc. (Walston & Fried, 1999). Fried *et al.* (2001) mettent en jeu « ce cercle de la fragilité, représentant une spirale défavorable et potentiellement déclinante de la capacité énergétique » pour illustrer le processus de réduction de la réserve physiologique des individus (Walston, 2006).

---

<sup>3</sup> Mitnitski, Fallah, Rockwood & Rockwood (2011) comparent trois mesures de la fragilité comme prédicteur des déficiences cognitives : un index de fragilité basé sur l'Évaluation gériatrique complète, évalué à partir de 47 déficits potentiels, un score de fragilité clinique et le phénotype de fragilité de Fried. Ils ont découvert que les personnes âgées fragiles avaient un risque accru de déclin cognitif. Toutes les mesures de fragilité ont permis une quantification de la vulnérabilité individuelle et prédisent les changements cognitifs et la mortalité.



## 2.2. De la fragilité au modèle économique du capital santé

La Figure 1 présente les relations théoriques entre la réserve physiologique non observée et l'espérance de vie pour deux individus théoriques. Une échelle inversée présente l'indice de Fried qui chiffre le nombre de critères de fragilité associés au statut physiologique d'un individu à un âge avancé. Cet indice va donc de 0 (non fragile ou robuste) à 5 (très fragile). Il est considéré dans la littérature comme une bonne variable de substitution de la réserve physiologique de l'individu à un âge avancé (Fried *et al.*, 2001, 2004). La tendance générale de la réserve physiologique suit un développement biphasique avec deux processus antagonistes d'amélioration avant le déclin (Berthelot *et al.*, 2012). Dans l'exemple, les deux individus A et B sont nés le même jour et ont connu des augmentations comparables de leurs réserves physiologiques jusqu'à atteindre un pic. Puis, le processus de déclin a commencé, de manière beaucoup plus forte pour B – pour une raison quelconque – et a créé un écart entre les deux réserves physiologiques. Finalement, B est décédé avant A. Pendant la dernière période de leur vie, l'indice de fragilité était plus élevé pour B que pour A. Certains auteurs ont avancé que l'indice de fragilité (de Fried ou de Rockwood) est une bonne variable de substitution pour l'âge biologique (Mitnitski *et al.*, 2004 ; Schuurmans *et al.*, 2004).

Du point de vue de l'économie de la santé, la réserve physiologique peut être associée au concept de capital santé (Grossman, 1972, 2000 ; Bolin, 2011) ; l'analogie est particulièrement adaptée lorsqu'il s'agit du processus de diminution de la réserve physiologique. La théorie économique standard considère que chaque individu est né avec une certaine quantité de capital santé, qui diminue avec l'âge, et il est censé produire des investissements en matière de santé afin de faire coïncider la quantité de santé réalisée avec la quantité demandée. Des ressources supplémentaires doivent être déployées pour maintenir le stock de santé à un certain niveau parce que le taux de dépréciation augmente dans le temps<sup>4</sup>. L'âge affecte donc la demande en matière de santé en rendant la possession d'un certain niveau de capital santé plus onéreuse. Par conséquent, le modèle prédit

<sup>4</sup> Comme l'indiquent les estimations de la réserve physiologique théorique de Berthelot *et al.* (2012).

que la santé diminue avec l'âge et que les individus disposant des ressources les plus importantes ont une plus grande capacité à conserver leur stock de santé. Dans notre cas, la référence à la théorie du capital santé permet de mobiliser les caractéristiques socio-économiques des individus pour expliquer les différences de niveaux de réserve physiologique (les « écarts » symbolisés par la double flèche en pointillés dans la Fig. 1) et leurs évolutions (les « pentes » symbolisées par les deux vecteurs dans la Fig. 1). Dans ce contexte, la fragilité est une variable de substitution pour la réserve physiologique comme pour le capital santé à un âge avancé. L'indice de fragilité est mesuré ci-après à l'aide des données de panel issues de SHARE.

### 3. Données

Les analyses empiriques sont généralement plus pertinentes pour les politiques de prévention lorsqu'elles reposent sur des observations en population générale. La définition de l'échantillon de travail répond ici à cette condition et minimise les biais de sélection potentiels. La distribution de l'indice de fragilité dans l'échantillon de travail coïncide avec les résultats précédents en population générale.

#### 3.1. Sources et échantillon

L'enquête *Survey on Health, Ageing, and Retirement in Europe* (SHARE) est une cohorte multidisciplinaire et transnationale de données individuelles sur la santé, le statut socio-économique et les relations sociales et familiales de plus de 80 000 répondants de 50 ans ou plus (cf. Börsch-Supan & Jürges, 2005). Onze pays ont contribué à la première enquête SHARE en 2004 (Israël a également participé, mais uniquement à la première vague). Les diverses régions d'Europe sont représentées de manière équilibrée, allant de la Scandinavie (Danemark et Suède) à la Méditerranée (Espagne, Italie et Grèce), en passant par l'Europe centrale (Autriche, France, Allemagne, Suisse, Belgique et les Pays-Bas). D'autres données ont été recueillies en 2006-2007 pendant la deuxième vague de SHARE dans ces pays, et en République tchèque, en Pologne et en Irlande. SHARELIFE, la troisième vague du projet, a été menée en 2008-2009 sur la même population (excepté l'Irlande). Cette fois, les répondants ont été questionnés sur leur histoire de vie. Différents domaines tels que la santé dans l'enfance, l'éducation, la carrière professionnelle, la vie de famille, le logement, etc., ont été sondés, ce qui a fourni des informations utiles sur les situations initiales et les évolutions au cours de la vie. En 2010, l'Estonie, la Slovaquie, la Hongrie et le Portugal se sont joints à la quatrième vague de SHARE, qui est la troisième vague de panel de l'enquête après le questionnaire SHARELIFE sur l'histoire de vie.

L'échantillon retenu ici se compose de 17 501 individus correspondant à 60 096 observations, dont 40 040 appartiennent aux vagues de panel 1, 2 ou 4, et 20 056 viennent de SHARELIFE (Tableau 1). Cet échantillon est limité à 10 pays d'Europe représentant les régions du nord (Danemark, Suède, Pays-Bas) du centre (Autriche, Allemagne, France, Belgique, Suisse) et du sud (Italie, Espagne). Les pays exclus sont ceux qui (i) n'ont pas participé à SHARELIFE, rendant impossible l'examen des différences en matière de fragilité du point de vue de l'histoire de vie ; ou (ii) n'ont pas participé aux trois vagues de panel normales. L'objectif est ici d'éviter un biais systématique lié aux observations manquantes pour certains pays. Parmi ces 10 pays, les individus retenus dans l'échantillon étaient ceux qui avaient participé à SHARELIFE (vague 3) et également au moins une fois à une vague de panel normale (vague 1, 2 ou 4). Enfin, seules les matrices de

données de rang plein sont conservées pour chaque vague ; les observations comportant des données manquantes sont donc supprimées. Ces deux dernières règles contribuent à considérer un panel non-cylindré dans l'analyse (Tableau 2). Notons que 93,4 % de l'échantillon est observé deux (N=14 322) ou trois fois (N=23 067) dans les vagues de panel normales. Seuls 6,6 % de l'échantillon (N=2 651) ne fournissent pas d'informations sur la dynamique du processus de perte d'autonomie car ils ne sont observés qu'une seule fois en dehors de SHARELIFE.

**Tableau 1. Échantillon du panel sélectionné dans SHARE**

Pays	Vague 1	Vague 2	Vague 3	Vague 4	Total
Autriche	633	584	842	442	2 501
Allemagne	1 145	1 487	1 861	1 166	5 659
Suède	1 478	1 415	1 945	1 181	6 019
Pays-Bas	1 427	1 629	2 202	1 433	6 691
Espagne	1 088	1 238	2 094	1 075	5 495
Italie	1 398	1 955	2 496	1 642	7 491
France	1 443	1 696	2 459	1 426	7 024
Danemark	928	1 771	2 098	1 464	6 261
Suisse	534	1 067	1 256	923	3 780
Belgique	2 274	2 232	2 803	1 866	9 175
Total	12 348	15 074	20 056	12 618	60 096

**Tableau 2. Caractéristiques de l'échantillon non-cylindré**

Pays	Observations répétées dans les trois vagues de panel			
	Une fois	Deux fois	Trois fois	Total
Autriche	111	522	1 026	1 659
Allemagne	269	1 456	2 073	3 798
Suède	223	1 298	2 553	4 074
Pays-Bas	263	1 616	2 610	4 489
Espagne	363	1 340	1 698	3 401
Italie	358	1 772	2 865	4 995
France	377	1 662	2 526	4 565
Danemark	297	1 880	1 986	4 163
Suisse	134	1 220	1 170	2 524
Belgique	256	1 556	4 560	6 372
Total	2 651	14 322	23 067	40 040

### 3.2. L'indice de fragilité

Des études antérieures utilisant les données de SHARE dérivent un indice de fragilité basé sur les cinq critères du modèle Fried (Santos-Eggiman *et al.*, 2009 ; Romero-Ortuno *et al.*, 2010 ; Etman *et al.*, 2012). L'opérationnalisation de ces critères a nécessité une adaptation du contenu de l'enquête SHARE pour laquelle la définition de Santos-Eggiman *et al.* (2009) a été utilisée :

- *L'épuisement* a été identifié comme une réponse positive à la question : « Le mois dernier, avez-vous manqué d'énergie pour faire ce que vous vouliez faire ? (oui/non). »
- La perte de poids a été définie par le signalement d'une « diminution de l'envie de manger » en réponse à la question « Comment décririez-vous votre appétit » ou, dans le cas d'une réponse non codable à cette question, en répondant « moins » à la ques-

**Tableau 3. Distribution de l'indice de fragilité par vague et sexe**

(En %)

Indice de fragilité	Vague 1			Vague 2			Vague 4			Total		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
0	3 653 64,8	2 649 39,5	6 302 51,0	4 433 63,0	3 213 39,9	7 646 50,7	3 391 58,3	2 343 34,5	5 734 45,4	11 477 62,1	8 205 38,1	19,682 49,2
1	1 414 25,1	2 192 32,6	3 606 29,2	1 810 25,7	2 630 32,7	4 440 29,5	1 561 26,8	2 206 32,4	3 767 29,9	4 785 25,9	7 028 32,6	11 813 29,5
2	400 7,1	1 104 16,4	1 504 12,2	554 7,9	1 295 16,1	1 849 12,3	526 9,0	1 212 17,8	1 738 13,8	1 480 8,0	3 611 16,8	5 091 12,7
3	130 2,3	492 7,3	622 5,0	178 2,5	567 7,0	745 4,9	229 3,9	625 9,2	854 6,8	537 2,9	1 684 7,8	2 221 5,5
4	34 0,6	228 3,4	262 2,1	50 0,7	273 3,4	323 2,1	93 1,6	330 4,9	423 3,4	177 1,0	831 3,9	1 008 2,5
5	3 0,1	49 0,7	52 0,4	6 0,1	65 0,8	71 0,5	19 0,3	83 1,2	102 0,8	28 0,2	197 0,9	225 0,6
<b>Total</b>	<b>5 634</b> 100	<b>6 714</b> 100	<b>12 348</b> 100	<b>7 031</b> 100	<b>8 043</b> 100	<b>15 074</b> 100	<b>5 819</b> 100	<b>6 799</b> 100	<b>12 618</b> 100	<b>18 484</b> 100	<b>21 556</b> 100	<b>40 040</b> 100

**Tableau 4. Prévalence de 2 critères de Fried ou plus par sexe et catégorie d'âge**

(En %)

Pays	Hommes					Femmes					Total				
	50-59	60-69	70-79	80+	Total	50-59	60-69	70-79	80+	Total	50-59	60-69	70-79	80+	Total
Autriche	14,5	9,9	12,0	26,9	12,8	16,1	17,8	34,8	61,2	25,9	15,4	14,2	25,8	48,2	20,3
Allemagne	5,4	7,3	12,3	30,9	9,2	9,4	15,4	30,3	59,2	19,2	7,7	11,3	20,8	47,3	14,4
Suède	3,8	4,6	9,0	24,6	7,5	13,7	14,5	28,9	58,8	21,7	9,3	10,0	19,5	42,4	15,1
Pays-Bas	6,4	7,0	11,0	21,6	8,8	12,9	16,8	30,3	49,7	20,4	10,1	12,2	20,9	36,3	15,0
Espagne	9,4	15,0	26,5	47,4	19,7	30,6	45,9	64,1	81,2	49,9	21,3	31,9	46,0	6,3	36,3
Italie	9,1	12,3	21,3	39,9	15,9	26,8	34,4	57,2	76,9	39,7	19,6	24,1	38,3	58,8	28,6
France	8,0	9,2	22,0	41,8	14,5	20,2	29,0	44,0	70,0	34,2	14,5	20,2	34,2	59,3	25,4
Danemark	6,8	7,8	14,8	23,6	10,1	15,2	16,8	34,8	60,0	24,8	11,3	12,4	25,6	46,5	17,9
Suisse	6,5	4,1	7,2	20,4	6,9	10,2	13,4	31,0	53,2	20,8	8,6	9,1	19,3	41,0	14,5
Belgique	7,6	9,0	18,4	33,8	13,1	17,4	25,2	43,1	62,3	31,0	12,7	17,6	31,5	49,6	22,6
<b>Total</b>	<b>7,4</b>	<b>8,6</b>	<b>16,5</b>	<b>31,9</b>	<b>12,0</b>	<b>17,5</b>	<b>23,4</b>	<b>41,4</b>	<b>63,7</b>	<b>29,3</b>	<b>13,0</b>	<b>16,5</b>	<b>29,4</b>	<b>50,1</b>	<b>21,3</b>

tion suivante : « Mangez-vous plus ou moins que d'habitude ? »

- *La faiblesse* était déduite de la plus élevée de quatre mesures dynamométriques consécutives de force de préhension (deux pour chaque main), en appliquant des coupes liées au sexe et à l'indice de masse corporelle par quintiles de distribution.
- *La lenteur* a été définie en utilisant les questions de mobilité : « À cause d'un problème de santé, avez-vous des difficultés [qui dureront probablement plus de trois mois] à parcourir 100 mètres à pied ? » ou « ... à monter un étage sans faire de pause ? ».
- *La faible activité physique* correspondait aux réponses des participants « une à trois fois par mois » ou « presque jamais ou jamais » à la question « Combien de fois pratiquez-vous des activités qui nécessitent un niveau faible ou modéré d'énergie telles que jardiner, laver la voiture ou vous promener ? ».

Conformément aux études précédentes, un point a été attribué pour chaque critère rempli. Dans ce cas, l'indice de fragilité est un score allant de 0 à 5, où chaque critère contribue au score de la même manière<sup>5</sup>. C'est une pratique standard dans la littérature de définir des seuils dans ce score de fragilité : 0 non-fragile ou robuste, 1-2 pré-fragile et 3-5 fragile. Bien que ce soit particulièrement utile pour les professionnels de santé, une telle dichotomie arbitraire n'est pas nécessaire ici. Par ailleurs, l'utilisation de la variable sans seuils définis semble judicieuse pour étudier la fragilité comme état progressif.

L'indice de fragilité est disponible pour les trois vagues de panel de SHARE (vagues 1, 2 et 4), puisque SHARELIFE n'a pas réuni suffisamment de mesures pour calculer l'indice. La distribution de l'indice de fragilité est répartie ci-après selon différentes variables principales : date, âge, sexe et pays de résidence (Tableaux 3-4). Dans les détails, on remarque :

- *Une faible prévalence de la fragilité extrême.* Moins d'1 % de l'échantillon est crédité avec la valeur extrême (5) de l'indice de fragilité à chaque vague. Selon les seuils donnés par le modèle de Fried, seuls 8,6 % de la population sont « fragiles » sur toute la période (score de fragilité  $\geq 3$ ). Ceci est certainement dû à la proximité de la mort des personnes ayant des valeurs de fragilité extrêmes.
- *Cependant, plus de 20 % de la population âgée de 50 ans ou plus est potentiellement impliquée dans un processus de perte d'autonomie.* 21,3 % de l'échantillon sont crédités d'au moins deux critères du modèle de Fried sur les trois vagues. Les valeurs de l'indice de fragilité augmentent (i) avec le temps écoulé entre les vagues (par exemple, 19,7 % de l'échantillon ont au moins deux critères de Fried dans la vague 1 alors que le chiffre passe à 24,8 % dans la vague 4) et (ii) entre les cohortes d'âge (16,5 % de l'échantillon global sont crédités d'au moins deux critères de Fried entre 60 et 69 ans, contre 31,5 % pour les 70-79 ans et jusqu'à 49,6 % des 80 ans et plus).
- *Les femmes ont des valeurs d'indice de fragilité plus élevées que les hommes.* 29,4 % des femmes de l'échantillon ont un score de fragilité  $\geq 2$  contre seulement 12,1 % des hommes sur cette période. Ces résultats restent vrais lorsqu'ils sont décomposés par pays ; le gradient général nord-sud (les pays du Nord ont des valeurs d'indice de fragilité plus faibles) est également plus favorable pour les hommes en termes d'indice de fragilité.

<sup>5</sup> Cette hypothèse particulière nécessite d'être examinée en profondeur dans un autre cadre. En se basant sur les données SHARE, King-Kallimanis, Savva & Kenny (2012) ont découvert que même si un modèle à variable latente unique pour le phénotype de fragilité de Fried est défendable, les coefficients et seuils de saturation ne sont pas fixes dans tous les pays, ce qui suggère que des comparaisons directes de la prévalence de la fragilité entre les pays ne sont peut-être pas appropriées.

Ces statistiques descriptives restent cohérentes avec les résultats généraux des études précédentes sur la fragilité (par exemple, Santos-Eggiman *et al.*, 2009). L'analyse *ceteris paribus* des déterminants socio-économiques de la fragilité vise à fournir de nouveaux éléments sur la distribution et l'évolution du processus de perte d'autonomie.

## 4. Méthodes

L'analyse économétrique de l'indice de fragilité dépend de la façon dont est considérée la variable expliquée : elle peut être définie comme (i) une mesure de comptage du nombre de critères remplis, (ii) un taux de fragilité si l'on considère le rapport entre les « succès » et les « échecs » pour les cinq tirages binomiaux (les 5 critères de Fried), ou même (iii) une réponse en échelle de catégories ordonnées. Les trois options sont examinées, avec un intérêt particulier pour la première, en raison des bonnes propriétés statistiques de l'estimateur Poisson à effets fixes. Les différents modèles sont présentés ci-dessous, leur spécification découle de la théorie du capital santé et est axée sur les variables socio-économiques pertinentes pour la politique sociale.

### 4.1. Options économétriques

Les modèles économétriques pour une variable de comptage sont bien connus en économie de la santé lorsqu'il s'agit de données transversales. En comparaison, les modèles de panel pour les variables de comptage sont moins répandus dans la littérature. Tout comme dans l'approche linéaire, les effets fixes et les effets aléatoires sont des alternatives concurrentes, bien que les modèles de corrélation utilisant l'approche de Chamberlain (tels que suggérés par Mundlak, 1978 et généralisés par Chamberlain, 1982) puissent également être extrêmement utiles.

#### 4.1.1. Stratégie d'estimation

Soit  $y_{it}$ , l'indice de fragilité de l'individu  $i$ ,  $i = 1, \dots, N$ , au temps  $t$ ,  $t = 1, \dots, T$ ; et  $X_{it}$  représentant la matrice de données de rang plein des variables explicatives. Le modèle exponentiel couramment utilisé pour les données de comptage en panel suppose une hétérogénéité multiplicative :

$$E(y_{it} | X_{it}, c_i) = c_i \exp(X_{it}\beta) \quad (1)$$

où  $c_i$  est un facteur multiplicatif pour le terme individuel spécifique. Si nous supposons que

$$c_i = \exp(e_i) \quad (2)$$

alors, on définit implicitement un modèle de régression.

$$y_{it} = \exp(X_{it}\beta + e_i) + u_{it} \quad (3)$$

Plusieurs estimateurs possible de  $\beta$  sont donnés dans la littérature, en fonction des différentes hypothèses retenues (Wooldridge 2010: Chap 18). Les options économétriques retenues ci-dessous sont axées sur deux modèles de Poisson à estimer par Maximum de vraisemblance (ML), avec des Effets fixes individuels (FE) ou aléatoires (RE). Ce dernier est un cas spécifique du précédent, dans lequel sont ajoutées des hypothèses structurelles. Comme dans le cas linéaire, le modèle RE est construit sur le modèle FE. Les

hypothèses suivantes sont communes aux modèles de Poisson FE et RE. Tout d'abord, l'hypothèse d'exogénéité stricte<sup>6</sup> de  $X_{it}$  par rapport à  $c_i$

$$E(y_{it} | X_{it}, c_i) = E(y_{it} | X_{i1}, \dots, X_{iT}, c_i). \quad (4)$$

Deuxièmement, suite aux travaux pionniers de Hausman, Hall & Grilliches (1984), deux suppositions auxiliaires communes aux modèles FE et RE sont généralement posées, bien qu'elles ne soient pas nécessaires dans le cas des FE.

$$y_{it} | X_{it}, c_i \sim \text{Poisson}[c_i \exp(X_{it}\beta)] \quad (5)$$

$$y_{it}, y_{ir} \text{ sont conditionnellement indépendants par rapport à } x_{it}, c_i, \text{ avec } t \neq r. \quad (6)$$

À ce stade, le modèle FE Poisson peut être estimé. Les principaux avantages de ce modèle découlent des propriétés de (4) l'hypothèse d'exogénéité stricte. L'estimateur FE est cohérent sous (4) uniquement, et l'estimateur de variance robuste est valide<sup>7</sup> et permet n'importe quelle dispersion de la distribution de Poisson et de dépendance temporelle arbitraire, de telle sorte que (5) et (6) ne sont pas nécessaires lorsque (4) tient<sup>8</sup>. L'estimateur *Within* du modèle FE Poisson a des propriétés très utiles et est particulièrement pertinent dans l'analyse des différences des changements de l'indice de fragilité dans le temps (différences de « pentes » dans la figure 1).

Néanmoins, le modèle FE Poisson présente deux inconvénients majeurs dans notre cas : (i) les individus avec  $y_{it} = 0$  pour tous les  $t$  sont retirés de l'échantillon d'estimation parce que la moyenne conditionnelle a une forme exponentielle, et (ii) les variables explicatives fixes dans le temps sont éliminées de l'équation par différence avec leur moyenne – tout comme dans le cas linéaire. Cependant, on peut croire que les personnes qui ne se sont jamais senties fragiles de 2004 à 2011 sont potentiellement intéressantes dans le contexte des stratégies de prévention de la perte d'autonomie. L'analyse bénéficierait également de certaines variables clés telles que la date de naissance, le sexe et le pays de résidence, et de conditions rétrospectives. Ces dernières variables seraient « silencieuses » dans le modèle FE puisque les effets permanents sont pris en compte dans  $c_i$ .

Pour surmonter certaines de ces restrictions inhérentes au modèle FE Poisson, une version améliorée en est spécifiée pour décomposer les effets fixes individuels par le biais de variables permanentes, et inclure les individus pour qui  $y_{it} = 0$  sur la période.

<sup>6</sup> Notons que les procédures FE et RE reposent sur (4) l'hypothèse d'exogénéité stricte de  $X_{it}$  dépendant de  $c_i$ . Puisqu'il est important de vérifier si  $H_0: E(X_{it}c_i) = 0$  est vrai, un test facile peut être mis en place (Wooldridge, 2010: 18.7.4) : (i) si  $W_{it}$  est un sous-ensemble de  $X_{it}$  qui échoue à l'hypothèse d'exogénéité stricte ; (ii) inclure  $W_{it}+1$  comme ensemble supplémentaire de covariables ; (iii) sous l'hypothèse nulle de l'exogénéité stricte, les coefficients sur  $W_{it}+1$  devraient être statistiquement insignifiants. Voir Blundell, Griffith & Windmeijer (2002) pour les modèles de données économétriques dans lesquels l'hypothèse d'exogénéité stricte est levée.

<sup>7</sup> Lorsque l'on utilise des panels courts ( $T$  faible), FE Poisson fournit des estimations plus efficaces que le modèle RE. De plus, l'estimation ML du modèle RE est calculée en utilisant la quadrature, qui est une approximation dont l'exactitude dépend partiellement du nombre de points d'intégration utilisés.

<sup>8</sup> Cameron & Trivedi (1998) notent que l'une des raisons de l'échec de la régression de Poisson dans un environnement transversal est l'hétérogénéité non observée. Bien que l'hétérogénéité non observée négligée engendre une surdispersion et un excès de zéros (Jones, Rice, Bago d'Uva & Balia, 2007), l'utilisation de FE Poisson avec une hétérogénéité non observée multiplicative dans les données de panel devrait bien fonctionner, quelle que soit la distribution de la variable dépendante : « A part pour la moyenne conditionnelle, la distribution de  $y_{it}$  n'a pas besoin d'être discrète ; elle peut être constante ou avoir des caractéristiques discrètes et constantes. » (Wooldridge, 2010: 18.7.4) Par exemple, la levée des hypothèses distributionnelles (par exemple, par modélisation négative-binomiale) n'a pas fourni de résultats similaires au modèle FE Poisson.



L'estimation du modèle RE Poisson standard nécessite toutes les hypothèses précédentes, spécifiquement (5) et (6), plus les deux hypothèses supplémentaires ci-dessous.

$$E(c_i | X_{i1}, \dots, X_{iT}) = E(c_i) = 1 \quad (7)$$

$$c_i \text{ est indépendant de } X_{iT} \text{ et distribué comme } (\delta, \delta) \quad (8)$$

L'hypothèse (8) est la plus controversée puisqu'il est probable que les composants fixes non observés  $c_i$  soient corrélés avec les variables explicatives,  $E(X_{it}c_i) \neq 0$ , et les estimateurs RE standards seront donc incohérents. Il est cependant possible « d'adoucir » l'hypothèse (8) en permettant à  $c_i$  and  $\bar{X}_i$  d'être corrélés.

$$c_i = a_i \exp(\bar{X}_i \gamma) = \exp(\bar{X}_i \gamma + a_i) \text{ with } a_i = \exp(a_i) \text{ and } \bar{X}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it} \quad (9)$$

Dans ce cas, le modèle de régression devient :

$$y_{it} = \exp(X_{it} \beta + \bar{X}_i \gamma + a_i) + u_{it} \quad (10)$$

L'équation (10) illustre l'implémentation de l'approche à la Mundlak (1978) dans un modèle économétrique. L'estimation de (10) par ML (maximum de vraisemblance) est simple dans le modèle à la Mundlak ; elle suit la procédure standard pour des modèles RE Poisson dans laquelle les moyennes temporelles des variables explicatives individuelles  $\bar{X}_i$  sont incluses comme variables indépendantes supplémentaires. Le choix entre le modèle RE Poisson standard et la spécification à la Mundlak est également simple ; un test joint des coefficients (Wald) pour  $H_0: \gamma = \mathbf{0}$  peut ici être interprété comme un test de Hausman.

La principale propriété du modèle RE de Mundlak est que les coefficients estimés des variables explicatives sont les mêmes que ceux obtenus avec un modèle FE. De plus, la liste des covariables  $X_{it}$  peut à présent être étendue pour inclure les variables permanentes, et l'échantillon d'estimation peut être étendu aux individus pour qui  $y_{it} = 0$  pour tous les  $t$ . Par conséquent, le modèle RE Poisson de Mundlak est particulièrement utile dans notre cas parce que l'estimateur *Within* peut toujours suivre les différences d'évolution de la fragilité (« pentes ») comme dans le modèle FE, alors que l'estimateur *Between* apporte des informations sur les différences de niveau de fragilité (« écarts ») dans l'ensemble de l'échantillon. Enfin, la combinaison du Modèle RE Poisson de Mundlak et de l'échantillon de panel non-cylindré permet de tenir compte d'un ensemble plus vaste de situations individuelles dans et hors du processus de perte d'autonomie.

#### 4.1.2. Tests de robustesse

La force du modèle FE Poisson réside dans le fait qu'il fournit des estimations sans biais et des écart-types (robustes) efficaces sous quelques hypothèses (principalement exogénéité stricte) et quelle que soit la distribution de  $Y_{it}$ : « Nous devons souligner le fait que, même si la principale application est pour les données de comptage, l'estimateur FE Poisson demeure valide pour peu que l'hypothèse [(4)] soit vraie. » (Wooldridge, 2010: 18.7.4). Néanmoins, pour avoir confiance dans les résultats fournis par les modèles de Poisson précédents, les options économétriques alternatives peuvent être explorées. En particulier, on peut ne pas être totalement satisfait (au moins d'un point de vue conceptuel) d'un indice de fragilité considéré comme une variable de comptage. Premièrement, la mesure de réponse est limitée entre 0 et 5, suggérant qu'une distribution binomiale fournirait des résultats supplémentaires intéressants (au moins pour

les septiques). Deuxièmement, traiter l'indice de fragilité comme une mesure continue du déclin physiologique pourrait être excessivement simple. A l'inverse, on peut reconnaître que l'indice de fragilité se compose en réalité de six catégories ordonnées (de 0 à 5) qui décrivent la réserve physiologique latente.

Considérons en premier lieu l'indice de fragilité comme un ratio comptant le nombre de « succès » et « d'échecs » à chacun des cinq « essais » (c'est-à-dire, critères) considérés dans le modèle de Fried. Dans ce cas, une nouvelle version de l'indice de fragilité mesurerait le taux de « succès » ou d'« échecs » totaux sur ces cinq essais, la variable de réponse étant alors définie comme  $0 \leq y_{it} \leq 1$ . Papke & Wooldridge (2008) ont considéré le modèle Pooled Fractional Probit (PFP ou PFProbit) pour gérer cette variable de réponse dans un contexte de panel. La forme fonctionnelle est donnée par :

$$E(y_{it} | X_{it}, c_i) = \Phi(X_{it}\beta + c_i) \quad (11)$$

où  $\Phi$  est la fonction de distribution cumulative normale standard. Bien que le modèle soit identifiable (par des méthodes semi-paramétriques) sous l'hypothèse d'exogénéité stricte uniquement, nous précisons une hypothèse de normalité conditionnelle *via* une approche à la Mundlak, car nous souhaitons comparer le modèle avec les estimations Poisson RE-Mundlak. L'effet fixe individuel est donné par :

$$c_i = \psi + \bar{X}_i \xi + a_i, \quad (12)$$

avec  $c_i | (X_{i1}, \dots, X_{iT}) \sim \text{Normal}(\psi + \bar{X}_i \xi, \sigma_a^2)$  et  $a_i | (X_i) \sim \text{Normal}(0, \sigma_a^2)$ , et où  $\sigma_a^2 = V(c_i | X_i)$ . Suivant Papke & Wooldridge (2008), le modèle de régression RE peut être écrit comme suit :

$$y_{it} = \psi_a + X_{it}\beta_a + \bar{X}_i \xi_a + a_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

où l'indice inférieur  $a$  représente la division du coefficient original par  $(1 + \sigma_a^2)^{1/2}$ . Les paramètres  $\psi_a$ ,  $\beta_a$  et  $\xi_a$  peuvent être estimés avec constance à l'aide d'une analyse Pooled (Fractional) Probit – ou *Population Average Probit for Fractional Response* – en utilisant la méthode GEE (Generalised Estimating Equations). De plus, l'extension de cette structure pour considérer une réponse ordonnée est simple.

Considérons à présent que  $y_{it} = j$  if  $\mu_{j-1} \leq y_{it}^* < \mu_j$  avec  $j = 1, \dots, 5$ . Sous une hypothèse d'exogénéité stricte (4) et les mêmes hypothèses de normalité conditionnelle sur l'effet fixe individuel que précédemment, le Probit ordonné par RE (ou OProbit) avec une approche à la Mundlak est défini par (*cf.* Greene & Hensher, 2010 : 9.2.) :

$$E(y_{it} | X_{it}, c_i) = \Phi(\mu_{aj} - X_{it}\beta_a - \bar{X}_i \xi_a) - \Phi(\mu_{aj-1} - X_{it}\beta_a - \bar{X}_i \xi_a). \quad (14)$$

Ici encore, l'indice inférieur  $a$  représente la division du coefficient original par  $(1 + \sigma_a^2)^{1/2}$ . Dans le cas du PFP comme dans le cas du Probit ordonné par RE,  $X_{it}$  peut contenir des variables fixes dans le temps, comme dans le modèle de Poisson RE-Mundlak. Les résultats attendus devraient être très proches de ceux obtenus dans le cas Poisson puisque la régression FE Poisson est un cas spécial du modèle PFP et le RE Ordered Probit est également un cas spécial du modèle PFP (Wooldridge, 2010 : 18).

## 4.2. Spécification des modèles

Trois ensembles de variables ont été retenus concernant les modèles à estimer : les covariables variant dans le temps, fixes dans le temps et rétrospectives qui peuvent être analysées ici comme des données fixes dans le temps tant que leur intervalle temporel ne s'étend pas au-delà de 2004 (date de début de la vague 1). Des statistiques descriptives sont données dans l'annexe.

### 4.2.1. *Covariables variant dans le temps*

Ces variables se concentrent sur trois domaines de la politique sociale. Tout d'abord, le caractère adéquat des revenus est particulièrement pertinent dans le contexte actuel. Des réformes récentes menées en Europe ont pour conséquence des pensions de retraite publique moins généreuses, « malgré une politique volontaire d'augmentation importante des revenus minimum dans de nombreux pays, engendrant une remarquable convergence des niveaux d'allocations relatifs »<sup>9</sup> (Goedemé, 2012). Comment les personnes âgées touchées par le processus de perte d'autonomie gèrent-elles les conséquences économiques de ce contexte ? L'adéquation des revenus est évaluée selon les quatre réponses possibles à la question : « En considérant le revenu mensuel total de votre foyer, diriez-vous que votre foyer arrive à joindre les deux bouts : » « avec de grandes difficultés ? », « avec quelques difficultés ? », « plutôt facilement ? » ou « facilement ? ». La première réponse est utilisée comme catégorie de référence pour les trois autres variables binaires.

Deuxièmement, la littérature empirique suggère que l'aménagement du logement renforce les résultats en matière de capacité fonctionnelle (Whal *et al.*, 2009), et que ces bénéfices sont de longue durée, et qu'ils s'étendent au-delà de la personne en perte d'autonomie pour soutenir la santé des autres membres de la famille (Heywood, 2004). La mesure de l'adaptation du logement découle d'une réponse positive (oui/non) à la question : « Votre logement est-il équipé de fonctions spéciales adaptées aux personnes touchées par une perte d'autonomie physique ou des problèmes de santé ? » Malheureusement, la question a uniquement été posée aux répondants qui avaient déménagé entre les vagues de panel normales. Pour les nombreuses personnes qui sont restées au même domicile pendant cette période, la question n'a pas été posée dans les vagues suivantes. Les informations « within » (« intra-individus ») ne s'étendent donc pas à tous les répondants et une spécification de modèle alternative doit également être prise en compte pour analyser les informations de type « between » (« inter-individus »).

Troisièmement, l'isolement social est associé à une détérioration de la santé : la perte d'un conjoint entraîne généralement une aggravation de l'état de santé, surtout dans la cohorte des plus âgés (par exemple, Liu, 2012), et la participation aux activités sociales et les autres variables du « capital social » ont un impact causal bénéfique sur la santé (Folland, 2007 ; D'Hombres *et al.*, 2010 ; Ronconi, Brown & Scheffler, 2010 ; Sirven & Debrand, 2012). L'isolement social est mesuré par trois variables. (i) Vivre sans conjoint depuis deux ans est une variable dichotomique (oui/non) découlant de la réponse aux

---

<sup>9</sup> De plus, les réformes ont été accompagnées de mesures visant à encourager le développement de plans de retraite personnels et professionnels puisque l'épargne du foyer est considérée comme insuffisante (Börsch-Supan & Brugavini, 2011). De ce point de vue, les gouvernements sont encouragés à augmenter et améliorer la capacité des individus à faire des choix judicieux, par exemple en favorisant la préparation individuelle, en réduisant les distorsions inhérentes aux formules de retraite, ou en choisissant une structure de choix améliorée (Fornero, Lusardi & Monticone, 2012). Bien que les fonds publics ne soient pas prévus pour couvrir l'intégralité des besoins financiers des personnes âgées, l'adéquation des revenus joue pourtant un rôle significatif en termes de politiques sociales.

questions « En quelle année avez-vous : « divorcé » ou « perdu votre conjoint(e) ? », et la date de l'entretien. (ii) Participer à des activités sociales est représenté par la réponse à la question « Avez-vous entrepris l'une de ces activités le mois dernier ? » Toute réponse positive aux propositions suivantes : « travail bénévole, cours ou formation, activités religieuses, politiques ou concernant la communauté » s'est vue attribuer le code 1, et les autres réponses, 0. (iii) En raison de l'endogénéité potentielle avec la fragilité, la réponse « Appartenir à un club de sport, un club social ou un autre type de club » a été utilisée séparément pour définir une variable binaire spécifique.

Les autres variables explicatives évoluant dans le temps incluent un indice binaire du statut professionnel indiquant si le répondant est actif au moment de l'étude. Comme l'on peut s'attendre à observer un *Effet du travailleur en bonne santé* (suggérant dans notre cas que les personnes ayant des niveaux plus élevés d'indice de fragilité ne sont pas sur ou quittent le marché du travail), la variable du statut professionnel a été décomposée par le nombre de jours de congés maladie à partir des questions « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous raté des jours de travail en raison de problèmes de santé ? » Et « Combien de jours, environ, avez-vous manqués ? » Quatre catégories en découlent : « n'a jamais manqué de jour de travail », « a manqué moins de 20 jours par an », « a manqué 20 jours par an ou plus », et une catégorie « absence de réponse ». La catégorie de référence reste la même : ne pas être actif au moment de l'étude. Notons que, les variables muettes indiquant la date de l'entretien ont également été incluses pour prendre en compte les différences temporelles entre les vagues de panel normales.

#### 4.2.2. *Covariables fixes dans le temps*

Les variables explicatives individuelles fixes incluent l'âge (année de naissance par décennies depuis 1910), le sexe, le niveau d'éducation (diplôme le plus important obtenu en trois catégories : aucun diplôme ou diplôme de l'enseignement primaire, diplôme du secondaire, études supérieures ou catégorie « sans réponse »), le statut d'immigrant (le répondant est-il né dans son pays de résidence), et les variables muettes pour le pays de résidence (la référence est la France). Les covariables rétrospectives fixes dans le temps issues de SHARELIFE incluent les suivantes :

*Périodes de problèmes de santé ou Blessures* : un indice binaire de santé, prenant la valeur 1 si le répondant indique une période de problèmes de santé pendant un cycle (> 1 an) ou s'il indique une blessure pendant un cycle (> 1 an). La perte d'autonomie physique à un âge avancé s'avère être associée aux facteurs de santé dans la jeunesse et le milieu de vie (Freedman *et al.*, 2008).

*Difficultés financières* : une variable muette indiquant si le répondant a connu des périodes de difficultés financières pendant sa vie. La perte d'autonomie physique à un âge avancé s'avère également être associée aux difficultés financières dans l'enfance et à l'âge adulte (Szanton, Thorpe & Whitfield, 2010).

*Problèmes de santé pendant l'enfance* : (i) la santé auto-évaluée rétrospective (SAR) à l'âge de 10 ans a été définie comme la réponse à la question « (Rétrospectivement), y a-t-il eu une période distincte pendant laquelle votre santé a été mauvaise par rapport au reste de votre vie ? ». Une variable binaire prend la valeur 1 si le répondant indique que sa santé dans l'enfance était en général excellente ou très bonne, et 0, pour une autre réponse (par exemple, plutôt bonne, mauvaise ou, spontanément, « Ma santé variait énormément ») ; et (ii) les maladies de l'enfance : donne une réponse positive à l'une des questions : « Avez-vous déjà fait un séjour à l'hôpital plus de trois fois sur une période

**Tableau 5. Déterminants de la fragilité – estimations FE-Poisson**

Variable dépendante :	Modèle	Autres spécifications		par région d'Europe		
		Occupation	Santé	Nord	Continental	Sud
Fragilité	FE Poisson					
Var. indep.	(M1)	(M1.2)	(M1.3)	(M1.4)	(M1.5)	(M1.6)
<b>Variant dans le temps</b>						
Tenir son budget						
avec grande difficulté	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
avec difficulté	-0,077***	-0,079**	-0,056***	0,017	-0,102***	-0,080***
assez facilement	-0,098***	-0,096**	-0,056**	-0,018	-0,125***	-0,077**
facilement	-0,123***	-0,117**	-0,084***	-0,038	-0,154***	-0,104*
Logement adapté	0,042	0,034	0,029	0,071	0,075	-0,214
Sans conjoint ≤ 2 ans	0,162***	0,164**	0,092**	0,194***	0,095	0,251***
Activités sociales	-0,074***	-0,077**	-0,047***	-0,091***	-0,082***	-0,038
Club sportif, etc.	-0,102***	-0,103**	-0,070***	-0,111***	-0,114***	-0,042
Statut professionnel						
En emploi	0,101***		0,101***	0,075	0,107**	0,142**
Sans emploi	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Statut prof. décomposé						
Donnée manquante en 2004		0,183***				
Aucune absence		-0,063				
Arrêts maladie < 20 jours		0,053				
Arrêts maladie ≥ 20 jours		0,304***				
Mesure de la santé						
Mauvais état de santé perçu			0,275***			
≥ 2 maladies chroniques			0,078***			
≥ 2 ADL			0,197***			
Échelle Euro-D			0,538***			
Test cognitif			-0,510***			
<b>Variables de temps</b>						
Vague 1	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Vague 2	0,083***	0,109***	0,056***	0,138***	0,107***	-0,012
Vague 4	0,347***	0,371***	0,281***	0,364***	0,389***	0,262***
Observations	26 608	26 608	26 218	7 922	12 535	6 151
Nombre d'individus	10 483	10 483	10 352	3 139	4 895	2 449
<b>H0: Tenir son budget <math>\beta=0</math></b>						
Chi <sup>2</sup> (Wald)	19,38	18,17	10,39	1,51	12,78	7,78
p-value	0,000	0,000	0,016	0,680	0,005	0,051
<b>H0: E(Ci,Xit)=0, exogénéité stricte</b>						
Chi <sup>2</sup> (Wald)	7,280					
p-value	0,507					
<b>H0: l'attrition de l'échantillon est exogène</b>						
Chi <sup>2</sup> (Wald)	7,88					
p-value	0,247					

Légende : \* p < 10 % ; \*\* p < 5 % ; \*\*\* p < 1 %. Note : les erreurs-types robustes sont utilisées.

de 12 mois pendant votre enfance ? » ou « Avez-vous manqué l'école pendant un mois ou plus à cause d'un problème de santé pendant l'enfance ? » (oui/non). Cet ensemble de covariables reflète ce que Hass (2008) appelle « le bras long » de la santé de l'enfant sur le statut sanitaire actuel.

*Comportement des parents* : trois variables dichotomiques (oui/non) découlent des items de réponse à la question : « Pendant votre enfance, l'un de vos parents ou tuteurs : » « Fumait-il ? », « Buvait-il beaucoup ? » ou « Avait-il des problèmes de santé mentale ? ». L'idée implicite découle d'un travail récent sur la transmission intergénérationnelle des inégalités sociales de santé (Trannoy *et al.*, 2010).

## 5. Résultats

La présentation et l'interprétation des résultats sont uniquement détaillées pour les estimations de Poisson car les vérifications de robustesse menées avec PFPprobit et Oprobit fournissent, comme attendu, des résultats très similaires. Ces dernières sont fournies dans le Tableau 6 uniquement pour information. Les relations entre l'indice de fragilité et l'ensemble varié des déterminants de la fragilité considérés ci-dessus sont examinées consécutivement dans un modèle FE-Poisson et un modèle RE-Poisson avec l'approche à la Mundlak. Le premier modèle est utilisé pour étudier les différences d'évolution de la fragilité entre 2004 et 2011 ; certaines spécifications alternatives sont comparées, et le modèle de base est estimé sur différents sous-échantillons. Le deuxième modèle est mobilisé pour analyser les différences entre les statuts de fragilité des individus. Une attention toute particulière est ici accordée au rôle des événements rétrospectifs de l'histoire de vie.

### 5.1. Différences d'évolution de la fragilité

Le Tableau 5 présente les coefficients estimés issus des modèles FE-Poisson. Les régressions sont basées sur un échantillon de 26 608 observations sur une période de deux ou trois vagues (panel non-cylindré), et les individus pour lesquels  $y_{it} = 0$  pendant tout les  $t$  sont retirés de l'échantillon. L'hypothèse d'exogénéité stricte est testée dans le modèle de base (M1) et le test de Wald indique que, dans notre cas, nous ne pouvons pas rejeter cette hypothèse. Par conséquent, l'estimateur FE possède ici des propriétés intéressantes : il est sans biais quelle que soit la distribution de  $y_{it}$ , et les erreurs types robustes sont valides, comme indiqué dans la section précédente. Notons que les variables muettes temporelles s'avèrent ici judicieuses (les coefficients sont significatifs et positifs), indiquant que les valeurs de l'indice de fragilité augmentent dans le temps, et corrigeant des écarts de mesure dans le temps entre les vagues de panel 1, 2 et 4.

Les estimations issues du modèle M1 donnent les résultats suivants. Premièrement, les individus indiquent des difficultés financières croissant avec l'aggravation de la fragilité. Le test de Wald indique que les coefficients des modalités de la variable de difficultés financières sont simultanément et significativement différents de zéro. Ces résultats concordent avec le modèle du capital santé et suggèrent que les ressources du ménage pourraient être inadaptées à mesure que le processus de fragilisation s'aggrave. Deuxièmement, bien que le coefficient sur l'aménagement du logement présente le signe attendu, il n'est pas statistiquement significatif. Comme indiqué auparavant, ce résultat peut être associé au fait que la question est uniquement variable dans le temps pour les individus qui ont déménagé entre les vagues. D'autre part, lorsque la variable

est traitée avec un estimateur de type « between » (c'est-à-dire sans contrôle de moyenne temporelle pour cette variable spécifique dans un modèle de type RE-Mundlak), le coefficient présente un signe positif ( $IRR = \exp(0,232) = 1,261$ ) et est extrêmement significatif ( $p < 1\%$ ) – résultats non présentés ici. Ceci indique que les valeurs plus élevées dans l'indice de fragilité sont associées à des logements adaptés. Troisièmement, l'isolement social compte : (i) la perte récente d'un conjoint a un effet important en contribuant à l'augmentation du processus de perte d'autonomie, le ratio du taux d'incidence est  $IRR = \exp(0,162) = 1,176$  ; alors que (ii) la participation aux deux types d'activités sociales évite des augmentations de la fragilité (ou peut même contribuer à inverser la tendance). Enfin, le coefficient sur le statut professionnel présente un résultat contre-intuitif (qui semble contredire l'Effet du travailleur en bonne santé) car les individus qui travaillent ont plus de risque de voir leur niveau de fragilité augmenter dans le temps que les personnes qui ne travaillent pas. Cet effet est étudié plus en détail dans le modèle suivant.

Le modèle M1.2 présente une spécification alternative de M1 dans laquelle le statut professionnel est décomposé pour les individus qui travaillent, selon le nombre de jours de congés maladie. Les autres coefficients du modèle n'en sont pas affectés et les informations supplémentaires apportées s'avèrent utiles. Une variable muette est insérée pour contrôler le fait que la variable est uniquement disponible depuis la vague 2. Les estimations du M1.2 suggèrent que le résultat contre-intuitif précédent sur le statut professionnel est lié aux individus indiquant qu'ils travaillent au moment de l'étude et qui, simultanément, ont connu plus de 20 jours de congés maladie par an. En d'autres termes, certaines personnes ont des problèmes de santé, parmi lesquels figure une augmentation de la fragilité, alors qu'elles travaillent toujours.

Le modèle M1.3 fournit une spécification alternative de M1 dans laquelle un ensemble de mesures de la santé sont insérées comme variables explicatives complémentaires. L'idée est de tester si les résultats de M1 tiennent lorsque l'indice de fragilité est « purgé » de toute influence des autres mesures de la santé. Il est en effet possible que l'indice de fragilité capture une mesure globale de la santé. Dans M1.3, les contrôles binaires suivants (oui/non) sont ajoutés : mauvaise santé auto-évaluée, présence de 2 pathologies chroniques ou plus, présence de 2 limitations ou plus dans des activités de la vie quotidiennes, et présence de symptômes de dépression selon l'échelle EURO-D. Une mesure constante de la performance cognitive (Bonsang, Adam & Perelman, 2012) est également ajoutée covariables précédentes. Les résultats révèlent que les coefficients sur les difficultés financières ( $Wald\ Chi^2 = 10,39$ ,  $p\text{-value} = 0,016$ ) et les autres covariables variant dans le temps restent comparables à celles obtenues dans M1, malgré l'influence significative de toutes les mesures de la santé ajoutées dans l'équation. Cela signifie que les déterminants socio-économiques sont spécifiques à l'indice de fragilité de Fried et ne sont pas le résultat d'une mesure de santé générale.

Les modèles M1.4, M1.5 et M1.6 sont des reproductions de M1 sur un sous-ensemble de régions d'Europe. Il est frappant de noter que les difficultés financières croissantes associées à l'évolution du processus de fragilisation ne sont plus significatives dans les pays du Nord (Danemark, Suède, les Pays-Bas), et moins significatives dans les pays du Sud (Italie, Espagne). Bien que cet effet puisse être dû à la diminution de la puissance statistique des sous-échantillons plus petits, les coefficients de ces deux régions de l'Europe sont inférieurs à ceux des pays du centre du continent européen (France, Belgique, Allemagne, Autriche et Suisse). Il est notable que la perte d'un conjoint ne semble pas avoir d'impact sur l'évolution de la fragilité dans les pays continentaux. Enfin, les variables de capital social semblent perdre leur puissance explicative dans le cas des pays du Sud. L'interprétation de ces résultats est compliquée parce qu'ils mobilisent des

**Tableau 6. Déterminants de la fragilité – estimations Poisson, PFPobit et OPobit**

Var. indep.	Poisson				Pooled Fractional Probit GEE-Mundlak <sup>a</sup>	Ordered Probit RE-Mundlak
	FE <sup>a</sup>	RE-Mundlak <sup>b</sup>				
	(M1)	(M2)	(M3)	(M4)		
<b>Variant dans le temps</b>						
Tenir son budget						
avec grande difficulté	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
avec difficulté	-0,077***	-0,074***	-0,076***	-0,077***	-0,064***	-0,133***
assez facilement	-0,098***	-0,087***	-0,088***	-0,089***	-0,070***	-0,139***
facilement	-0,123***	-0,108***	-0,107***	-0,109***	-0,091***	-0,187***
Logement adapté	0,042	0,078	0,075	0,065	0,058	0,129
Sans conjoint ≤ 2 ans	0,162***	0,157***	0,157***	0,160***	0,122***	0,244***
Activités sociales	-0,074***	-0,072***	-0,071***	-0,075***	-0,054***	-0,102***
Club sportif, etc.	-0,102***	-0,105***	-0,105***	-0,108***	-0,078***	-0,141***
Situation professionnelle						
En emploi	0,101***	0,080***	0,081***	0,084***	0,078***	0,172***
Sans emploi	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<b>Variables de temps</b>						
Vague 1	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Vague 2	0,083***	0,073***	0,056***	0,072***	0,054***	0,103***
Vague 4	0,347***	0,295***	0,291***	0,311***	0,231***	0,448***
<b>Fixes dans le temps</b>						
Femmes				0,621***	0,428***	0,830***
Cohorte de naissance 1950				Ref.	Ref.	Ref.
Cohorte de naissance 1940				0,005	0,015	0,021
Cohorte de naissance 1930				0,276***	0,211***	0,402***
Cohorte de naissance 1920				0,710***	0,565***	1,132***
Migrant				0,082***	0,057***	0,108***
Niveau d'études						
Aucun ou études primaires				Ref.	Ref.	Ref.
Études secondaires				-0,059***	-0,047***	-0,082***
Études supérieures				-0,064***	-0,047***	-0,092***
Non-réponse				0,030	0,008	0,047
Pays (réf. France)						
Autriche				-0,185***	-0,119***	-0,251***
Allemagne				-0,258***	-0,173***	-0,346***
Suisse				-0,219***	-0,156***	-0,267***
Suède				-0,245***	-0,173***	-0,312***
Pays-Bas				-0,231***	-0,154***	-0,311***
Danemark				-0,030	-0,025	-0,058
Belgique				-0,063***	-0,040**	-0,095***
Espagne				0,066***	0,066***	0,165***
Italie				-0,064**	-0,034*	-0,087**
<b>Retrospective</b>						
Périodes de mauvaise santé						
À l'âge adulte				0,369***	0,270***	0,530***
Mauvaise santé à 10 ans				-0,188***	-0,124***	-0,232**
Maladies infantiles				0,130***	0,088***	0,158***
Périodes de difficultés finan.				0,066***	0,045***	0,094***
Comportement des parents						
Tabac				0,003	0,001	0,008
Alcool				0,096***	0,069***	0,143***
Santé mentale				0,076**	0,052*	0,106*

*Suite page suivante...*



**Tableau 6. ... suite page précédente**

Var. indep.	Poisson				Pooled Fractional Probit GEE-Mundlak <sup>a</sup>	Ordered Probit RE-Mundlak
	FE <sup>a</sup>		RE-Mundlak <sup>b</sup>			
	(M1)	(M2)	(M3)	(M4)		
<b>Constant</b>		0,552***	0,507***	-0,300***	-1,003***	
$\mu=1$						-0,126**
$\mu=2$						1,180***
$\mu=3$						2,134***
$\mu=4$						2,985***
$\mu=5$						4,056***
<b>In alpha</b>		-2,471***	-0,770***	-1,461***		
<b>Rho</b>						0,441***
Observations	26 608	26 608	40 040	40 040	40 040	40 040
Nombre d'individus	10 483	10 483	17 501	17 501	17 501	17 501
<b>Test de Hausman</b>						
Chi <sup>2</sup> (LR, Wald)	468,89	659,01	1 363,55	394,79	366,23	338,9
p-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>H0: Tenir son budget <math>\beta=0</math></b>						
Chi <sup>2</sup> (Wald)	19,38	17,24	13,95	14,68	18,15	19,07
p-value	0,000	0,001	0,003	0,002	0,000	0,000

Légende : \* p < 10 % ; \*\* p < 5 % ; \*\*\* p < 1 %. Note : Les coefficients des covariables des moyennes temporelles pour M2 à M6 ne sont pas présentés. (a) Erreurs-types robustes (b) Erreurs-types de bootstrap avec 100 replications.

caractéristiques institutionnelles différentes et étroitement liées en Europe, allant de la famille au modèle des systèmes de protection sociale. Néanmoins, il est évident que chaque région d'Europe (et potentiellement, chaque pays) mérite de développer une stratégie de politique sociale spécifique pour réduire la fragilité et maintenir la qualité de vie des personnes touchées par un processus de perte d'autonomie.

## 5.2. Différences entre les niveaux de fragilité

Le Tableau 6 présente des estimations du modèle FE de base (M1) et du modèle RE avec la spécification à la Mundlak (M2 à M4). Comme prévu, le test de Hausman (test de ratio de probabilité pour M1 et test de Wald sur les coefficients pour les moyennes temporelles dans M2-M4) rejette la spécification RE. En cohérence avec la théorie économétrique, les estimations des coefficients pour les covariables variant dans le temps sont extrêmement similaires entre les modèles M1 et M2, et l'extension de l'échantillon aux individus avec  $y_{it} = 0$  pendant la période ( $N$  passant de 10 483 à 17 501 individus) dans M3, ne les modifient pas non plus. Les différences entre les niveaux de fragilité sont désormais exprimées dans les dimensions statiques (différences inter-individus) et dynamiques (différences intra-individus). Le modèle M4 inclut également des covariables fixes dans le temps pour réaliser une décomposition partielle de l'hétérogénéité individuelle observée pour la première fois.

Les estimations des effets individuels fixes dans le temps dans le modèle M4 confirment que les femmes ont des niveaux de fragilité supérieurs à ceux des hommes (IRR = temps, (i) les migrants ont un niveau de fragilité significativement supérieur (IRR = 1,085), alors que (ii) les répondants avec un meilleur niveau d'études ont des niveaux de fragilité significativement inférieurs. La comparaison des niveaux conditionnels de fragilité entre

les pays indique que seule l'Espagne a une part de population fragile plus importante que la catégorie de référence, la France. Le modèle M4 intègre également les covariables rétrospectives de l'histoire de vie comme variables fixes dans le temps. Les estimations concordent avec les résultats précédents de la littérature relatifs à l'influence sur la santé à l'âge avancé des épisodes de difficultés financières et des problèmes de santé survenus au cours de l'enfance et de l'âge adulte. En détail, les individus signalant des problèmes de santé dans l'enfance (santé auto-évaluée rétrospective ou maladies de l'enfance) ou à l'âge adulte ont des niveaux de fragilité supérieurs. D'autres facteurs socio-économiques dans M4 fournissent des résultats intéressants. L'influence des périodes de difficultés financières reste significative et positivement associée aux niveaux supérieurs de fragilité (IRR = 1,068), même après que les mesures de la santé tout au long de la vie aient été contrôlées. De plus, ce qui participe d'alimenter la théorie de la transmission intergénérationnelle des inégalités sociales de santé, le comportement des parents aurait des effets à long terme sur la santé des enfants ; les répondants déclarant que leurs parents consommaient beaucoup d'alcool ont effectivement des niveaux de fragilité plus élevés (IRR = 1,101). Enfin, le modèle M4 fournit des éléments sur les inégalités socio-économiques (i) dans l'évolution de la fragilité, issus des estimations « *within* » comparables à celles obtenues dans M1, et (ii) dans les niveaux de fragilité issus des estimations « *between* » des covariables fixes dans le temps.

## 6. Conclusion

En s'appuyant sur le modèle économique théorique du capital santé et sur des données de panel et des données rétrospectives issues de SHARE, l'analyse des déterminants socio-économiques de la fragilité a mis en évidence de nouvelles pistes pour des stratégies d'évitement, de réduction ou d'accompagnement du processus de perte d'autonomie dans la population âgée. L'examen des variables pertinentes pour la politique sociale ont permis d'établir la présence d'inégalités sociales dans le processus de perte d'autonomie. Comme suggéré par la théorie du capital santé, plusieurs indicateurs du statut socio-économique semblent être des déterminants importants de la fragilité. Nos résultats concordent également (i) avec les résultats récents d'études épidémiologiques sur l'influence du niveau d'études dans les niveaux inférieurs de fragilité et, (ii) plus généralement, avec la littérature sur les inégalités sociales de santé dans la population âgée. Au-delà de cette littérature bien établie dans le domaine des études transversales, nous découvrons également que l'évolution du processus de perte d'autonomie s'accompagne de difficultés financières accrues qui les empêchent de subvenir à leurs besoins. De plus, l'influence des périodes de difficultés financières survenues au cours de la vie est significative et est positivement associée à des niveaux supérieurs de fragilité, même après contrôle des mesures de la santé tout au long de la vie (santé à l'âge adulte, santé dans l'enfance et comportement à risque des parents).

Ces principaux résultats, ainsi que d'autres déterminants de la fragilité, complètent les approches de santé publique et les approches médicales de la prévention en Europe, et fournissent des informations permettant aux politiques sociales d'améliorer la qualité de vie des personnes âgées. Premièrement, le gradient socio-économique des niveaux de fragilité et de son évolution suggèrent que les gouvernements ont une marge d'action, si ce n'est dans la mise en place de filets de sécurité supplémentaires ou plus généreux pour les personnes âgées, du moins dans l'amélioration de la capacité des individus à anticiper les conséquences du déclin physiologique à un âge avancé (par exemple, en encourageant la préparation individuelle permettant de faire des choix judicieux en

termes d'épargne, d'aménagement du logement ou de participation dans les réseaux familiaux et sociaux, etc.). Deuxièmement, bien que la majeure partie de la recherche sur la fragilité se soit concentrée sur des interventions dans l'environnement des soins de santé, des données empiriques obtenues en population générale indiquent que certains domaines particulièrement intéressants - non identifiés lors d'interventions luttant contre la fragilité -, devraient être considérés. Nos résultats suggèrent qu'une part significative de la population âgée de 50 ans ou plus a connu une accélération du processus de perte d'autonomie pendant la dernière période de sa vie professionnelle. Cela plaide en faveur de politiques publiques mieux coordonnées pour favoriser la participation des personnes âgées à la vie professionnelle, avec des stratégies de prévention de la perte d'autonomie. Troisièmement, une prévention plus efficace pourrait bénéficier d'un meilleur ciblage des sous-populations présentant un risque de fragilité, particulièrement les femmes, mais également les individus en récent veuvage, les migrants et les personnes âgées moins privilégiées en termes socio-économiques. Les actions sociales telles que la participation aux activités sociales pourraient également être mises en œuvre aux premiers stades du processus de perte d'autonomie pour maintenir simultanément l'activité physique et empêcher l'isolement social.

Enfin, ces résultats soulignent la légitimité des systèmes de protection sociale en Europe à modérer l'impact des chocs sanitaires et économiques survenus au cours de la vie et à maintenir la capacité de réserve nécessaire à un âge avancé. D'autres recherches sont possibles pour analyser le rôle potentiel de la politique sociale dans l'augmentation de l'espérance de vie en bonne santé. Une attention particulière pourrait ainsi être portée à l'efficacité comparative des divers systèmes de protection sociale en Europe.

## 7. Références

- Bergman H, Ferrucci L, Guralnik J, *et al.* (2007). Frailty: an emerging research and clinical paradigm-issues and controversies. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*; 62: 731-737.
- Berthelot G, Le S, Hellard P. *et al.* (2012). Exponential growth combined with exponential decline explains lifetime performance evolution in individual and human species. *Age*, 34:1001-1009.
- Blundell R, Griffith R, & Windmeijer F. (2002). Individual effects and dynamics in count data models. *Journal of Econometrics*, 108: 113-131.
- Bolin K. (2011). Health Production. In Glied S., & Smith PC. (Eds) *The Oxford Handbook of Health Economics*. Oxford: OUP, pp. 95-123.
- Bonsang E, Adam S, & Perelman S. (2012). Does retirement affect cognitive functioning? *Journal of Health Economics*, 31(3): pages 490-501.
- Börsch-Supan A, & Brügge A. (2011). Savings: The Policy Debate in Europe. *Oxford Review of Economic Policy*, 17(1): 116-143.
- Börsch-Supan A, & Jürges H. (Eds.), (2005). *The survey of health, aging, and retirement in Europe - Methodology*. Germany: Mannheim Research Institute for the Economics of Ageing.
- Boult C, Altmann M, Gilbertson D, Yu C, & Kane RL. (1996). Decreasing effects of specific medical conditions on the functional limitations of elders in the disability

- in the 21st century: The future effects of controlling six fatal and nonfatal conditions. *American Journal of Public Health* 86 (10): 1388-93.
- Cameron AC, & Trivedi PK. (1998). *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Chamberlain G. (1982). Multivariate Regression Models for panel Data. *Journal of Econometrics*, 18(1): 5-46.
- Christensen K, Doblhammer G, Rau R, Vaupel JW. (2009). Ageing populations: the challenges ahead. *Lancet*. 374(9696): 1196-1208.
- D'Hombres B, Rocco L, Suhrcke M, & McKee M. (2010). Does social capital determine health? Evidence from eight transition countries. *Health Economics*, 19(1): 56-74.
- Doblhammer G, & Kytir J. (2001). Compression or expansion of morbidity? Trends in healthy-life expectancy in the elderly Austrian population between 1978 and 1998. *Social Science & Medicine*, 52(3): 385-391.
- Etman A, Burdorf A, Van der Cammen TJM, Mackenbach JP, & Van Lenthe FJ. (2012). Socio-demographic determinants of worsening in frailty among community-dwelling older people in 11 European countries. *Journal of Epidemiology and Community Health*, doi:10.1136/jech-2011-200027.
- European Commission (2011). *The 2012 Ageing Report: Underlying Assumptions and Projection Methodologies*. Directorate-General for Economic and Financial Affairs.
- Ferrucci L, Guralnik JM, Simonsick E, Salive ME, Corti C, & Langlois J. (1996). Progressive versus catastrophic disability: A longitudinal view of the disablement process. *Journals of Gerontology. Series A, Biological Sciences and Medical Sciences* 51 (3): M123-30.
- Folland S. (2007). Does “community social capital” contribute to population health? *Social Science & Medicine*, 64: 2342-2354.
- Fornero L, Lusardi A, & Monticone C. (2012). Adequacy of Savings for Old Age in Europe. In Bovenberg L, Van Soest A, & Zaidi A. (Eds.) *Ageing, Health and Pensions in Europe: An Economic and Social Policy Perspective*. Basinstoke (UK), Palgrave MacMillan.
- Freedman VA, Martin LG, Schoeni RF, Cornman JC. (2008). Declines in late-life disability: The role of early- and mid-life factors. *Social Science and Medicine*, 66(7): 1588-1602.
- Fried LP, Ettinger WH, Lind B, Newman AB, & Gardin J. (1994). Physical disability in older adults: A physiological approach. *Journal of Clinical Epidemiology* 47 (7): 747-60.
- Fried LP, Ferrucci L, Darer J, Williamson JD, & Anderson G. (2004) Untangling the Concepts of Disability, Frailty, and Comorbidity: Implications for Improved Targeting and Care. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci.*, 59:255-63.
- Fried LP, Tangen CM, Walston J, *et al.* (2001). Frailty in older adults: evidence for a phenotype. *J Gerontol Med Sci*, 56A: M146-M156.
- Fries JF. (1980). Ageing, natural death, and the compression of morbidity. *The New England Journal of Medicine*, 303: 130-135.

- Fries JF. (1989). The compression of morbidity: near or far?. *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 67: 208-232.
- Fries JF. (2005). The compression of morbidity, *Milbank Quarterly*, 83(4): 801-823.
- Giannakouris K. (2008). Ageing characterises the demographic perspectives of the European societies. *Statistics in focus - Eurostat. Population and social conditions. European Union.*
- Goedemé T. (2012). Less is More? 20 years of changing minimum income protection for old Europe's elderly. University of Antwerp Herman Deleeck Centre for Social Policy, Working Paper No. 12 / 07, September 2012.
- Greene WH, & Hensher DA. (2010). *Modelling Ordered Choice: A Primer*. Cambridge (UK): CUP.
- Grossman M. (1972). On the Concept of Health Capital and Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80:223-255.
- Grossman M. (2000). The Human Capital Model for the demand for Health. in Culyer AJ, & Newhouse JP. (Eds.), *Handbook of Health Economics*, Amsterdam: New House.
- Grundy E. (2006). Ageing and vulnerable elderly people: European perspectives. *Ageing & Society*, 26: 105-134.
- Guccione AA, Felson DT, Anderson JJ, Anthony JM, Zhang Y, Wilson PW. (1994). Framingham Study. *American Journal of Public Health* 84 (3): 351-58.
- Hausman J, Hall BH, & Griliches Z. (1984). Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R & D Relationship. *Econometrica*, 52(4): 909-938.
- Heikkinen E. (2003). What are the main risk factors for disability in old age and how can disability be prevented? Copenhagen: WHO Regional Office for Europe.
- Heywood F. (2004). The health outcomes of housing adaptations. *Disability & Society*, 19(2): 129-143.
- Jagger C, Matthews R, Matthews F, Robinson T, Robine J-M, Brayne C, & the Medical Research Council Cognitive Function and Ageing Study Investigators. (2007). The burden of disease on disability-free life expectancy in later life. *The Journals of Gerontology, series A, Biological Sciences and Medical Sciences*, 62(4): 408-414.
- Jones AM, Rice N, Bago d'Uva T, & Balia S. (2007). *Applied Health Economics*. London and New York, Routledge.
- King-Kallimanis B, Savva G, & Kenny RA.(2012). Using structural equation modelling to detect measurement invariance in a measure of frailty. 8th Congress of the EUGMS, Brussels, 26th-28th September 2012; Mimeo.
- Klein BE, Klein R, Knudtson MD, *et al.* (2005). Frailty, morbidity and survival. *Arch Gerontol Geriatr*, 41: 141-149.
- Lafortune G, & Balestat G. (2007). Trends in severe disability among elderly people: assessing the evidence in 12 OECD countries and the future implications [OECD Health Working Papers No. 26]. Paris, Organisation for Economic Co-operation and Development.

- Landrum MB, Stewart KA, & Cutler DM. (2009). Clinical Pathways to Disability. In: Cutler DM, & Wise DA. (Eds.) *Health at Older Ages: The Causes and Consequences of Declining Disability among the Elderly*. University of Chicago Press, 151-187.
- Liu H. (2012). Marital dissolution and self-rated health: Age trajectories and birth cohort variations. *Social Science & Medicine* 74: 1107-1116.
- Mitnitski A, Fallah N, Rockwood MR, Rockwood K. (2011). Transitions in cognitive status in relation to frailty in older adults: A Comparison of three frailty measures. *Journal of Nutrition, Health and Aging*, 15(10): 863-867.
- Mitnitski AB, Graham JE, Mogilner AJ, & Rockwood K. (2004) Frailty, fitness and late-life mortality in relation to chronological and biological age. *BMC Geriatrics* 2002, 2:1
- Mitnitski AB, Mogilner AJ, Rockwood K. (2001). Accumulation of deficits as a proxy measure of aging. *ScientificWorldJournal*, 1: 323-36.
- Mor V. (2005). The compression of morbidity hypothesis: a review of research and prospects for the future, *Journal of the American Geriatrics Society*, 53 (9) s308-S309.
- Mundlak Y. (1978). On the Pooling of Time Series and Cross-Section Data. *Econometrica*, 46: 69-85.
- Nusselder WJ. (2003). Compression of morbidity. in Robine J.M., Jagger C, Mathers CD, Crimmins EM, & Suzman RM. (Eds.) *Determining Health Expectancies*. John Wiley & Sons, Ltd, Chichester, UK.
- OECD (2011). *Help Wanted? Providing and Paying for Long-Term Care*. Paris, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Papke LE, & Wooldridge JM. (2008). Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. *Journal of Econometrics*, 145: 121-133.
- Rockwood K, Andrew M, Mitnitski A. (2007). A comparison of two approaches to measuring frailty in elderly people. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*, 62:738-43.
- Rockwood K, Fox RA, Stolee P, Robertson D, & Beattie BL. (1994). Frailty in elderly people: an evolving concept. *CMAJ*, 150(4):489-495.
- Rockwood K, Mitnitski A. (2007). Frailty in relation to the accumulation of deficits. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*, 62: 722-7.
- Rockwood K, Song X, MacKnight C, *et al.* (2005). A global clinical measure of fitness and frailty in elderly people. *CMAJ*, 173(5): 489-495.
- Rockwood K, Song X, Mitnitski A. (2011). Changes in relative fitness and frailty across the adult lifespan: evidence from the Canadian National Population Health Surveys. *CMAJ*, 183: E487-494.
- Romero-Ortuno R, Walsh CD, Lawlor BA, & Kenny RA (2010). A Frailty Instrument for primary care: findings from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *BMC Geriatrics*, 10:57.
- Ronconi L, Brown T, & Scheffler R. (2010). Social capital and self-rated health in Argentina. *Health Economics*, 21: 201-208.

- Schoeni RF, Freedman VA, Martin LG. (2009). Socioeconomic and Demographic Disparities in Trends in Old-Age Disability. In: Cutler D.M. & Wise D.A. (Eds.) *Health at Older Ages: The Causes and Consequences of Declining Disability among the Elderly*. University of Chicago Press, 75-102.
- Schuurmans H, Steverink N, Lindenberg S, *et al.* (2004). Old or Frail: What Tells us More? *J. Gerontol. A Biol. Sci. Med. Sci.*, 59(9): M962-5.
- Sirven N, & Debrand T. (2012). Social capital and Health of older Europeans: Causal pathways and Health inequalities. *Social Science & Medicine*, 75: 1288-95.
- Spini D, Ghisletta P, Guilley E, Lalive d'Épinay CJ. (2007). Frail Elderly. In *Encyclopaedia of Gerontology (Second Edition)*, Springer, Pages 572-579.
- Staudinger UM, Marsiske M, & Baltes PB. (1995). Resilience and reserve capacity in later adulthood: Potentials and limits of development across the life span. In Cicchetti D, & Cohen D. (Eds.) *Developmental psychopathology (Vol. 2: Risk, disorder, and adaptation)*, pp. 801-847). New York: Wiley.
- Suhrcke M, Fumagalli E, & Hancock R. (2010). Is there a wealth dividend of aging societies. *Public Health Reviews, Ageing Societies*, 32(2).
- Szanton SL, Thorpe RJ, & Whitfield K. (2010). Life-course financial strain and health in African-Americans. *Social Science & Medicine*. 71(2): 259-265.
- Szanton SL, Seplaki CL, Thorpe RJ, Allen JK, & Fried LP. (2010). Socioeconomic Status is associated with Frailty: the Women's Health and Aging Studies. *J Epidemiol Community Health*, 64(1): 63-67.
- Trannoy A, Tubeuf S, Jusot F, Devaux M. (2010). Inequality in Opportunities in Health in France: A first pass. *Health Economics*, 19, 8, 921-938.
- UN [United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division] (2011). *World Population Prospects: The 2010 Revision, CD-ROM Edition*.
- Vermeulen *et al.* (2011). Predicting ADL disability in community-dwelling elderly people using physical frailty indicators: a systematic review. *BMC Geriatrics*, 11:33.
- Wahl HW, Fänge A, Oswald F, Gitlin LN, & Iwarsson S. (2009). The Home Environment and Disability-Related Outcomes in Aging Individuals: What Is the Empirical Evidence? *The Gerontologist*, 49 (3): 355-367.
- Walston J, & Fried LP. (1999). Frailty and the Older Man. *Medical Clinics of North America*, 83: 1173-1194.
- Walston JD. (2006). Frailty as a Model of Aging. In Conn P.C. (Ed.) *Handbook of Models for Human Aging*, Pages 697-702.
- WHO (2011). *World report on disability*. Geneva, World Health Organization.
- Williamson JD, & Fried LP. (1996). Characterization of older adults who attribute functional decrements to "Old Age." *Journal of the American Geriatrics Society* 44 (12): 1429-34.
- Wooldridge JM. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts (2nd Edition).

## 8. Annexe

**Tableau A1. Fréquences « between » et « within » des covariables variant dans le temps**

(En %)

Variant dans le temps	Ensemble	Between	Within
<b>Tenir son budget</b>			
avec grande difficulté	7,3	12,7	60,1
avec difficulté	21,4	35,1	62,4
assez facilement	35,4	55,6	63,5
facilement	35,8	49,5	71,2
<b>Logement adapté</b>			
Non	92,6	93,2	99,2
Oui	7,4	8,3	90,8
<b>Sans conjoint ≤ 2 ans</b>			
Non	98,2	99,7	98,6
Oui	1,8	3,9	45,4
<b>Activités sociales</b>			
Non	66,6	81,2	83,5
Oui	33,4	46,5	69,2
<b>Club de sport, etc.</b>			
Non	71,8	85,1	85,4
Oui	28,2	40,9	67,0
<b>Statut professionnel</b>			
Pas en emploi	73,4	80,2	91,0
En emploi	26,6	33,8	79,8

**Tableau A2. Fréquences des covariables fixes dans le temps**

(En %)

Ne variant pas au cours du temps		Rétrospectives	
<b>Sexe</b>		<b>Épisodes de mauvaise santé</b>	
Homme	46,2	À l'âge adulte	
Femme	53,8	Non	72,6
<b>Cohorte de naissance</b>		Oui	27,4
1920	12,1	Santé perçue pendant l'enfance	
1930	27,1	Moins que très bonne	98,9
1940	38,8	Excellente ou très bonne	1,1
1950	22,1	Maladies infantiles	
<b>Migrant</b>		Non	93,2
Non	93,1	Oui	6,8
Oui	6,9	<b>Périodes de difficultés financières</b>	
<b>Niveau d'études</b>		Non	65,7
Aucun, études primaires	46,2	Oui	34,3
Études secondaires	28,6	<b>Comportement des parents</b>	
Études supérieures	24,7	Non fumeurs	35,5
Non-réponse	0,5	Fumeurs	64,5
<b>Région d'Europe</b>		Ne boivent pas d'alcool	91,3
Nord	31,8	Boivent de l'alcool	8,7
Continental	47,2	Sans pb de santé mentale	97,4
Sud	21,0	Ayant un pb de santé mentale	2,6



## Table des illustrations

<b>Figure 1.</b>	Relations entre la réserve physiologique, l'espérance de vie et la fragilité pour deux individus théoriques.....	8
<b>Tableau 1.</b>	Échantillon du panel sélectionné dans SHARE.....	10
<b>Tableau 2.</b>	Caractéristiques de l'échantillon non-cylindré.....	10
<b>Tableau 3.</b>	Distribution de l'indice de fragilité par vague et sexe.....	11
<b>Tableau 4.</b>	Prévalence de 2 critères de Fried ou plus par sexe et catégorie d'âge.....	11
<b>Tableau 5.</b>	Déterminants de la fragilité – estimations FE-Poisson.....	19
<b>Tableau 6.</b>	Déterminants de la fragilité – estimations Poisson, PFProbit et OProbit .....	22
<b>TA1.</b>	Fréquences « between » et « within » des covariables variant dans le temps .....	30
<b>TA2.</b>	Fréquences des covariables fixes dans le temps .....	30



## Documents de travail de l'Irdes

- **Activité, productivité et qualité des soins avant et après la T2A** / Or Z., Bonastre J., Journeau F., Nestrigue C. Irdes, Document de travail n° 56, avril 2013.
- **Discrimination salariale selon l'état de santé en France** / Ben Halima M. A., Rococo E. Irdes, Document de travail n° 55, mars 2013.
- **Deductibles and the Demand for Prescription Drugs: Evidence from French Data** / Kambia-Chopin B, Perronnin M. Irdes, Document de travail n° 54, février 2013.
- **Qualité des soins et T2A : pour le meilleur ou pour le pire ?** / Or Z., Häkkinen U. Irdes, Document de travail n° 53, décembre 2012.
- **On the Socio-Economic Determinants of Frailty: Findings from Panel and Retrospective Data from SHARE** / Sirven N. Irdes, Document de travail n° 52, décembre 2012.
- **L'accessibilité potentielle localisée (APL) : Une nouvelle mesure de l'accessibilité aux soins appliquée aux médecins généralistes libéraux en France** / Barlet M., Coldefy L., Collin C., Lucas-Gabrielli V. Irdes, Document de travail n° 51, décembre 2012.
- **Sick Leaves: Understanding Disparities Between French Departments** / Ben Halima M A., Debrand T., Regaert C. Irdes, Document de travail n° 50, octobre 2012.
- **Entry Time Effects and Follow-on Drugs Competition** / Andrade L. F. Irdes, Document de travail n° 49, juin 2012.
- **Active Ageing Beyond the Labour Market: Evidence on Work Environment Motivations** / Pollak C., Sirven N. Irdes, Document de travail n° 48, mai 2012.
- **Payer peut nuire à votre santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé** / Dourgnon P., Jusot F., Fantin R. Irdes, Document de travail n° 47, avril 2012.
- **Cross-Country Performance in Social Integration of Older Migrants. A European Perspective** / Berchet C., Sirven N. Irdes, Document de travail n° 46, mars 2012.
- **Employed and Happy despite Weak Health? Labour Market Participation and Job Quality of Older Workers with Disabilities** / Pollak C. Irdes, Document de travail n° 45, mars 2012.
- **Estimation du surcoût des événements indésirables associés aux soins à l'hôpital en France** / Nestrigue C., Or Z. Irdes, Document de travail n° 44, février 2012.
- **Déterminants de l'écart de prix entre médicaments similaires et le premier entrant d'une classe thérapeutique** / Sorasith C., Pichetti S., Cartier T., Célant N., Bergua L., Sermet C. Irdes, Document de travail n° 43, Février 2012.
- **Durée d'arrêt de travail, salaire et Assurance maladie : application microéconométrique à partir de la base Hygie** / Ben Halima M.A., Debrand T. Irdes, Document de travail n° 42, septembre 2011.
- **L'influence des conditions de travail sur les dépenses de santé** / Debrand T. Irdes, Document de travail n° 41, mars 2011.
- **Social Capital and Health of Olders Europeans From Reverse Causality to Health Inequalities** / Sirven N., Debrand T. Irdes, Document de travail n° 40, février 2011.
- **Arrêts maladie : comprendre les disparités départementales** / Ben Halima M.A., Debrand T., Regaert C. Irdes, Document de travail n° 39, février 2011.
- **Disability and Social Security Reforms: The French Case** / Behaghel L., Blanchet D., Debrand T., Roger M. Irdes, Document de travail n° 38, février 2011.
- **Disparities in Regular Health Care Utilisation in Europe** / Sirven N., Or Z. Irdes, Document de travail n° 37, décembre 2010.

## Autres publications de l'Irdes

### Rapports

- **Étude de faisabilité sur la diversité des pratiques en psychiatrie** / Coldefy M., Nestrigue C., Or Z. Irdes, Rapports n° 1886, novembre 2012.
- **L'enquête Protection sociale complémentaire d'entreprise 2009** / Perronnin M., Pierre A., Rochereau T. Irdes, Rapport n° 1890, juillet 2012, 200 pages, 30 €.
- **Enquête sur la santé et la protection sociale 2010** / Dourgnon P., Guillaume S., Rochereau T. Irdes, Rapport n° 1886, juillet 2012, 226 pages, 30 €.
- **L'enquête SHARE : bilan et perspectives. Actes du séminaire organisé par l'Irdes à Paris au ministère de la Recherche le 17 mai 2011** / Irdes, Rapport n° 1848. 54 pages. Prix : 15 €.

### Questions d'économie de la santé

- **Fragilité et prévention de la perte d'autonomie. Une approche en économie de la santé** / Sirven N. Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 184, février 2013.
- **L'impact du dispositif des affections de longue durée (ALD) sur les inégalités de recours aux soins ambulatoires entre 1998 et 2008** / Dourgnon P., Or Z., Sorasith C. Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 183, janvier 2013.
- **L'effet des interventions contre la consommation de tabac : une revue des revues de littérature** / Grignon M., Reddock J. Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 182, décembre 2012.
- **Panorama de la complémentaire santé d'entreprise en France en 2009 et opinions des salariés sur le dispositif** / Perronnin M., Pierre A., Rochereau T., Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 181, novembre 2012.

## Une analyse des déterminants socio-économiques de la fragilité des personnes âgées à partir des données de panel et rétrospectives de SHARE

### *On the Socio-Economic Determinants of Frailty: Findings from Panel and Retrospective Data from SHARE*

Nicolas Sirven (Irdes)

Les études récentes sur la demande de soins de long-terme ont mis en évidence le rôle de la fragilité en tant que précurseur de la perte d'autonomie, indépendamment des maladies chroniques. La fragilité est définie comme un état de santé vulnérable résultant de la diminution de la réserve physiologique de la personne âgée. Ce concept gériatrique est ici mobilisé en population générale et dans un cadre économique afin d'analyser le rôle des politiques publiques dans la prévention et l'accompagnement des personnes âgées dans un processus de perte d'autonomie.

A partir des données de panel et rétrospectives de l'enquête SHARE entre 2004 et 2011, nous étudions les déterminants socio-économiques de la fragilité en Europe. Dans un modèle à effets fixes, les différences individuelles dans la dynamique de la fragilité sont analysées au regard de trois piliers de l'action sociale : politique de soutien au revenu, lutte contre l'isolement social, promotion de l'aménagement du logement. Les différences persistantes dans les niveaux de fragilité sont explorées en utilisant les données rétrospectives sur l'histoire de vie (SHARELIFE) dans un modèle à effets aléatoires avec une spécification à la Mundlak.

Les résultats principaux indiquent la présence d'inégalités sociales de santé sous différentes formes et à différentes époques de la vie. L'importance des systèmes de protection sociale en Europe est reconnue comme un moyen d'accompagner, voire de retarder l'évolution du processus de perte d'autonomie. Plusieurs considérations de politique publique sont discutées.

\* \* \*

Recent studies on the demand for long-term care emphasised the role of frailty as a specific precursor of disability besides chronic diseases. Frailty is defined as vulnerable health status resulting from the reduction of individuals' reserve capacity. This medical concept is brought here in an economic framework in order to investigate the role social policies may play in preventing disability or maintaining life quality of people in a disablement process.

Using four waves of panel data from the *Survey on Health, Ageing, and Retirement in Europe* (SHARE), a frailty index is created as a count measure for five physiologic criteria (Fried model) for respondents aged 50+ in 10 European countries, between 2004 and 2011.

The longitudinal dimension is explored in two ways. First, differences in frailty dynamics over a seven-year-time period are analysed through variables that are relevant for social policy (income maintenance, housing adaptation, and prevention of social isolation) in a panel model for count data with fixed effects. Second, the individual fixed effects are decomposed by means of a random effects model with Mundlak specification. SHARE additional retrospective data on life history (SHARELIFE) are then used to investigate differences in frailty levels.

The results reveal the presence of various sources of social inequalities over the life-course. Social Protection Systems thus appear to play a major role in accompanying, preventing or reducing the frailty process. Several policy implications are suggested.