

## Inégalités face à la mort et au risque de dépendance

Mathieu Lefebvre  
*BETA, Université de Strasbourg*  
Sergio Perelman  
*CREPP, Université de Liège*  
Jérôme Schoenmaeckers  
*CREPP, Université de Liège*

24 Juillet 2018

### Résumé

Nous utilisons les données de l'enquête SHARE afin d'estimer la relation entre le statut socio-économique, la mortalité et le risque de dépendance chez les européens de 50 ans et +. Après avoir confirmé que les probabilités subjectives de survie telles que déclarées dans l'enquête sont de bons prédicteurs des probabilités de survie réelle, nous estimons l'effet de la richesse du ménage sur ces probabilités subjectives de survie. Les résultats montrent que les individus les plus riches ont une plus grande probabilité de survie et ceci quelle que soit la méthode d'estimation utilisée (MCO ou VI). La force de cette relation diverge selon les pays et nous observons que dans les pays les plus *Bismarckiens*, la richesse explique davantage la survie que dans les pays *Beveridgiens*. Enfin, nous montrons également que les individus les moins riches sont ceux qui ont une plus grande probabilité de devenir dépendant mais également ceux qui connaissent des périodes de dépendance les plus longues. Nos résultats identifient donc une triple peine liée au niveau de vie, résumée par le constat que les plus pauvres vivent moins longtemps, sont plus dépendants et ce, pour une plus longue période.

JEL: C36, I10, I14, J19

Mots-clés: Dépendance, probabilité de survie subjective, niveau de vie, SHARE

*Mathieu Lefebvre, Bureau d'Economie Théorique et Appliquée (BETA), 61, avenue de la Forêt Noire, 67805 Strasbourg Cedex, France.*

*Sergio Perelman Center of Research in Public and Population Economics (CREPP), Place des Orateurs, 3 (B31), 4000 Liège, Belgique.*

*Jérôme Schoenmaeckers (auteur de référence), Center of Research in Public and Population Economics (CREPP), Place des Orateurs, 3 (B31), 4000 Liège, Belgique, Email: [jerome.schoenmaeckers@uliege.be](mailto:jerome.schoenmaeckers@uliege.be), Tel: 003243662965, Fax: 003243662981.*

## 1. Introduction

Au cours des dernières décennies, l'espérance de vie à la naissance a fortement augmenté dans l'ensemble des pays européens. Alors qu'en France, en 1970, elle était pour les femmes et les hommes de 76 et 68 ans respectivement; elle est aujourd'hui de 85 ans pour les femmes et de 80 ans pour les hommes. De nombreux facteurs ont été mis en avant pour expliquer cette augmentation de la longévité comme les conditions de vie ou l'accès et la qualité des soins qui augmentent grâce au progrès technique. Ces bons résultats cachent cependant des inégalités parfois importantes au sein de la population.

De nombreux travaux ont montré qu'il existe une certaine hétérogénéité dans le domaine de la santé selon les catégories de la population considérées (voir Cutler et al. (2011), pour un survol des études réalisées sur le sujet). Ce statut peut être défini par l'éducation, le revenu, la richesse ou encore la profession et il a été montré qu'il existait une relation négative entre mortalité et statut socio-économique<sup>1</sup>. S'il est parfois difficile de conclure quant à la nature causale ou non de cette relation (voir par exemple Lleras-Muney (2005) ; Lindhal (2005) ; Balia et al. (2008) ; Van Kippersluis et al. (2011)), l'existence d'inégalités de mortalité est indéniable. Il apparaît alors qu'au-delà de la génétique, différents éléments liés au statut socio-économique, tels les conditions de vie et de travail, les comportements à risque, l'accès à la prévention et aux soins de santé, sont déterminants pour la santé. De manière générale, de telles différences doivent pouvoir être prises en compte si l'on veut d'une façon ou d'une autre réduire les inégalités économiques et sociales (Belloni et al. (2013)).

Au-delà des inégalités, bien que l'allongement de la vie s'accompagne incontestablement d'une amélioration de l'état de santé des plus âgés<sup>2</sup>, le vieillissement de la population que nous connaissons entraîne également une augmentation du nombre de personnes dépendantes. La dépendance se définit comme l'impossibilité partielle ou totale pour une

---

<sup>1</sup> Voir par exemple Kitagawa et Hauser (1973), Duleep (1986, 1989), Deaton et Paxson (1998) ou Cristia (2009) pour les Etats-Unis, Jusot (2006) pour la France, Hupfeld (2011) pour l'Allemagne, Kalwij et al (2013) pour les Pays-Bas ou encore Attanasio et Emmerson (2003) pour le Royaume Uni. Une exception est donnée par Snyder et Evans (2006), qui montrent au contraire que les groupes de revenus plus élevés font face à une mortalité plus grande que celle rencontrée par les groupes les plus pauvres. Les auteurs comparent ici deux cohortes dont la première reçoit des allocations de sécurité sociale plus importantes que la seconde tout en subissant une mortalité plus forte. Ils suggèrent comme explication à ce résultat contraire aux conclusions conventionnelles que l'augmentation compensatoire de l'emploi à temps partiel pour les plus de 65 ans de la jeune cohorte a réduit leur isolement social et ainsi diminué leur mortalité.

<sup>2</sup> On notera cependant une étude récente de Cambois et Robine (2017) qui démontrent que l'espérance de vie a diminué en France entre 2014 et 2015 et que l'espérance de vie sans incapacité entre 2004 et 2015 a stagné chez les femmes.

personne d'effectuer sans aide extérieure certains actes essentiels de la vie quotidienne, tels que se lever seul de son lit, se faire à manger, se laver ou aller aux toilettes. Bien que la dépendance ne soit pas une maladie, elle peut en être le résultat et est donc profondément reliée à l'état de santé. La question de l'espérance de vie en bonne santé est donc importante et il est essentiel de comprendre comment évolue la perte d'autonomie en fin de vie. Puisqu'elles sont étroitement liées, il est vraisemblable que, comme pour la longévité ou la morbidité, la dépendance soit également corrélée à la situation socio-économique des individus. C'est d'autant plus important que devant le coût élevé de l'aide formelle, le faible développement des contrats d'assurance dépendance et la couverture incomplète des besoins par l'état, les personnes dépendantes se tournent généralement vers les proches et la famille pour obtenir l'aide nécessaire. En fonction de l'intensité de cet état de dépendance et en l'absence ou en complément de cette aide informelle familiale susceptible de diminuer<sup>3</sup>, les personnes les plus pauvres compteront finalement sur des subsides publics pour financer les soins substantiels dont ils auront besoin. Les tensions budgétaires que connaissent actuellement la plupart des Etats providence se trouveront alors accentuées face au papy-boom, c'est-à-dire la combinaison de l'allongement de la vie et l'arrivée à des âges avancés de la génération des baby-boomers.

Dans cet article, nous proposons d'analyser le lien entre statut socio-économique, longévité et dépendance. Tout au long de notre analyse, nous retenons le niveau de patrimoine<sup>4</sup> de l'individu comme variable reflétant le statut socio-économique<sup>5</sup>. Le but est alors d'identifier d'une part le lien entre le niveau de richesse d'un individu et sa probabilité de survie et d'autre part une éventuelle différence d'incidence et d'intensité de la dépendance selon le patrimoine des individus. Les difficultés d'une telle analyse est qu'il est souvent difficile d'étudier la relation entre statut socio-économique, morbidité et mortalité à partir des données existantes. Pour ce faire, il est nécessaire de disposer de séries longues qui permettent d'identifier pour certaines cohortes l'évolution de l'état de santé ainsi que les

---

<sup>3</sup> L'aide familiale est très inégale et elle pourrait se réduire suite aux changements dans la structure des familles (divorces, ménages sans enfants, taux de natalité en baisse) mais également à l'évolution positive de la participation des femmes (principal aidant) au marché du travail, diminuant ainsi l'offre potentielle d'aide informelle.

<sup>4</sup> Les termes richesse et patrimoine sont considérés ici comme des synonymes. L'enquête SHARE procède à une estimation du patrimoine du ménage à partir des informations données par la personne de référence. Aux fins de cette étude, le patrimoine individuel correspond en fait au patrimoine du ménage.

<sup>5</sup> Des résultats complémentaires sur base des niveaux d'éducation sont présentés en annexes.

morts éventuelles. Il est également difficile d'identifier à quel moment exactement une personne devient dépendante. Les panels de données assez longs sont peu nombreux et les informations (suffisantes) pour déterminer les caractéristiques individuelles font défaut.

Pour remédier à cela, nous utilisons les données issues de l'enquête SHARE (*Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe*) et plus particulièrement les informations collectées à la fois du vivant des personnes interrogées mais également celles obtenues après leur décès. SHARE est une enquête longitudinale biennale qui suit un certain nombre de personnes de plus de 50 ans dans une série de pays européens. Les données contenues dans l'enquête permettent d'identifier les changements successifs de l'état de santé, des caractéristiques socio-économiques et éventuellement le décès pour chaque personne interrogée. Elles contiennent également des informations sur la fin de vie collectées auprès des proches. Dans l'enquête, il est également demandé d'évaluer la probabilité de réalisation d'une série d'évènements, parmi eux la probabilité d'atteindre un âge lointain déterminé (10 ans ou plus). Ces informations bien que subjectives sont riches d'informations. Des recherches récentes ont montré que les estimations subjectives de probabilité de survie étaient fortement corrélées avec la « vraie » mortalité, autant que ses principaux déterminants économiques et sociaux (Hurd et al. (2002); Siegel et al. (2003) ; Bloom et al. (2007); Elder (2007) ; Delavande et al. (2011) ; Peracchi et al. (2014)).

Après avoir présenté les principales caractéristiques de l'échantillon choisi pour cette étude dans la section 2, nous vérifions sur base de cet échantillon le pouvoir prédictif des probabilités de survie subjectives sur la mortalité réelle observée dans la section 3, tout en contrôlant cette relation par de nombreuses informations sur la santé objective du répondant. Ce lien vérifié, nous tentons dans la section 4 de vérifier si le statut socio-économique, et particulièrement la richesse, a un effet causal sur la probabilité de survie subjective, et de manière indirecte sur l'espérance de vie réelle. Des estimations faites pour chaque pays nous permettent d'identifier de possibles différences (quant à la relation positive ou non entre probabilité de survie et statut socio-économique) que nous attribuons à l'environnement institutionnel et plus particulièrement au mode d'organisation de la protection sociale. Enfin, la dernière section porte sur l'incidence du statut socio-économique, à la fois sur la probabilité de dépendance mais également la durée de celle-ci en nous servant des réponses obtenues à partir des entretiens réalisés par SHARE auprès des proches des répondants décédés. Nos

résultats montrent qu'on pourrait réellement parler de « triple peine » pour les européens les plus pauvres. Ils meurent plus tôt, ont un risque plus important de tomber dans la dépendance et y resteraient plus longtemps.

## 2. Les données SHARE

SHARE est une enquête internationale, interdisciplinaire et longitudinale concernant les personnes âgées de 50 ans et plus. L'enquête est réalisée depuis 2004 tous les deux ans et est actuellement réalisée dans 27 pays européens plus Israël. A ce jour, six vagues d'enquêtes sont disponibles. Les questions posées se rapportent à l'état de santé, objectif et subjectif, des répondants et de leurs conjoints éventuels ainsi qu'à la situation économique et sociale du ménage, y compris les relations avec leurs enfants et l'entourage proche<sup>6</sup>.

Dans un premier temps, nous nous intéressons plus particulièrement à l'évaluation subjective des répondants de l'enquête quant à leur probabilité de survie. La question posée est la suivante<sup>7</sup> :

*« Sur une échelle de 0 à 100, quelle est la probabilité que vous viviez au moins jusqu'à l'âge de T ans ou plus ? »*

L'âge cible  $T$  dépend de l'âge du répondant au moment de l'interview. Entre 50 et 65 ans, on lui posera la question sur sa probabilité de survie à 75 ans alors qu'entre 66 et 69 ans, l'âge cible sera 80 ans. Entre 70 et 74 ans, ce sera 85 ans. Entre 75 et 79 ans, 90 ans, etc. L'âge cible proposé au répondant oscille donc entre 10 et 25 ans.

---

<sup>6</sup> Ce document utilise les données des vagues 1, 2, 3 (SHARELIFE), 4, 5 et 6 (DOIs: [10.6103/SHARE.w1.600](https://doi.org/10.6103/SHARE.w1.600), [10.6103/SHARE.w2.600](https://doi.org/10.6103/SHARE.w2.600), [10.6103/SHARE.w3.600](https://doi.org/10.6103/SHARE.w3.600), [10.6103/SHARE.w4.600](https://doi.org/10.6103/SHARE.w4.600), [10.6103/SHARE.w5.600](https://doi.org/10.6103/SHARE.w5.600), [10.6103/SHARE.w6.600](https://doi.org/10.6103/SHARE.w6.600)), voir Börsch-Supan et al. (2013) pour les détails méthodologiques. La collecte des données SHARE a été principalement financée par la Commission européenne à travers le 5e programme-cadre (projet QLK6-CT-2001-00360 dans le programme thématique Qualité de vie), à travers les 6e programme-cadre (projets SHARE-I3, RII-CT-2006-062193, COMPARE, CIT5- CT-2005-028857, et SHARELIFE, CIT4-CT-2006-028812) et à travers le 7e programme-cadre (SHARE-PREP, N° 211909, SHARE-LEAP, N° 227822 et SHARE M4, N° 261982). Des fonds supplémentaires de l'Institut national américain sur le vieillissement (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, R21 AG025169, Y1-AG-4553-01, IAG BSR06-11 et AHOG 04-064), du ministère allemand de l'éducation et la recherche, ainsi que de diverses sources nationales sont sincèrement remerciées (voir [www.share-project.org](http://www.share-project.org) pour une liste complète des institutions de financement).

<sup>7</sup> Au début du module sur les attentes du répondant, SHARE introduit le concept de probabilité : « Pour terminer, j'ai quelques questions à vous poser sur la probabilité que certains événements surviennent, selon vous. Lorsque je vous pose une question, j'aimerais que vous me répondiez par un nombre compris entre 0 et 100. Avant de commencer vraiment, prenons l'exemple du temps. D'après la fiche 50, quelles sont selon vous les chances qu'il fasse beau demain ? Par exemple, '90' signifierait qu'il y a 90 % de chance qu'il y ait du soleil. Vous pouvez indiquer n'importe quel nombre entre 0 et 100. »

Dans cette étude, nous nous intéressons aux individus auxquels cette question a été posée, soit en vague 2 ou en vague 4. Plus précisément, notre échantillon de base est composé de deux sous-échantillons. D'une part, toutes les personnes ayant participé à la vague 2 et, d'autre part, tous les nouveaux arrivants auxquels la question a été spécifiquement posée lors de la quatrième vague. Pour les membres de ces deux sous-échantillons, nous suivons leur situation au cours des deux vagues suivantes. De cette manière, l'espace temporel observé est approximativement de 4 ans et cela nous permet d'évaluer le pouvoir prédictif de la probabilité de survie subjective. A cet effet, nous comparons cette probabilité de survie subjective en  $t$  avec la probabilité réelle de décès en  $t+4$ .

La deuxième dimension qui nous intéresse est celle de l'incidence de la dépendance ainsi que sa durée. Les données collectées par SHARE permettent de connaître les difficultés rencontrées par les répondants en ce qui concerne leurs activités journalières et donc leur statut de dépendant ou non. Une personne est considérée comme dépendante si elle rencontre deux difficultés ou plus dans l'accomplissement des tâches quotidiennes suivantes (ADL):

- s'habiller, y compris mettre ses chaussures et ses chaussettes ;
- se déplacer dans une pièce ;
- prendre son bain ou sa douche ;
- manger, par exemple couper les aliments ;
- se mettre au lit ou se lever ;
- utiliser les toilettes, y compris se lever et s'asseoir.

L'incidence de la dépendance est calculée en identifiant les personnes non dépendantes en  $t$  qui le deviennent en  $t+4$ . Mais en ce qui concerne la durée, si on peut identifier le début de la période de dépendance, il est plus difficile d'en connaître la fin, qui se caractérise généralement par le décès. Néanmoins, SHARE nous donne l'opportunité d'en savoir plus sur la dernière année de vie des répondants, et sur leur éventuel état de dépendance, en utilisant les entretiens de fin de vie (« Exit Interviews ») réalisés auprès d'un proche de la personne décédée. Dans ces entretiens, une série de questions est posée sur la période allant de la dernière entrevue jusqu'au décès. C'est en nous servant de leurs réponses que nous obtenons un indicateur de la durée de dépendance au cours de la dernière année de vie pour les répondants qui sont décédés endéans la période de quatre ans. Ces informations ne sont malheureusement disponibles que pour un échantillon réduit de personnes décédées, pour

lesquelles ces entretiens auprès d'un proche ont pu être réalisés au cours de deux vagues suivantes. Elles nous permettent toutefois d'identifier clairement la situation de l'individu avant son décès, et de la relier aux informations dont nous disposons grâce aux entretiens des vagues précédentes.

Le tableau 1 présente des statistiques descriptives concernant notre échantillon. Comme indiqué précédemment, l'échantillon final est la somme de deux sous-échantillons, 21736 observations en vague 2 (2007) et 24793 observations en vague 4 (2011). Seuls les pays pour lesquels une série complète de trois vagues successives est disponible ont été retenus. C'est la raison pour laquelle les Pays-Bas (NL), n'ayant pas participé à la vague 6, et l'Estonie (EE), le Portugal (PO) et la Slovénie (SI), nouveaux pays entrants en SHARE en vague 4, sont présents uniquement dans un des sous-échantillons. Pour les pays présents dans les deux échantillons, celui correspondant à la vague 4 correspond aux nouveaux entrants (« *refresher sample* » dans le jargon de l'enquête SHARE). La sélection de l'échantillon final est réalisée étape par étape. Initialement, 60936 individus ont été interrogés sur leur probabilité de survie. Le taux d'attrition des répondants entre le temps  $t$  et le temps  $t+4$  est de 15,85%. (8709 personnes) et 5527 personnes (9,07%) ont été omises car elles n'ont pas répondu à la question sur la probabilité de survie subjective. L'échantillon final est ainsi de 46529 observations<sup>8</sup>.

L'âge moyen dans notre échantillon est de 64,6 ans et les femmes en représentent 55,3%. Une grande majorité des répondants sont en couple et ont, en moyenne, deux enfants en vie. Nous remarquons les différences importantes entre pays au niveau du statut socio-économique reflétés soit par les niveaux d'éducation atteints, le patrimoine détenu ou le revenu. Les niveaux de patrimoine et de revenu sont des moyennes sur les données individuelles. Les personnes appartenant à un même ménage disposent du même patrimoine et revenu, calculés au niveau du ménage. Le patrimoine est défini comme la somme nette de tous les avoirs (valeur estimée de biens immobiliers, montants sur comptes en banque, valeur des actions et obligations, etc. à laquelle on soustrait les éventuelles dettes, d'où la présence de chiffres négatifs dans la base des données brutes)<sup>9</sup>.

---

<sup>8</sup> 171 personnes sont également sorties de l'échantillon pour cause d'information manquante quant à leur niveau de dépendance et/ou leur statut marital. Nous remarquons que les personnes qui n'ont pas répondu, potentiellement car elles ne comprenaient pas la question, avaient une probabilité de décès plus importante que ceux ayant répondu à la question. Pour les personnes qui sortent de l'échantillon (l'attrition), la moyenne de leur probabilité de survie subjective est proche de celles des répondants toujours en vie en  $t+4$ .

<sup>9</sup> Afin d'obtenir une estimation du patrimoine du ménage en cas de données manquantes, SHARE utilise une méthode d'imputation détaillée dans Christelis (2011).

### 3. Probabilité de survie subjective et mortalité

Nous nous intéressons d'abord à la relation entre mortalité et probabilité de survie subjective. Le but est de vérifier que les probabilités de survie subjectives telles que déclarées dans l'enquête SHARE sont de bons prédicteurs de la mortalité observée. Ceci nous permettra dans la section suivante d'étudier le lien entre survie et statut socio-économique à partir des seules probabilités de survie subjectives.

Delavande et al. (2011) avaient déjà confirmé le pouvoir prédictif de ces mesures dans SHARE pour les premières vagues de l'enquête en regardant la probabilité de survie en t+2. Avant de poursuivre notre analyse, nous répliquons leurs résultats en regardant la situation en t+4 sur un nombre d'observations et de pays plus élevé. En effet, nous pouvons observer dans notre échantillon quels sont les répondants qui sont encore en vie 4 ans plus tard et comparer leur survie avec leur propre estimation de probabilité 4 ans plus tôt. Ce que nous rapportons au tableau 2, où les résultats sont présentés selon certains découpages socio-économiques.

Tout d'abord, on observe que le taux de survie à 4 ans pour l'ensemble de l'échantillon est de 93,4%. Il est plus élevé pour les femmes que pour les hommes avec un différentiel de presque 3 points de pourcentage. Il est évidemment décroissant selon l'âge et on observe que les personnes en couple ont un taux de survie plus élevé que les célibataires.

Un premier résultat intéressant pour la suite de notre analyse est qu'un gradient positif selon le statut économique, richesse, revenu et éducation, est observé pour le taux de survie. Dans la figure 1, nous présentons la distribution des probabilités de survie subjective par tercile de patrimoine. La distribution des réponses est multimodale avec un pic à 50% quelle que soit la catégorie socio-économique. La réponse 100% est la seconde réponse la plus fréquente. Nous remarquons une distribution se déportant vers la droite et donc plus de réponses « optimistes » pour de plus hauts niveaux de richesse (ou d'éducation, voir Figure A.1 en annexe). Nous observons également que le différentiel est très important entre les personnes dépendantes et non dépendantes au moment  $t$ . Ceci confirme que l'épisode de dépendance est observé plutôt dans la dernière période de vie. Cela ne dit rien cependant sur la longueur de cette période de dépendance que nous traiterons dans la section 5.



Les dernières colonnes du tableau 2 permettent de faire le lien entre survie observée et probabilité de survie subjective jusqu'à un âge donné<sup>10</sup>. A cet effet, on fait la distinction entre les prévisions faites par les personnes qui décéderont durant l'intervalle de temps considéré et par celles toujours en vie en t+4. En moyenne, on observe que celles qui sont décédées au cours des quatre ans suivant le moment de l'enquête avaient évalué plus faiblement leur probabilité de survie que celles toujours vivantes. Et ceci quelle que soit la catégorie de population considérée.

Afin de confirmer ces premiers résultats descriptifs, nous avons estimé économétriquement le pouvoir prédictif de la probabilité de survie subjective sur la survie effective en contrôlant pour une série de facteurs observables. Il s'agit d'un modèle *Probit* dans lequel la variable dépendante est le fait d'être en vie en t+4 et les variables explicatives sont la probabilité de survie subjective ainsi que des variables de contrôle observées au moment t : âge, sexe, statut marital et une série d'informations sur l'état de santé de l'individu, essentiellement des maladies chroniques. Les résultats sont présentés au tableau 3. L'effet de la probabilité de survie subjective est significativement différent de zéro et positif. La mortalité augmente avec l'âge mais diminue si on est une femme ou si on vit en couple.

On peut raisonnablement supposer que les personnes interrogées intègrent bien l'information concernant leur santé et leur survie future, expliquant le lien statistique entre ces deux mesures. On peut néanmoins opposer que les individus de caractère optimiste pourraient également être en meilleure santé, ce qui expliquerait la corrélation positive observée. L'information détenue par l'individu ne serait alors pas liée à ses chances de survie effective. Les résultats présentés dans l'annexe A.II. indiquent plutôt une combinaison de ces deux explications. En effet, une fois introduite une mesure d'optimisme (la variable « CASP » synthétise la qualité de vie et l'optimisme des individus sur base de 12 critères, voir Hyde (2003)), et tout en contrôlant pour les autres mesures de santé, la probabilité de survie subjective reste prédictive de la mortalité effective. Il est difficile de distinguer l'effet de

---

<sup>10</sup> Ces moyennes sont reportées à titre indicatif. Elles dépendent fortement de la tranche d'âge de la population à l'intérieur de chaque catégorie. En effet, comme on peut l'observer, les probabilités varient avec l'âge et également à l'intérieur de chaque groupe d'âge. On en tient compte dans la partie économétrique de cette recherche en contrôlant nos estimations en créant des binaires pour chaque âge, éliminant ainsi l'effet de l'âge sur les variables expliquées.

l'optimisme et celui de l'information car ces variables s'influencent l'une et l'autre<sup>11</sup> (Van Solinge et Henkens (2017)).

#### **4. Mortalité et statut socio-économique**

Comme nous le mentionnons dans l'introduction, la littérature a depuis longtemps pointé l'existence d'un différentiel de santé selon le statut socio-économique. Les statistiques descriptives présentées précédemment montrent également l'existence de différences de mortalité selon l'éducation, le revenu ou la richesse. Les informations contenues dans l'enquête SHARE nous permettent de tester économétriquement cette relation. Puisque nous avons montré que la probabilité de survie subjective était un bon prédicteur de la survie, nous pouvons estimer le différentiel de survie en utilisant cette seule évaluation subjective. L'avantage est d'avoir accès à un grand nombre d'observations et de pouvoir comparer les pays entre eux mais également de contrôler pour toute une série d'autres facteurs qui pourraient expliquer les différences observées.

Dans la suite, nous nous concentrons sur la richesse comme variable déterminant la situation socio-économique de l'individu. Nous pourrions utiliser le revenu ou le niveau d'éducation, également disponibles dans SHARE, mais ces trois variables sont fortement corrélées, comme illustré par le tableau 2, et de ce fait on obtient des résultats assez similaires en termes de probabilité de survie subjective quelle que soit l'une de ces trois dimensions<sup>12</sup>. Néanmoins, l'avantage d'utiliser le patrimoine est lié à la nature de l'enquête SHARE. Nous nous concentrons sur des individus dont l'âge est compris entre 50 et 101 ans. Il est donc difficile d'utiliser le revenu comme variable de statut pour comparer, par exemple, la situation d'une personne toujours sur le marché du travail avec la situation d'une veuve approchant les cent ans. En ce qui concerne le niveau d'éducation, s'il constitue un moteur déterminant de la santé, on observe dans la population âgée de certains pays du Sud et de l'Est que le niveau général est très faible<sup>13</sup>. Ce qui en définitive ne nous permet pas de discriminer très bien les individus selon leur statut socio-économique et qui ne favorise pas les comparaisons entre

---

<sup>11</sup> La corrélation entre la probabilité de survie subjective et le CASP est positive (0.40) et significative, alors que les corrélations entre CASP et les différentes maladies présentées dans le Tableau 3 sont négatives et significatives.

<sup>12</sup> Des résultats similaires sont obtenus avec le revenu mais ne sont pas présentés dans cet article. Les résultats obtenus avec l'éducation sont présentés en Annexes.

<sup>13</sup> Par exemple, plus de 80% des répondants espagnols ou polonais sont faiblement éduqués.

pays. Enfin, comme nous le montrons plus bas, la richesse peut être également instrumentalisée pour corriger un éventuel biais d'endogénéité dans l'estimation de la relation entre richesse et survie<sup>14</sup>.

La figure 2 présente les taux de survie à 75 ans dans chaque pays selon les terciles de patrimoine<sup>15</sup>. Si dans la plupart des pays, on observe une relation croissante, pour certains, il est plus difficile d'identifier une relation claire. Ainsi, en Espagne et aux Pays-Bas, il ne semble pas y avoir à première vue de relation croissante entre richesse et probabilité de survie<sup>16</sup>.

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation économétrique de la relation entre probabilité de survie subjective et niveau de richesse. Tout d'abord nous estimons une simple régression linéaire de l'effet de la richesse sur la probabilité de survie en contrôlant pour le statut marital, l'âge, le sexe et certaines variables de santé et d'environnement. La richesse est introduite après transformation en percentiles par pays, à la place de terciles. On aurait pu aussi utiliser la variable richesse en valeur absolue mais les résultats seraient fortement influencés par les valeurs extrêmes observées aux extrémités de la distribution. En définissant la variable en percentiles au sein de chaque pays, on tient de cette manière également en compte les niveaux de richesse relatifs. Cette représentation de la richesse permet également d'interpréter plus facilement les résultats en termes de variation par percentile.

Les résultats rapportés dans les premières colonnes du tableau 4 montrent que le coefficient associé au patrimoine est positif et significatif. Les personnes qui ont une richesse plus élevée estiment leur probabilité de survie subjective plus élevée que ceux qui disposent d'une richesse plus faible<sup>17</sup>.

---

<sup>14</sup> Il est difficile de déterminer si l'état de santé impacte le patrimoine ou si le patrimoine influence la santé (problème de circularité). Il est évidemment possible que les deux s'influencent réciproquement.

<sup>15</sup> Nous avons estimé, sur base des taux observés de décès par pays, des taux de survie par terciles sur des tranches pondérées de 5 ans. On a ensuite multiplié ces taux de survie pour obtenir le taux de survie à 75 ans d'une personne de 50 ans.

<sup>16</sup> Nous avons également calculé ces taux de survie à 85 ans et en Espagne, en Suisse, en Pologne, aux Pays-Bas ou en Slovénie, la relation entre patrimoine et survie n'est plus monotone. Ces dernières estimations sont à prendre avec précaution car la taille des échantillons devient faible. Cependant, l'objectif de la section suivante est de confirmer ou d'infirmer ces différences entre pays, potentiellement expliquées par les différences institutionnelles et ou spécifiques aux pays considérés.

<sup>17</sup> Dans les annexes A.III. et A.IV., nous présentons une série de tests de robustesse de ces résultats. Nous démontrons que l'effet marginal estimé de la richesse semble constant pour tous les niveaux de richesse (A.III.). Nous n'identifions pas de rendements marginaux décroissants de la richesse en termes de santé. Lorsque nous prenons l'éducation (mesurée par la classification ISCED, allant de 0 (sans diplôme) à 6 (diplôme universitaire)) comme variable explicative (A.IV.) représentant le statut socio-économique, nous notons son effet marginal positif.

Il est cependant possible que cette première estimation souffre d'un biais d'endogénéité. Si l'association entre la survie et la richesse semble claire, le sens de la causalité l'est moins. En effet, la richesse peut également être expliquée par une plus ou moins grande probabilité de survie, et ce pour au moins deux raisons. D'une part du fait d'une maladie grave ou d'un état de dépendance profond, le patrimoine d'un ménage peut avoir été lourdement affecté. D'autre part, les personnes qui anticipent une probabilité de survie faible peuvent avoir été amenées à faire des dons, aussi de manière anticipée, à leurs descendants. Pour corriger ce biais potentiel, nous estimons un modèle en deux étapes (*2 Stage Least Square, 2SLS*) en instrumentalisant la richesse par le fait d'avoir reçu un héritage et le fait d'être propriétaire de son logement, deux informations disponibles dans SHARE. Ces deux variables sont fortement corrélées avec le niveau de richesse mais sont supposées faiblement corrélées avec les probabilités de survie<sup>18</sup>. Les résultats sont similaires à ceux présentés dans la première régression et confirment l'effet du niveau de richesse sur la probabilité de survie subjective.

Néanmoins, si l'on se réfère à nouveau à la figure 2, on observe des différences entre pays en ce qui concerne la relation entre taux de survie et patrimoine que les résultats reportés au tableau 4 ne laissent pas apparaître. Nous pouvons également estimer notre relation au niveau de chaque pays afin d'identifier plus clairement si les résultats obtenus avec l'ensemble de l'échantillon se vérifient ou si nous pouvons identifier des différences par pays.

Le tableau 5 présente les mêmes régressions que précédemment mais réalisées pour chaque pays séparément. Après avoir contrôlé pour le biais éventuel d'endogénéité, on observe que la relation positive entre niveau de richesse et probabilité de survie ne se vérifie que pour certains d'entre eux, à savoir l'Autriche (AT), l'Allemagne (DE), la France (FR), le Danemark (DK), la Belgique (BE), la République Tchèque (CZ), la Pologne (PL) et l'Estonie (EE). Tous ces pays, à l'exception du Danemark, ont comme particularité commune d'avoir des systèmes de protection sociale à dominante assurantielle. C'est-à-dire que les prestations sociales et la prise en charge des soins de santé sont la contrepartie de cotisations payées par les individus. Au contraire, les pays tels les Pays-Bas (NL), le Danemark (DK) ou la Suède (SW) sont

---

<sup>18</sup> Meer et al. (2003) utilisent également les héritages comme variable instrumentale pour la richesse. Apouey et Clark (2015) critiquent ce choix en mettant en évidence la possibilité que l'héritage reçu rende également compte du mauvais état de santé dans la famille. Ils proposent d'utiliser les gains à la loterie comme variable instrumentale exogène à la santé. Nous ne disposons pas de telles informations et introduisons aussi le fait d'être propriétaire afin d'assurer l'identification de notre modèle.

caractérisés par des systèmes de protection sociale plus redistributifs qui fournissent des prestations uniformes à l'ensemble de la population. Dit autrement, dans les pays présentés comme *Bismarckiens* (assurantiel), le statut socio-économique est important pour déterminer l'accès aux soins et aux services de qualité puisqu'une part importante des coûts reste à charge des patients. En revanche, dans les pays qualifiés plutôt de *Beveridgiens*, le système offre des prestations sociales et de santé de manière égalitaire. Parmi ces derniers, seul le Danemark montre une relation faiblement significative (au seuil de 10%) entre le patrimoine et les probabilités subjectives de survie<sup>19</sup>. Par contre, pour les Pays-Bas (NL) et la Suède (SW), l'effet est non significatif. Ceci est le cas aussi pour les pays méditerranéens, l'Italie (IT), le Portugal (PO) et l'Espagne (ES) qui ont certes un système de protection sociale plutôt de type Bismarckien mais dans lesquels les services de santé se sont organisés sur le principe d'un accès universel aux soins, assurés par le secteur public et financé sur le budget de l'Etat.

Ces résultats par pays sont également surprenants de par l'absence de lien entre richesse et survie pour certains pays connus pour leurs fortes inégalités de santé. Le cas du Portugal est frappant puisque il était souvent pointé du doigt pour ses inégalités de santé (van Doorslaer et al. (2004)). Il se peut cependant que les données utilisées dans la recherche de ces auteurs soient trop anciennes (1996) et que ces inégalités aient baissé. La taille de l'échantillon assez réduite ainsi que le fait de ne disposer que d'une vague de l'enquête SHARE pourraient également expliquer le peu de significativité obtenue.

## **5. Dépendance et niveau de vie**

Au-delà de son impact sur la mortalité et la santé en général, le statut socio-économique explique-t-il également le besoin d'aide lié à la dépendance chez les personnes âgées? La question est importante car la dépendance est également liée à la santé, en tout cas pour ce qui concerne l'autonomie physique. Si les niveaux de revenu ou de richesse sont corrélés avec l'état de santé, ils peuvent jouer un rôle déterminant sur la probabilité de devenir dépendant pour une personne âgée.

---

<sup>19</sup> Si l'éducation devient la variable représentant le SSE (voir annexe A.V.), ce résultat positif et significatif pour le Danemark disparaît. Cependant, n'ayant pas d'instrument pour régler le problème d'endogénéité de l'éducation, ces résultats peuvent souffrir d'un biais potentiel.

La figure 3 présente la probabilité moyenne d'être dépendant 4 ans plus tard, pour les individus qui ne l'étaient pas initialement, selon le niveau de patrimoine exprimé en terciles. Comme nous l'expliquons dans la section 2, la probabilité de devenir dépendant et la durée de la dépendance ne sont pas obtenues sur base du même échantillon. Pour ceux encore en vie, on ne peut pas avec certitude déterminer la fin de la période de dépendance. Bien que l'on observe des différences assez importantes entre pays en termes de niveaux, la probabilité de devenir dépendant est toujours plus élevée pour les populations présentes dans le premier tercile de richesse. Cette probabilité décroît lorsqu'on se déplace vers la droite de la distribution.

Comme pour la probabilité de survie subjective, nous estimons économétriquement la relation entre le niveau de patrimoine et la probabilité de devenir dépendant à l'aide d'un modèle *Probit*. La variable dépendante est le fait d'être dépendant en  $t+4$  et les variables explicatives, dont la richesse, sont obtenues pour la période  $t$ . Le tableau 6 présente les résultats et confirme l'effet du niveau de richesse sur la probabilité de devenir dépendant<sup>20</sup>.

Enfin, nous voulons voir l'impact du niveau de vie sur la durée de la dépendance. La question est importante car si la probabilité de devenir dépendant est plus faible lorsque le niveau de vie est plus élevé, la probabilité de décéder est également plus faible. Comme la dépendance augmente avec l'âge et que les plus riches vivent plus longtemps, ils font donc peut être face à des périodes de dépendance plus longues. N'oublions pas que la dépendance en tant que telle n'est pas une maladie mais le reflet de difficultés (souvent liées à l'état de santé) à accomplir des tâches de la vie quotidienne.

Alors que la probabilité de devenir dépendant varie fortement entre pays et laisse apparaître un gradient Nord-Sud/Est, la durée de la dépendance semble assez homogène avec une moyenne de 9 mois avant la mort (de 8 mois au Portugal à 10 mois en Allemagne). Il faut noter qu'ici la prévalence de la dépendance est relative. La question posée à un proche sur le temps de la dépendance concerne uniquement les 12 mois précédant le décès. Il est fort probable que l'individu ait connu d'autres périodes de dépendance antérieurement. Il est également possible que la durée continue de dépendance avant la mort soit plus longue que 12 mois.

---

<sup>20</sup> Nous démontrons dans les annexes A.VI. et A.VII. respectivement l'absence de rendements marginaux décroissants de la richesse sur la dépendance et la robustesse de cet impact négatif du SSE ici approximé par l'éducation.

Malheureusement, les possibilités de réponse à la question « *Au total, au cours des douze derniers mois de sa vie, pendant combien de temps a-t-il/elle reçu de l'aide<sup>21</sup> ?* » se limitent à « *a. Moins d'un mois, b. Un mois ou plus, mais moins de 3 mois, c. 3 mois ou plus, mais moins de 6 mois, d. 6 mois ou plus, mais moins d'un an, e. Une année entière* ». 56% de des proches choisit d'ailleurs cette dernière option, ce qui peut laisser supposer que l'épisode de dépendance a commencé avant. Dans le tableau 7, nous estimons donc la relation entre la durée de dépendance telle que définie plus haut et le niveau de patrimoine.

Comme pour les régressions concernant la probabilité de survie, nous estimons à la fois un modèle de régression linéaire simple (MCO) et une estimation en deux étapes (2SLS) par variable instrumentale pour corriger les problèmes éventuels de causalité inverse entre la richesse et la dépendance. L'échantillon est celui correspondant aux personnes décédées pour lesquels nous avons de l'information sur la fin de vie (via les « exit interviews »). Les variables de contrôle sont identiques à celles présentes dans le tableau 5, à l'exception de celles concernant l'activité physique, le fait qu'ils vivent en zone urbaine et leur consommation de tabac car elles semblent moins pertinentes pour des personnes qui sont déjà en état de dépendance. Si le modèle estimé à partir des moindres carrés ordinaires ne présente pas d'effet significatif du statut socio-économique sur la durée de la dépendance, les estimations par variables instrumentales montrent un effet négatif et significatif (bien que faible)<sup>22</sup>.

Ces résultats montrent que pour les moins bien lotis la probabilité de devenir dépendant est plus grande et la période de dépendance est également plus longue que pour les personnes plus aisées<sup>23 24</sup>.

---

<sup>21</sup> L'aide évoquée concerne l'aide dans la réalisation des activités de la vie quotidienne que l'individu ne sait plus réaliser seul (ADLs).

<sup>22</sup> Si nous contrôlons pour la possibilité de rendements marginaux décroissants de la richesse sur la durée de la dépendance et que nous ajoutons le carré des percentiles de richesse (voir annexe A.VIII.) dans une régression MCO simple, nous observons une relation positive et significative de la richesse, potentiellement concave. Quand la variable dépendante devient une binaire sur le fait d'avoir été dépendant plus de 6 mois avant de décéder, les rendements marginaux décroissants de la richesse apparaissent et sont significatifs.

<sup>23</sup> Cambois et al. (2011) avaient déjà démontré sur base de données françaises que les travailleurs manuels, à l'exception des fermiers, souffraient d'un double désavantage, avec une espérance de vie plus courte et plus d'années en mauvaise santé et avec des incapacités.

<sup>24</sup> Comme l'échantillon qui nous permet d'analyser l'impact du patrimoine sur la durée de la dépendance traite des 12 mois précédant la mort, nous ne pouvons lier ces résultats aux études récentes (Friedberg et al. (2014)) démontrant que l'état de dépendance n'était pas un état absorbant pour les classes les plus fortunées, mais seulement pour les moins riches. Nous projetons de travailler avec les 6 vagues disponibles de SHARE et de suivre les individus depuis la première vague pour corroborer ou non ces résultats récents.

## 6. Conclusion

Dans cet article, nous nous intéressons à la relation entre mortalité, dépendance et niveau de vie, approché par le patrimoine du ménage. A partir de données représentatives d'une série de pays européens, nous approchons la vraie longévité par la probabilité de survie subjective. Nos résultats montrent que longévité et richesse sont corrélées positivement, et ceci après avoir contrôlé pour une série de facteurs explicatifs importants mais également après avoir corrigé le biais d'endogénéité lié à la possible causalité inverse entre les deux variables. On observe également que cette relation positive ne se vérifie pas dans l'ensemble des pays de notre échantillon. Ces résultats divergents selon les pays peuvent être expliqués, en partie, par les différences de cadre institutionnel et de politiques de sécurité sociale et de santé mises en place. La force de cette relation diverge selon les pays et nous observons que dans les pays les plus *Bismarckiens*, la richesse explique davantage la survie que dans les pays *Beveridgiens*.

Les résultats montrent également que la richesse est prédictive de l'incidence d'une situation de dépendance chez les personnes âgées mais aussi de la durée de cette période de dépendance. Les plus riches sont moins dépendants et s'ils le sont, la durée de la perte d'autonomie est plus courte. Nos résultats identifient une triple peine liée au niveau de vie, résumée par le constat que les plus pauvres vivent moins longtemps, sont plus dépendants et pour une plus longue période.

## Bibliographie

- B. Apouey et A. Clark [2015]: *Winning Big but Feeling no Better? The Effect of Lottery Prizes on Physical and Mental Health*, **Health Economics**, 24(5), pp. 516-538.
- O. P. Attanasio et C. Emmerson [2003]: *Mortality, Health Status and Wealth*, **Journal of the European Economic Association**, 1(4), pp. 821-850.
- M. Belloni, R. Alessie, A. Kalwij et C. Marinacci [2013]: *Lifetime Income and Old Age Mortality Risk in Italy over Two Decades*, **Demographic Research**, 29(45), pp. 1261-1298.
- D. Bloom, D. Canning, M. Moore et Y. Song [2007]: *The Effect of Subjective Survival Probabilities on Retirement and Wealth in the United States*. In **Population Aging, Intergenerational Transfers and the Macroeconomy**, R. Clark, A. Mason et N. Ogawa (Eds.), Northampton, MA: Elgar Press, pp. 67–100.
- T.E. Elder [2013]: *The Predictive Validity of Subjective Mortality Expectations: Evidence from the Health and Retirement Study*. **Demography**, 50(2), pp. 569-589.



E. Cambois, C. Laborde, I. Romieu, I. et J.-M. Robine [2011]: *Occupational Inequalities in Health Expectancies in France in the Early 2000s: Unequal Chances of Reaching and Living Retirement in Good Health*. **Demographic Research**, 25(12), pp. 407-436.

E. Cambois et J.-M. Robine [2017] : *L'allongement de l'espérance de vie en Europe : quelles conséquences pour l'état de santé*. **Revue Européenne des Sciences Sociales**, 55(1), pp. 41-67.

J.P. Cristia [2009]. *Rising Mortality and Life Expectancy Differentials by Lifetime Earnings in the United States*, **Journal of Health Economics**, 28(5), pp. 984-995.

D. Cutler, A. Lleras-Muney et T. Vogl [2011]: *Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms*. In **The Oxford Handbook of Health Economics**, S. Glied et P. Smith (Eds.), Oxford University Press, New York.

A. Delavande et S. Rohwedder [2011]: *Differential Survival in Europe and the United States: Estimates based on Subjective Probabilities of Survival*, **Demography**, 48(4), pp. 1377-1400.

H.O. Duleep [1986]: *Measuring the Effect of Income on Adult Mortality using Longitudinal Administrative Record Data*, **Journal of Human Resources**, 21(2), pp. 238-251.

H.O. Duleep [1989]: *Measuring Socioeconomic Mortality Differentials over Time*, **Demography**, 26(2), pp. 345–351.

L. Friedberg, W. Hao, W. Sun, A. Webb et Z. Li [2014]: *New Evidence on the Risk of Requiring Long-Term Care*. Working Papers, Center for Retirement Research at Boston College wp2014-12, Center for Retirement Research.

S. Hupfeld [2011]: *Non-Monotonicity in the Longevity–Income Relationship*, **Journal of Population Economics**, 24(1), pp. 191-211.

M. Hurd et K. McGarry [2002]: *The Predictive Validity of Subjective Probabilities of Survival*, **The Economic Journal**, 112(482), pp. 966-985.

M. Hyde, R. Wiggins, P. Higgs et D. Blane [2003]: *A Measure of Quality of Life in Early Old Age: The Theory, Development and Properties of a Needs Satisfaction Model (CASP-19)*, **Aging Mental Health**, 7(3), pp. 186-194.

F. Jusot [2006]: *The Shape of the Relationship between Mortality and Income in France*, **Annales d'Economie et de Statistique**, 83/84, 89-122.

A. Kalwij, R. Alessie et M. Knoef [2013]: *The Association between the Individual Income and Remaining Life Expectancy at the Age of 65 in the Netherlands*, **Demography**, 50(1), pp. 181-206.

D. Christelis [2011]: *Imputation of Missing Data in Waves 1 and 2 of SHARE*, SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1788248>.

J. Meer, D. Miller et H. Rosen [2003]: *Exploring the Health–Wealth Nexus*, **Journal of Health Economics**, 22(5), pp. 691-881.

F. Peracchi et V. Perotti [2014] : *Subjective Survival Probabilities and Life Tables: Evidence from Europe*. In **2014 Living to 100 Monograph**, Society of Actuaries.

M. Siegel, E.H. Bradley et S. Kasl [2003]: *Self-Rated Life Expectancy as a Predictor of Mortality: Evidence from the HRS and AHEAD Surveys*, **Gerontology**, 49(4), pp. 265–271.

S. Snyder et W. Evans [2006]: *The Effect of Income on Mortality: Evidence from the Social Security Notch*, **The Review of Economics and Statistics**, 88(3), pp. 482-495.

E. Van Doorslaer, X. Koolman, X. et A. Jones [2004]: *Explaining Income-Related Inequalities in Doctor Utilisation in Europe*, **Health Economics**, 13(7), pp. 629-647.

H. Van Solinge et K. Henkens [2017]: *Subjective Life Expectancy and Actual Mortality: Results of a 10-year Panel Study among Older Workers*, **European Journal of Ageing**, 1-10. ISSN 1613-9380.

Tableau 1 : Résumé des variables principales

Régions		Nord			Centre					Sud				Est			Total
Pays		DK	NL	SW	AT	BE	CH	DE	FR	ES	IT	PO	SI	CZ	EE	PL	
<b>Observations</b>																	
	Vague 2	2057	1981	2131	893	2599	1198	1833	1904	1646	2304	-	-	1428	-	1762	21736
	Vague 4	366	-	58	3483	2218	2095	8	2431	1359	881	1375	2051	2944	5499	25	24793
	Total	2423	1981	2189	4376	4817	3293	1 841	4335	3005	3185	1375	2051	4372	5499	1787	46529
<b>Variables explicatives</b>																	
Patrimoine net en euros	Moy. (1000 €)	374,3	281,5	282,0	191,5	353,5	650,9	229,4	343,4	288,3	264,9	165,7	158,5	70,2	93,0	33,1	254,0
	Med. (1000 €)	242,4	190,0	167,8	115,2	269,2	336,1	151,0	237,2	185,6	193,0	158,5	112,1	52,5	42,4	20,8	133,9
Revenu	Moy. (1000 €)	44,7	43,2	36,2	32,7	48,9	90,5	35,3	36,4	20,7	25,4	24,9	30,8	9,8	8,7	5,9	32,5
Education (N = 46482)	Faible	19,1	50,8	49,3	25,0	43,6	21,6	14,2	44,8	81,2	71,9	81,0	34,1	47,9	30,4	46,0	42,5
	Moyenne	39,9	25,0	18,3	45,7	26,3	46,2	54,2	34,4	9,4	19,1	8,8	49,0	36,8	32,0	41,2	32,8
	Elevée	41,1	24,2	32,4	29,3	30,1	32,2	31,6	20,8	9,4	8,9	10,2	16,9	15,3	37,6	12,8	24,7
Femme	%	52,7	54,2	52,8	57,6	53,8	53,2	52,9	55,3	53,0	52,7	55,6	56,3	57,6	60,1	54,9	55,3
Age	Moy.	62,1	63,4	66,0	65,2	63,6	64,1	64,3	64,1	65,9	64,6	64,4	65,2	64,5	66,1	63,3	64,6
En couple	%	76,5	80,1	78,2	65,7	71,0	75,7	81,2	69,3	79,1	83,9	80,1	73,8	70,3	68,8	77,0	73,8
Enfants (N = 46450)	Moy.	2,3	2,3	2,3	2,1	2,1	2,1	2,0	2,2	2,5	2,1	2,2	2,0	2,1	2,0	2,6	2,2
Fumeur (se) (N = 46313)	%	25,9	22,6	13,7	18,7	18,9	18,4	16,3	15,2	16,6	17,9	10,5	14,3	22,1	20,2	27,0	18,8
Activité physique (N = 46244)	%	54,8	66,2	52,1	53,2	45,5	59,4	56,3	42,2	38,4	38,8	35,9	54,7	42,4	50,6	35,1	48,1
Vit en zone urbaine (N = 44264)	%	48,6	34,5	37,9	58,4	62,6	74,8	60,7	70,1	47,7	68,5	41,8	77,5	52,2	62,4	55,9	58,8

Pays: Autriche (AT); Allemagne (DE); Suède (SW); Pays-Bas (NL); Espagne (ES); Italie (IT); France (FR); Danemark (DK); Suisse (CH); Belgique (BE); République Tchèque (CZ); Pologne (PL); Portugal (PO); Slovénie (SI); Estonie (EE)

Remarque: Certains pays participant à l'enquête SHARE sont absents de certaines vagues. C'est le cas pour les Pays-Bas qui ne participent plus depuis la vague 5. La Hongrie, le Luxembourg, l'Irlande, la Grèce et Israël sont présents à certaines vagues mais ne permettent pas cet horizon de temps de 4 ans testant la prédictivité de la probabilité de survie subjective, à l'inverse du Portugal, de la Slovénie et de l'Estonie qui sont présents à la fois en vague 4 et en vague 6, mais non présents dans la seconde vague de l'enquête.

Tableau 2 : Comparaison des probabilités de survie subjectives et des taux de survie

Catégories socio-économiques (en t)		Taux de survie en t+4 (%)	Probabilité de survie subjective estimée au temps t d'atteindre l'âge cible T* (%)		
			Moyenne en t	Moyenne pour individus décédés en t+4	Moyenne pour individus en vie en t+4
Sexe	<i>Homme</i>	91,9	59,7	40,0	61,4
	<i>Femme</i>	94,7	59,7	37,1	60,9
Age	<i>50/65</i>	97,5	67,7	52,8	68,1
	<i>66/69</i>	94,8	60,3	45,5	61,1
	<i>70/74</i>	92,1	53,6	42,7	54,5
	<i>75/79</i>	86,7	42,2	35,1	43,3
	<i>80+</i>	73,7	33,5	28,2	35,4
En couple	<i>Oui</i>	94,5	61,9	40,9	63,1
	<i>Non</i>	90,4	53,4	35,2	55,3
Dépendant	<i>Oui</i>	70,7	35,9	25,8	40,2
	<i>Non</i>	94,6	60,9	42,2	62,0
Patrimoine	<i>1er tercile</i>	90,7	54,1	35,8	56,0
	<i>2ème tercile</i>	93,8	59,8	40,4	61,1
	<i>3ème tercile</i>	95,6	64,9	42,5	65,9
Revenu	<i>1er tercile</i>	91,0	54,7	36,5	56,5
	<i>2ème tercile</i>	93,1	58,5	39,6	60,0
	<i>3ème tercile</i>	95,9	65,4	42,0	66,4
Education	<i>Faible</i>	90,9	54,8	36,1	56,7
	<i>Moyenne</i>	94,8	62,1	43,6	63,1
	<i>Elevée</i>	95,9	64,8	40,5	65,9
Total		93,4	59,7	38,7	61,2

\*Note : L'âge cible T dépend de l'âge du répondant au moment de l'interview. Entre 50 et 65 ans, on lui posera la question sur sa probabilité de survie à 75 ans alors qu'entre 66 et 69 ans, l'âge cible sera 80 ans. Entre 70 et 74 ans, ce sera 85 ans. Entre 75 et 79 ans, 90 ans, etc. L'âge cible proposé au répondant oscille donc entre 10 et 25 ans.

Tableau 3: Survie et probabilité de survie subjective (Modèle Probit)

Variables explicatives		En vie en t+4	
		Effets marginaux	Déviations standard
Probabilité de survie subjective		0,046 <sup>***</sup>	(0,004)
Ages	50/65	ref.	
	66/69	-0,027 <sup>***</sup>	(0,004)
	70/74	-0,044 <sup>***</sup>	(0,003)
	75/79	-0,069 <sup>***</sup>	(0,003)
	80+	-0,116 <sup>***</sup>	(0,003)
Femme		0,032 <sup>***</sup>	(0,002)
En couple		0,013 <sup>***</sup>	(0,002)
Indicateurs de l'état de santé (variables binaires)	Attaque cardiaque	-0,020 <sup>***</sup>	(0,003)
	Hypertension	0,003	(0,002)
	Cholestérol	0,021 <sup>***</sup>	(0,003)
	Attaque cérébrale	-0,029 <sup>***</sup>	(0,004)
	Diabète	-0,026 <sup>***</sup>	(0,003)
	Maladie pulmonaire chronique	-0,028 <sup>***</sup>	(0,004)
	Asthme	-0,019 <sup>***</sup>	(0,006)
	Arthrite	0,001	(0,003)
	Ostéoporose	0,002	(0,005)
	Cancer	-0,050 <sup>***</sup>	(0,004)
	Ulcère gastrique	-0,002	(0,004)
	Parkinson	-0,045 <sup>***</sup>	(0,009)
	Cataracte	0,007 <sup>**</sup>	(0,003)
	Fracture de la hanche/ fémur	-0,017 <sup>***</sup>	(0,006)
	Autres fractures	0,004	(0,004)
Alzheimer/ Démence	-0,058 <sup>***</sup>	(0,008)	
Observations		46512	
Pseudo R <sup>2</sup>		0,185	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays. La variable dépendante est exprimée en valeur de pourcentage et prend des valeurs comprises entre 0% à 100%.

\*  $p < 0,1$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*\*\*  $p < 0,01$

Tableau 4 : Effets du patrimoine sur la probabilité de survie

Variables explicatives		Probabilité de survie subjective (OLS)		2SLS			
				Patrimoine (variable instrumentalisée)		Probabilité de survie subjective	
		Effets marginaux	Déviations standard	Effets marginaux	Déviations standard	Effets marginaux	Déviations standard
Patrimoine (percentiles)		0,073***	(0,005)	-		0,072***	(0,008)
Femme		1,573***	(0,277)	-1,248***	(0,227)	1,537***	(0,280)
Statut marital	Célibataire	ref.		ref.		ref.	
	Veuf (ve)	-1,695***	(0,531)	1,370***	(0,432)	-1,651***	(0,533)
	En couple	-0,619	(0,402)	8,701***	(0,327)	-0,524	(0,420)
	Marié(e) mais seul(e)	-1,558	(1,171)	4,380***	(0,953)	-1,561	(1,174)
Environnement	Enfants	0,336***	(0,098)	-0,508***	(0,081)	0,329***	(0,100)
	Fumeur (se)	-3,581***	(0,346)	-3,991***	(0,284)	-3,606***	(0,354)
	Activité physique	3,976***	(0,279)	3,731***	(0,228)	3,957***	(0,284)
	Vit en ville	-1,476***	(0,272)	-3,570***	(0,225)	-1,483***	(0,274)
Dépendance		-8,202***	(0,653)	-2,860***	(0,535)	-7,907***	(0,659)
Instruments	Héritage			10,992***	(0,275)		
	Propriétaire			37,785***	(0,272)		
Constante		64,339***	(1,231)	16,112***	(1,014)	64,173***	(1,276)
Observations		44187		43141		43141	
R <sup>2</sup>		0,234		0,418		0,235	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays, par âge et par la présence de maladie chronique en t.

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

Chi<sup>2</sup> = 149,95 / Prob > Chi<sup>2</sup> = 0,0000

Tests de suridentification: Sargan (score) chi2(1) = 22,4972 (p = 0,0000)

Basman chi2(1) = 22,4609 (p = 0,0000)

Tableau 5: Effets du patrimoine sur la probabilité de survie par pays : le rôle des institutions?

Probabilité de survie subjective			Variables explicatives					
			OLS			2SLS (Instruments: Héritage et Propriétaire)		
			Patrimoine	N	R <sup>2</sup>	Patrimoine	N	R <sup>2</sup>
Nord	DK	Effets marginaux	0,051***	2348	0,309	0,072*	2304	0,313
		S.E.	(0,020)					
	NL	Effets marginaux	0,019	1904	0,230	0,022	1866	0,228
		S.E.	(0,020)					
	SW	Effets marginaux	0,029	2051	0,332	-0,055	2026	0,325
		S.E.	(0,022)					
Centre	AT	Effets marginaux	0,120***	4190	0,252	0,113***	4128	0,254
		S.E.	(0,015)					
	BE	Effets marginaux	0,045***	4631	0,226	0,054**	4550	0,224
		S.E.	(0,014)					
	CH	Effets marginaux	0,023	3061	0,204	0,038	3008	0,201
		S.E.	(0,017)					
	DE	Effets marginaux	0,098***	1756	0,279	0,092***	1732	0,275
		S.E.	(0,024)					
	FR	Effets marginaux	0,079***	4200	0,199	0,112***	4049	0,204
		S.E.	(0,015)					
Sud	ES	Effets marginaux	0,089***	2825	0,229	0,021	2699	0,233
		S.E.	(0,019)					
	IT	Effets marginaux	0,031*	3053	0,160	0,046	2979	0,161
		S.E.	(0,018)					
	PO	Effets marginaux	0,095***	1294	0,234	0,075	1256	0,239
		S.E.	(0,028)					
	SI	Effets marginaux	0,114***	1922	0,245	0,030	1875	0,243
		S.E.	(0,026)					
Est	CZ	Effets marginaux	0,084***	4023	0,167	0,075***	3890	0,170
		S.E.	(0,017)					
	EE	Effets marginaux	0,101***	5176	0,201	0,096***	5064	0,204
		S.E.	(0,016)					
	PL	Effets marginaux	0,091***	1753	0,171	0,060*	1715	0,172
		S.E.	(0,024)					

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par âge, maladie chronique, état de dépendance et statut marital en t. L'environnement est également contrôlé.

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

Tableau 6: Effet du patrimoine sur la dépendance

Variables explicatives		Dépendance en t+4 si non dépendant en t	
		Effets marginaux	Déviation standard
Patrimoine (percentiles)		-0,026***	(0,004)
Femme		0,005**	(0,002)
Statut marital	Célibataire	ref.	
	Veuf (ve)	-0,003	(0,004)
	En couple	-0,009***	(0,003)
	Marié(e) mais seul(e)	0,002	(0,008)
Environnement	Enfants	0,002***	(0,001)
	Fumeur (se)	0,007**	(0,003)
	Activité physique	-0,024***	(0,002)
	Vit en ville	-0,003	(0,002)
Observations		42093	
Pseudo R <sup>2</sup>		0,146	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays, par âge et par la présence de maladie chronique en t.

\*  $p < 0,1$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*\*\*  $p < 0,01$

Tableau 7 : Effet du patrimoine sur la durée de la dépendance

Variables explicatives		Durée de la dépendance (OLS)		2SLS	
				Patrimoine (variable instrumentalisée)	Durée de la dépendance
Patrimoine (percentiles)		-0,004	(0,003)	-	-0,008* (0,005)
Femme		0,418**	(0,175)	-3,908***	(0,942) 0,379** (0,176)
Statut marital	Célibataire	ref.		ref.	
	Veuf (ve)	-0,839***	(0,324)	2,490	(1,732) -0,819** (0,321)
	En couple	-1,102***	(0,299)	5,974***	(1,601) -1,057*** (0,302)
	Marié(e) mais seul(e)	-0,845	(0,751)	13,607***	(3,998) -0,799 (0,744)
Enfants		0,121**	(0,051)	-0,322	(0,276) 0,119** (0,051)
Instruments	Héritage			9,456***	(1,396)
	Propriétaire			37,520***	(1,000)
Constante		8,815***	(2,090)	16,537	(11,145) 8,914*** (2,073)
Observations		2480		2422	
R <sup>2</sup>		0,074		0,448 0,073	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays et par âge en t.

\*  $p < 0,1$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*\*\*  $p < 0,01$

Chi<sup>2</sup> = 194,89 / Prob > Chi<sup>2</sup> = 0,0000

Test de suridentification: Sargan (score) chi2(1) = 0,233143 (p = 0,6292)

Basman chi2(1) = 0,226234 (p = 0,6343)



Figure 1 : Probabilités de Survie Subjective et Patrimoine

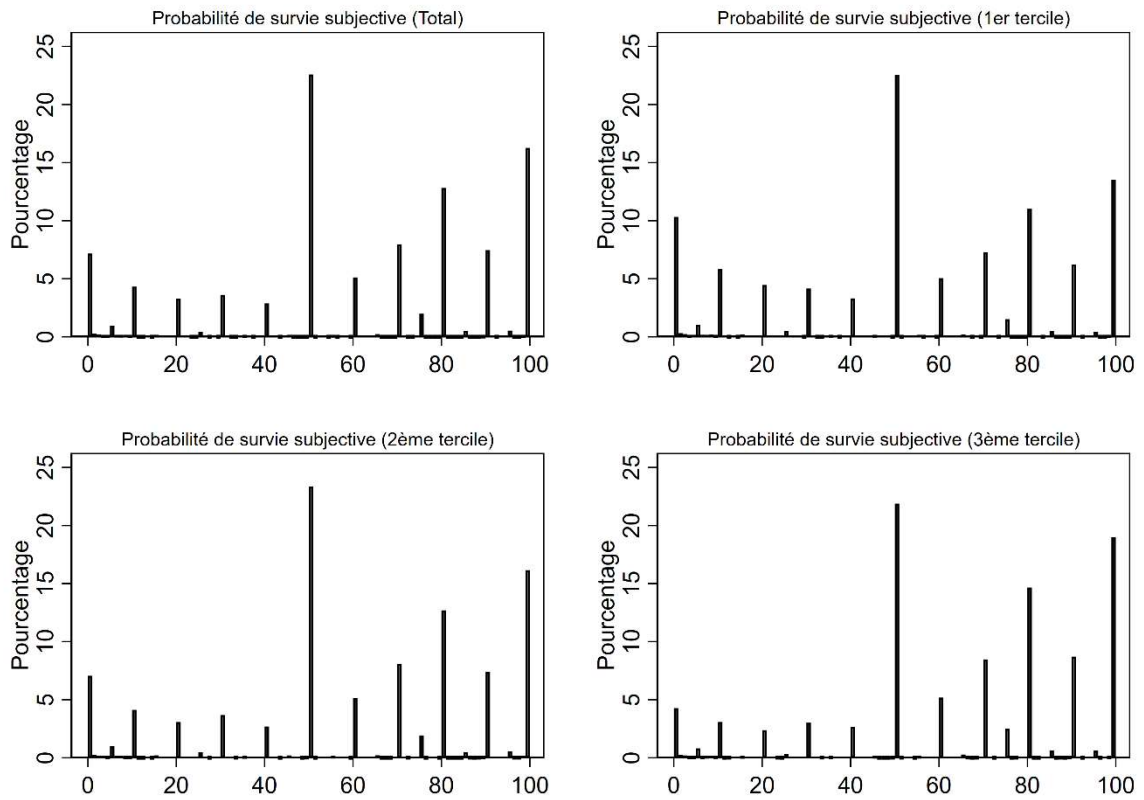


Figure 2: Taux de survie à 75 ans par tercile de patrimoine (%)

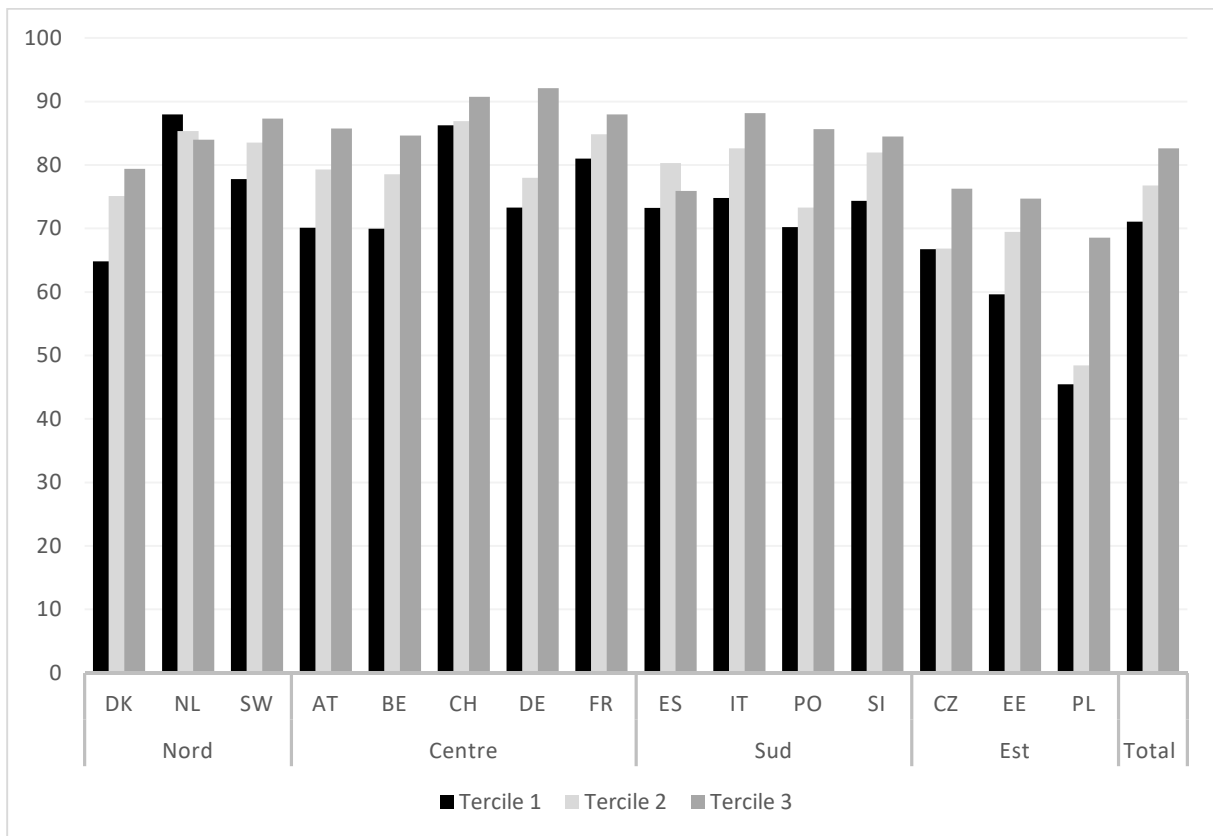
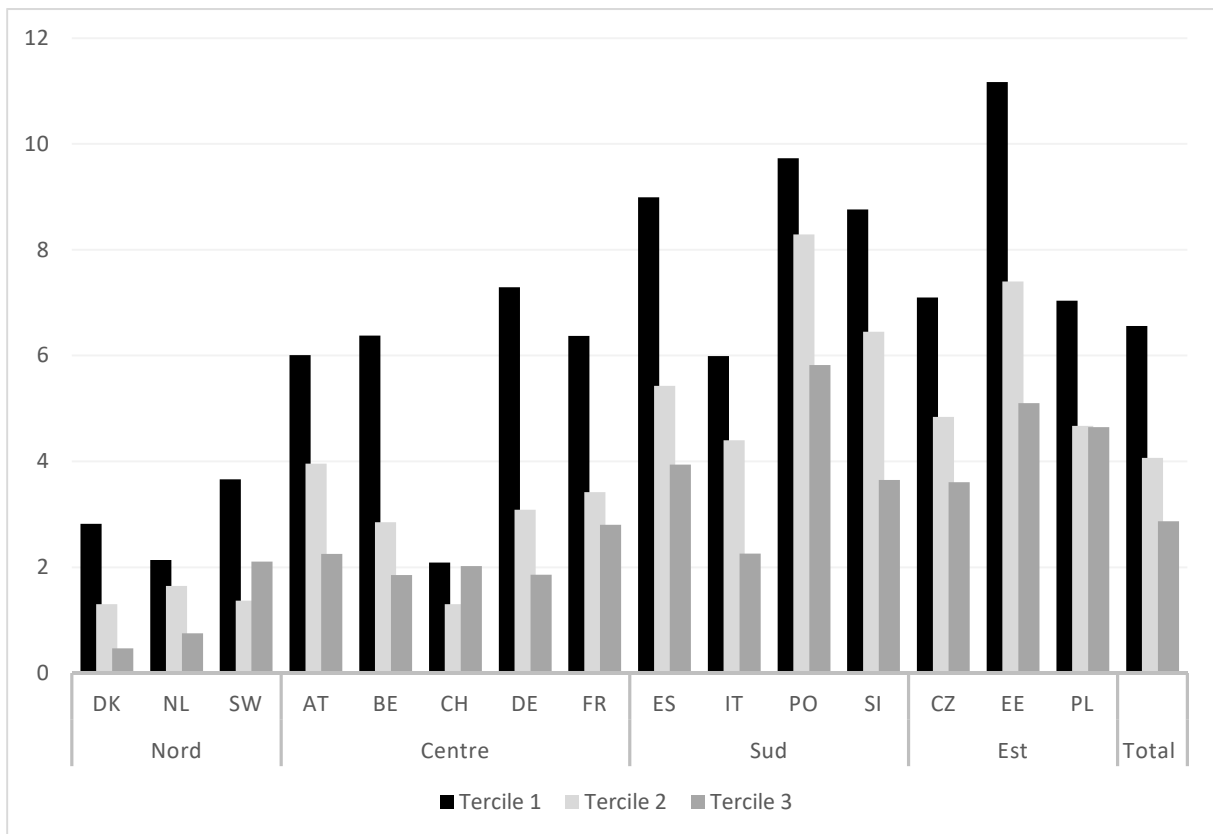
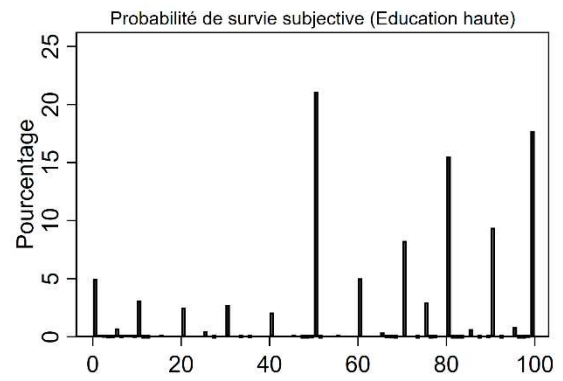
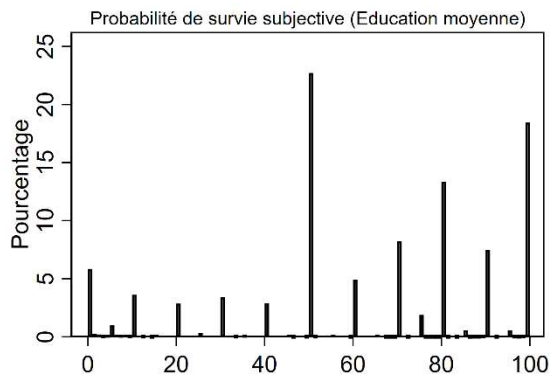
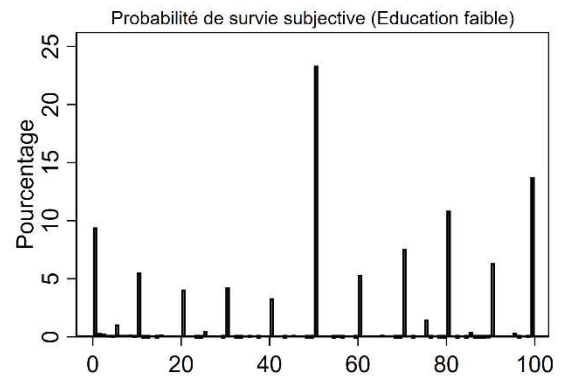
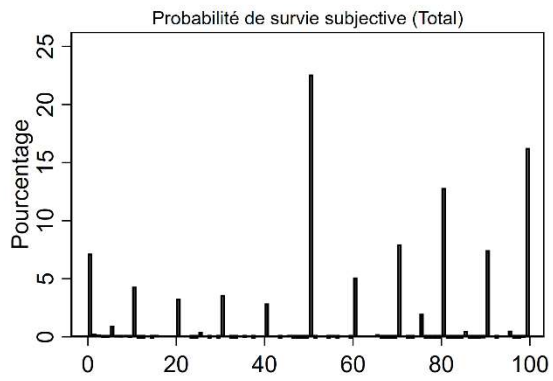


Figure 3: Dépendance en t+4 par tercile de patrimoine (%)



## Annexes

### A.1. Probabilités de Survie Subjective et Education



A.II. Survie, probabilité de survie subjective et CASP (Modèle Probit)

Variables explicatives		En vie en t+4	
		Effets marginaux	Déviatiion standard
Espérance de survie subjective		0,028***	(0,004)
CASP Index		0,120***	(0,009)
Ages	50/65	ref.	ref.
	66/69	-0,027***	(0,004)
	70/74	-0,045***	(0,003)
	75/79	-0,069***	(0,003)
	80+	-0,114***	(0,003)
Femme		0,032***	(0,002)
En couple		0,011***	(0,002)
Indicateurs de l'état de santé (variables binaires)	Attaque cardiaque	-0,016***	(0,003)
	Hypertension	0,003	(0,002)
	Cholestérol	0,020***	(0,003)
	Attaque cérébrale	-0,025***	(0,004)
	Diabète	-0,023***	(0,003)
	Maladie pulmonaire chronique	-0,023***	(0,004)
	Asthme	-0,016***	(0,006)
	Arthrite	0,004*	(0,003)
	Ostéoporose	0,004	(0,005)
	Cancer	-0,048***	(0,004)
	Ulcère gastrique	-0,001	(0,004)
	Parkinson	-0,036***	(0,010)
	Cataracte	0,007*	(0,003)
	Fracture de la hanche/ fémur	-0,011*	(0,006)
	Autres fractures	0,004	(0,004)
Alzheimer/ Démence	-0,042***	(0,008)	
Observations		44893	
Pseudo R <sup>2</sup>		0,189	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays,

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

A.III. Effets du patrimoine sur la probabilité de survie (tests de robustesse)

Variables explicatives		Probabilité de survie subjective (OLS)			
		Effets marginaux	Déviations standard	Effets marginaux	Déviations standard
Patrimoine (1er tercile)		ref.		-	
Patrimoine (2ème tercile)		2,194***	(0,326)		
Patrimoine (3ème tercile)		4,746***	(0,335)		
Patrimoine		-		0,061***	(0,018)
Patrimoine <sup>2</sup>				0,000	(0,000)
Femme		1,544***	(0,277)	1,563***	(0,277)
Statut marital	Célibataire	ref.		ref.	
	Veuf (ve)	-1,631**	(0,531)	-1,676**	(0,531)
	En couple	-0,418	(0,402)	-0,594	(0,402)
	Marié(e) mais seul(e)	-1,435	(1,171)	-1,494	(1,171)
Environnement	Enfants	0,318***	(0,098)	0,334***	(0,098)
	Fumeur (se)	-3,686***	(0,346)	-3,599***	(0,346)
	Activité physique	4,053***	(0,279)	3,977***	(0,279)
	Vit en ville	-1,438***	(0,272)	-1,494***	(0,272)
Dépendance		-8,270***	(0,653)	-8,219***	(0,653)
Constante		65,605***	(1,225)	64,534***	(1,264)
Observations		44187		44187	
R <sup>2</sup>		0,234		0,234	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays, par âge et par maladie chronique.

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

A.IV. Effets de l'éducation sur la probabilité de survie (tests de robustesse)

Variables explicatives		Probabilité de survie subjective (OLS)					
		Effets marginaux	Déviations standard	Effets marginaux	Déviations standard	Effets marginaux	Déviations standard
Education		0,931 <sup>***</sup>	(0,101)	1,348 <sup>***</sup>	(0,384)	-	
Education <sup>2</sup>		-		-0,069	(0,062)		
Education Faible		-		-		ref.	
Education Moyenne						2,012 <sup>***</sup>	(0,331)
Education Elevée						3,262 <sup>***</sup>	(0,363)
Femme		1,623 <sup>***</sup>	(0,278)	1,629 <sup>***</sup>	(0,278)	1,625 <sup>***</sup>	(0,278)
Statut marital	Célibataire	ref.		ref.		ref.	
	Veuf (ve)	-1,119 <sup>**</sup>	(0,532)	-1,120 <sup>**</sup>	(0,532)	-1,135 <sup>**</sup>	(0,532)
	En couple	0,613	(0,395)	0,605	(0,395)	0,615	(0,395)
	Marié(e) mais seul(e)	-1,166	(1,173)	-1,161	(1,173)	-1,141	(1,173)
Environnement	Enfants	0,312 <sup>***</sup>	(0,099)	0,320 <sup>***</sup>	(0,099)	0,304 <sup>***</sup>	(0,099)
	Fumeur (se)	-3,935 <sup>***</sup>	(0,346)	-3,946 <sup>***</sup>	(0,346)	-3,938 <sup>***</sup>	(0,346)
	Activité physique	4,282 <sup>***</sup>	(0,278)	4,278 <sup>***</sup>	(0,278)	4,294 <sup>***</sup>	(0,278)
	Vit en ville	-1,015 <sup>***</sup>	(0,276)	-1,013 <sup>***</sup>	(0,276)	-1,032 <sup>***</sup>	(0,276)
Dépendance		-8,321 <sup>***</sup>	(0,655)	-8,304 <sup>***</sup>	(0,655)	-8,368 <sup>***</sup>	(0,655)
Constante		64,941 <sup>***</sup>	(1,244)	64,528 <sup>***</sup>	(1,296)	65,994 <sup>***</sup>	(1,226)
Observations		44147		44147		44147	
R <sup>2</sup>		0,232		0,232		0,232	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays, par âge et par maladie chronique.

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

A.V. Effets de l'éducation sur la probabilité de survie par pays : le rôle des institutions?

Probabilité de survie subjective			Variables explicatives		
			OLS		
			Education	N	R <sup>2</sup>
Nord	DK	Effets marginaux	0,438	2348	0,308
		S.E.	(0,394)		
	NL	Effets marginaux	0,340	1895	0,230
		S.E.	(0,404)		
	SW	Effets marginaux	0,351	2047	0,334
		S.E.	(0,390)		
Centre	AT	Effets marginaux	1,960***	4189	0,248
		S.E.	(0,333)		
	BE	Effets marginaux	1,139***	4627	0,228
		S.E.	(0,246)		
	CH	Effets marginaux	0,068	3060	0,204
		S.E.	(0,411)		
	DE	Effets marginaux	0,434	1755	0,272
		S.E.	(0,624)		
	FR	Effets marginaux	0,912***	4192	0,196
		S.E.	(0,261)		
Sud	ES	Effets marginaux	2,012***	2818	0,227
		S.E.	(0,427)		
	IT	Effets marginaux	0,208	3052	0,158
		S.E.	(0,459)		
	PO	Effets marginaux	0,453	1293	0,227
		S.E.	(0,624)		
	SI	Effets marginaux	2,054***	1921	0,242
		S.E.	(0,581)		
Est	CZ	Effets marginaux	0,214	4022	0,162
		S.E.	(0,398)		
	EE	Effets marginaux	1,070***	5176	0,196
		S.E.	(0,395)		
	PL	Effets marginaux	1,077*	1752	0,166
		S.E.	(0,598)		

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par âge, maladie chronique, état de dépendance et statut marital. L'environnement est également contrôlé.

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

A.VI. Effet du patrimoine sur la dépendance (tests de robustesse)

Variables explicatives		Probabilité de dépendance en t+4 si non dépendant en t	
		Effets marginaux	Déviations standard
Patrimoine		-0,043***	(0,013)
Patrimoine <sup>2</sup>		0,018	(0,013)
Femme		0,005**	(0,002)
Statut marital	Célibataire	ref.	
	Veuf (ve)	-0,003	(0,004)
	En couple	-0,008***	(0,003)
	Marié(e) mais seul(e)	0,002	(0,008)
Environnement	Enfants	0,002***	(0,001)
	Fumeur (se)	0,007**	(0,003)
	Activité physique	-0,024***	(0,002)
	Vit en ville	-0,003	(0,002)
Observations		42097	
Pseudo R <sup>2</sup>		0,147	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays, par âge et par maladie chronique.

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

A.VII. Effet de l'éducation sur la dépendance (tests de robustesse)

Variables explicatives		Probabilité de dépendance en t+4 si non dépendant en t	
		Effets marginaux	Déviations standard
Education		-0,006***	(0,001)
Femme		0,004*	(0,002)
Statut marital	Célibataire	ref.	
	Veuf (ve)	-0,006	(0,004)
	En couple	-0,013***	(0,003)
	Marié(e) mais seul(e)	0,001	(0,008)
Environnement	Enfants	0,002***	(0,001)
	Fumeur (se)	0,008***	(0,003)
	Activité physique	-0,025***	(0,002)
	Vit en ville	-0,006***	(0,002)
Observations		42060	
Pseudo R <sup>2</sup>		0,147	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays, par âge et par maladie chronique.

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$



A.VIII. Effets du patrimoine/éducation sur la durée de la dépendance (tests de robustesse)

Variables explicatives	Durée de la dépendance					
	OLS		Probit + de 6 mois		Probit + de 6 mois	
	Effets marginaux	Déviations standard	Effets marginaux	Déviations standard	Effets marginaux	Déviations standard
Patrimoine	-0,217**	(0,109)	-0,005	(0,003)	-0,028**	(0,012)
Patrimoine <sup>2</sup>	0,018	(0,011)	-		0,002**	(0,001)
Femme	0,393**	(0,175)	0,045**	(0,019)	0,046**	(0,019)
En couple	-0,392**	(0,195)	-0,047**	(0,021)	-0,042*	(0,021)
Constante	8,532***	(2,081)	-		-	
Observations	2485		2478		2478	
(Pseudo)-R <sup>2</sup>	0,074		0,047		0,048	

Notes: Toutes les régressions contiennent des binaires par pays et par âge.

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$