

Le renoncement total aux soins des personnes en mauvaise santé : l'influence des caractéristiques socio-économiques et des comportements à risque

Total healthcare renunciation of people in bad health: the influence of socioeconomic determinants and risks behaviours

Olivier BOUBA-OLGA

CRIEF, Université de Poitiers¹

obouba@univ-poitiers.fr

Magalie VIGÉ

CRIEF, Université de Poitiers¹ & ARS Poitou-Charentes

magalie.vige@univ-poitiers.fr

Résumé : Nous proposons dans cet article une analyse empirique du renoncement total aux soins à partir d'une base de données originale, jamais utilisée à notre connaissance sur ce sujet, l'enquête européenne SHARE. Dans le prolongement de travaux réalisés sur des échantillons plus réduits et à partir d'une définition stricte du renoncement aux soins, nous montrons que, à côté des contraintes financières, les caractéristiques sociales et les comportements à risque influent fortement sur le non recours aux soins des personnes déclarant un mauvais état de santé. Le cumul des déterminants sociaux et des conduites à risque est également très influant. Nous observons enfin des différences significatives entre les pays.

Mots clés : Renoncement aux soins, Territoires, Enquête SHARE, Santé

Abstract: This article deals with total forgoing healthcare, from an original database – the SHARE survey – never used on this topic to our knowledge. In line with previous works based on smaller samples and from a strict definition of forgoing healthcare, we find that both economic and social constraints, as well as risk behaviours, significantly affect the forgoing of healthcare. The accumulation of social features and risk behaviours also play a key role. Finally, we can observe differences between countries.

Keywords: Healthcare renunciation, Territories, SHARE survey, Health

¹ CRIEF, EA 2249, UFR Sciences Économiques, 2 rue Jean Carbonnier, Bât A1, TSA 81100, 86073 Poitiers Cedex 9

1. Introduction

Selon l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS, 2009), un accès aux soins équitable entre tous les individus permettrait de réduire les inégalités de santé. Le principe d'équité horizontale précise que chaque individu doit recevoir un traitement égal pour un besoin de soins égal. Pourtant, les études menées sur le recours aux soins indiquent que le nombre de visites chez le médecin est inégalement distribué parmi les groupes socio-économiques, à âge, sexe et état de santé donnés (Jusot, Or et Sirven, 2011 ; Or, Jusot et Yilmaz, 2009). Les travaux mettent également en évidence des inéquités dans la consommation de soins dans la plupart des pays européens, en faveur des groupes de revenus les plus élevés (Couffinhal, Dourgnon, Masseria, Tubeuf et Van Doorslaer, 2004 ; Mielck, Kiess, Knesebeck, Stirbu et Kunst, 2009 ; Or et *al.*, 2009).

Face à ces constats, les travaux sur le renoncement aux soins se sont multipliés depuis la fin des années 1990 pour tenter d'expliquer les problèmes d'accès aux soins. Le renoncement aux soins apparaît lorsque les individus « ne sollicitent pas les services de soins et les professionnels de santé alors qu'ils éprouvent un trouble, constatent un désordre corporel ou psychique ou quand ils n'accèdent pas à la totalité du soin prescrit » (Desprès, Dourgnon, Fantin et Jusot, 2011). La littérature empirique montre que le renoncement aux soins est positivement corrélé avec le fait d'être une femme, le niveau d'éducation, le soutien social et négativement corrélé avec le revenu et la couverture maladie (Desprès, Dourgnon, Fantin et Jusot, 2011 ; Dourgnon, 2011 ; Ford, Bearmans et Moody, 1999). Allin et *al.* (2010) indiquent que l'âge et un bon état de santé influencent négativement le renoncement aux soins. Chauvin, Renahy, Parizot et Vallée (2012) montrent, quant à eux, que le renoncement résulte des organisations spatiales et temporelles de l'offre de soins. Ainsi, le (non) recours aux soins semble provenir à la fois des demandes individuelles de soins, contraintes économiquement et socialement, et de l'organisation des systèmes nationaux de santé.

Conformément à l'approche la plus courante, le renoncement aux soins est significativement associé aux revenus des individus, à leur niveau d'éducation et à leur situation professionnelle. Les modélisations théoriques sur la demande de biens et services médicaux (Grossman, 1972 ; Phelps, 1973) s'accordent à montrer que les prix de ces biens et services et le revenu sont déterminants dans la consommation de soins. En France, les travaux révèlent que l'accès aux soins est conditionné aux revenus et qu'une corrélation existe entre type de couverture maladie et renoncement aux soins (Dourgnon, 2011). En 2008, par exemple, 15,4% des français de plus de 18 ans déclaraient renoncer aux soins pour raisons financières, ce taux étant plus élevé chez les bénéficiaires de la Couverture Maladie Universelle (CMU) et dépassant les 30% pour les personnes protégées par aucune couverture maladie complémentaire (Desprès et *al.*, 2011). Une fois pris en compte le niveau de couverture, les taux de renoncement aux soins demeurent plus élevés chez les groupes sociaux les plus défavorisés. L'étude basée sur l'ESPS² montre en outre qu'au sein de ces groupes sociaux - à revenu, niveau d'éducation et situation professionnelle donnés - les individus cumulant des expériences de précarité passée, présente ou anticipée, renoncent plus aux soins que les autres (Dourgnon, Jusot et Fantin, 2012). Ajouté à cela, toutes choses égales par ailleurs, un renoncement à un instant donné accroît le risque d'avoir un état de santé dégradé les années suivantes. Ces constats suggèrent alors un cercle vicieux lié à la précarité, mettant en évidence un fort gradient social entre précarité et état de santé (OMS, 2009), d'une part, et précarité et renoncement, d'autre part. Par extension, la situation professionnelle induit des écarts de renoncement, les retraités renonçant plus

² L'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale, pilotée par l'IRDES, est réalisée tous les deux ans.

que les chômeurs qui, eux, renoncent plus que les actifs occupés. Par ailleurs, les études montrent que le niveau d'éducation est positivement corrélé au renoncement aux soins, ce qui reflète une moindre attention aux besoins de soins, une moins bonne connaissance du système de soins (Dourgnon et *al.*, 2012), une moins bonne réception aux messages de prévention (Oakes, Chapman, Borland, Balmford et Trotter, 2004 ; Peretti-Watel, Constance, Guilbert, Gautier, Beck et Moatti, 2007) et une forte préférence pour le présent (Peretti-Watel, Halfen et Grémy, 2007) chez les individus faiblement diplômés.

Au-delà de l'impact des conditions socio-économiques sur le renoncement aux soins, certains travaux interrogent le rôle des relations sociales dans les décisions de santé. Desprès (2012) montre par exemple que le réseau social peut compenser une prise en charge partielle des soins, notamment dans les milieux précaires. Le rôle de ces relations sociales fait référence au concept de capital social. Ce capital social, au travers de la confiance mutuelle (Dasgupta, 2005) véhiculée par la diffusion de réseaux et de normes propres au groupe (Putnam, Leonardi et Nanetti, 1993), facilite l'accès des individus à certaines ressources, soins et santé notamment. Les personnes détenant du capital social bénéficient ainsi de soutiens financier et émotionnel, induisant une influence positive sur l'état de santé et l'accès aux soins (Peretti-Watel, 2006). Si les individus précaires ont tendance à déclarer moins renoncer aux soins, ce n'est donc pas nécessairement parce qu'ils ont moins besoin de soins sur le plan médical, mais parce qu'ils font face à plus de barrières (informationnelles, financières, *etc.*) pour détecter un besoin de soins (Fainzang, 2006 ; Desprès, 2012). En outre, le capital social permet la diffusion d'informations au sein d'un même groupe social et donc une diffusion des normes de santé propres au groupe, en ce qui concerne notamment les comportements à risque (tabagisme, alcoolisme, déséquilibre de l'alimentation, *etc.*).

En ce qui concerne les caractéristiques individuelles, les études ne s'accordent pas toujours sur les rôles de l'âge et du sexe dans le renoncement aux soins. Certains travaux (Desprès, 2012) montrent que les hommes renoncent davantage aux soins que les femmes. Les hommes ont en effet tendance à faire peu attention à leur corps, ce qui s'explique notamment par le rôle et la place que les hommes doivent tenir dans nos sociétés patriarcales. Les soins que les femmes apportent à leurs enfants d'une part, et à elles-mêmes, au travers de la maternité, du suivi de leurs grossesses, des soins esthétiques, d'autre part, favorisent une meilleure prise en charge de leur santé par les femmes elles-mêmes. Cette meilleure prise en charge peut à l'inverse expliquer que les femmes renoncent davantage aux soins que les hommes (Dourgnon, 2011) : les femmes s'estimant en moyenne en plus mauvaise santé que les hommes (Shmueli, 2003), les « différences de renoncement entre hommes et femmes traduisent (...) des différences d'attente en matière de soins » (Dourgnon, 2011, p.14). S'agissant de l'âge, l'état de santé se dégradant naturellement au fil des années, plus les individus vieillissent, plus ils ont besoin de soins, ce qui accroît le risque de renoncer (Dourgnon, 2011). Ainsi, la probabilité de renoncer totalement aux soins diminue avec l'âge mais la probabilité de renoncer à au moins un soin y est positivement corrélée.

Outre les déterminants individuels et sociaux, nous nous intéressons à la dimension géographique du renoncement aux soins. Au niveau local, l'éloignement des services de santé, la saturation de l'offre locale, le coût du transport sont autant de facteurs qui impactent positivement le renoncement aux soins. Ces facteurs jouent un rôle plus important dans les zones rurales, même s'il existe parfois des différences notables entre les quartiers d'une même ville (Chauvin et *al.*, 2012). Au niveau macroéconomique, les différences de financement et d'organisation des systèmes de santé (niveau de couverture par l'assurance publique, complémentaires privées, médecin référent, *etc.*) créent des

différences d'accès aux soins entre les territoires, la population n'étant pas couverte partout de la même manière. Le coût des soins supporté par le patient est alors différent selon les pays.

Toutes ces études ont largement contribué à la compréhension des déterminants du renoncement aux soins. Dans le prolongement de ces travaux, nous proposons d'étudier le renoncement total aux soins, correspondant à un recours nul au médecin. En prenant appui sur la quatrième vague de l'Enquête SHARE (Survey on Health, Ageing, Retirement in Europe) menée en 2010, cet article propose d'analyser les déterminants du renoncement total aux soins des personnes de plus de cinquante ans en mauvaise santé, au moyen d'une régression à équation de sélection. L'intérêt d'utiliser cette base de données est de disposer d'un échantillon de grande taille à l'échelle européenne, alors qu'à notre connaissance les travaux existants s'appuient sur des enquêtes nationales ou infranationales. Les données disponibles permettent de tester un nombre conséquent de déterminants : i) les caractéristiques individuelles (âge, sexe), économiques (revenu, situation professionnelle, niveau d'éducation), et sociales (réseau, situation familiale, type de ménage) des individus ; ii) leurs conduites à risques (alcool, tabac, alimentation déséquilibrée, inactivité physique) ; iii) l'existence éventuelle d'effets géographiques. Pour ce dernier point, nous ne disposons malheureusement pas de données à l'échelle locale permettant d'analyser le système de santé, nous nous focalisons donc sur les différences entre pays. Au total, nous proposons d'étudier la contribution au renoncement aux soins des facteurs socio-économiques et des comportements à risques, ainsi que les différences entre les pays européens.

Cet article se compose de quatre parties. Nous introduisons notre travail empirique en présentant respectivement les données et méthodes utilisées dans les deux prochaines sections. Nous exposons ensuite nos résultats dans la section trois et les discutons dans la dernière section.

2. Données

L'étude réalisée dans cet article repose sur une base de données issue d'une enquête originale portant sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe. Conduite dans vingt pays européens, dont la France, l'enquête SHARE (Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe) est une cohorte de 80 000 personnes âgées de 50 ans et plus, suivies tous les deux ans depuis 2004 par le biais d'entretiens semi-directifs. Elle permet de mettre en exergue le lien potentiel qui existe entre environnements socio-économique et géographique des individus et comportements de santé puisqu'elle comprend des variables pluridisciplinaires (économiques, sociologiques, psychologiques, etc.) ainsi que des modules de santé.

Notre travail se concentre sur la quatrième vague d'enquête, réalisée en 2010, et porte sur un échantillon de 58 489 individus répartis sur seize pays. Les seules personnes de moins de 50 ans interrogées dans cette étude étant les partenaires des individus cibles, nous décidons de ne garder que les individus de 50 ans et plus. On compte 57 635 personnes de 50 ans et plus. À cause de non réponses sur des variables clés, nous avons en outre été contraints d'écarter 378 observations. Nous travaillons donc sur un échantillon de 57 257 individus.

2.1. Variable expliquée : le renoncement total aux soins

Nous nous appuyons sur la définition de 2011 de Desprès et *al.* (*cf. supra*) et considérons une définition stricte du renoncement aux soins, que nous qualifions de renoncement total aux soins : renoncent aux soins les personnes qui ne recourent à aucun médecin généraliste alors qu'elles se déclarent en mauvaise santé. Travailler seulement sur les personnes en mauvaise santé permet de dépasser deux ambiguïtés : d'une part, par définition, les personnes se sentant en bonne santé, que celle-ci soit avérée ou non, ne peuvent pas renoncer aux soins, excepté peut-être à des soins de prévention. D'autre part, une analyse sur toute la population introduit un biais de sélection parce que les caractéristiques testées influant sur le renoncement aux soins jouent également sur la bonne santé des individus (Peretti-Watel (2006) montre par exemple que l'isolement relationnel est lié à une moins bonne santé perçue) : l'objectif est ici d'identifier si certaines variables (notamment le revenu) jouent plus sur la santé que sur le renoncement.

Par ailleurs, la littérature récente montre que les individus ne semblent pas renoncer à la totalité des soins mais à une partie seulement (Desprès et *al.*, 2011a, 2011b). Il s'agira alors d'identifier si les déterminants influençant le renoncement aux soins sont les mêmes lorsque l'on prend en compte n'importe quel renoncement ou lorsque l'on se restreint à étudier un recours nul.

La quatrième vague de SHARE ne traite pas directement de la question du renoncement aux soins mais permet de l'aborder en considérant que les individus renoncent aux soins lorsqu'ils ne consultent aucun généraliste alors qu'ils se considèrent en mauvais état de santé. Ainsi, deux informations ont été exploitées pour construire l'indicateur renoncement aux soins utilisé dans cette étude : l'état de santé perçu et le nombre déclaré de visites chez un médecin généraliste au cours des douze mois précédant l'enquête.

Nous évaluons l'état de santé au travers de la santé perçue et déclarée par les individus eux-mêmes, l'état de santé étant un indicateur largement utilisé en économie. Nous utilisons la question suivante : « Diriez-vous que votre santé est : 1) excellente, 2) très bonne, 3) bonne, 4) acceptable, 5) médiocre ? ». Nous avons construit un indicateur binaire à partir de cette question : la santé est considérée comme bonne si les individus déclarent une « excellente », « très bonne », ou « bonne » santé, et mauvaise si les individus indiquent une santé « acceptable » ou « médiocre ». Les personnes se déclarant en mauvaise santé sont 24 220, soit 42,30% de l'échantillon.

Pour apprécier le non-recours aux soins, nous avons pris en compte le nombre de fois où les individus ont vu leur médecin généraliste au cours des douze mois précédant l'enquête. Nous avons créé une variable dichotomique de non-recours aux soins en opposant les personnes qui n'ont jamais rencontré leur médecin au cours de l'année et ceux qui l'ont vu au moins une fois. 6 607 personnes n'ont recouru à aucun soin pendant les douze mois qui ont précédé l'enquête, soit 11,54% des individus.

Le croisement de l'état de santé perçu et du nombre de visites chez le médecin généraliste permet de distinguer trois types de comportements, synthétisés dans la figure 1.

[FIGURE 1]

Dans l'ensemble de notre base, 1 626 personnes ont totalement renoncé aux soins en Europe en 2010, soit 6,76% des personnes en mauvaise santé.

2.2. Les variables explicatives

Les tableaux I et II présentent les statistiques descriptives des différentes variables que nous avons retenues.

[TABLEAUX I ET II]

Pour l'ensemble de la population, on peut noter que plus de la moitié des individus sont des femmes et près des trois quarts des individus sont en couple. En outre, plus de la moitié des personnes est à la retraite. Les individus vivent principalement dans des pays de l'Ouest et de l'Est de l'Europe. Si l'on s'intéresse aux facteurs de santé, on constate qu'en moyenne les individus souffrent d'1,7 maladie chronique, et qu'en majorité, ils sont consommateurs de tabac mais pas d'alcool, ne souffrent pas de malnutrition et pratiquent une activité physique.

S'agissant des personnes qui renoncent aux soins, on observe des différences en fonction du sous-groupe considéré, nous y reviendrons au fur et à mesure de la présentation des variables.

2.2.1. Les caractéristiques individuelles

Les caractéristiques individuelles introduites dans l'analyse sont le sexe et l'âge. Les résultats de la littérature montrant que les hommes sont moins attentifs aux soins que les femmes, ces dernières étant potentiellement globalement moins satisfaites du fait de leurs besoins plus nombreux, et considérant que nous étudions le renoncement total aux soins, on s'attend à une corrélation positive entre le genre masculin et le renoncement. L'âge est introduit en année : on s'attend à un effet négatif de l'âge sur la probabilité de renoncer totalement aux soins. Cependant, afin de nous laisser la possibilité d'identifier des non linéarités, nous introduisons également le carré de cette variable.

L'analyse descriptive indique que les femmes renoncent moins aux soins. Parmi les hommes en mauvaise santé, 8,17% déclarent renoncer totalement aux soins contre 5,75% des femmes en mauvaise santé. Les individus étudiés sont âgés de 50 à 111 ans ; l'âge moyen est de 66,3 ans, avec une médiane à 65 ans.

2.2.2. Les conditions socio-économiques

Afin d'estimer le rôle des conditions socio-économiques sur le renoncement aux soins, nous étudions le revenu, le niveau d'éducation et le statut d'occupation.

La variable revenu correspond au revenu net annuel du ménage. Nous avons choisi d'introduire le revenu par quartile : le premier quartile a un revenu inférieur ou égal à 9 971 euros nets annuels, la médiane du revenu est de 19 200 euros nets annuels, et le dernier quartile a un revenu supérieur ou égal à 36 000 euros. De manière similaire, la variable a été introduite selon cinq niveaux de scolarisation qui correspondent, dans le système français, à : aucune scolarisation, scolarisation en primaire, scolarisation au collège, scolarisation au lycée et scolarisation en études supérieures³. Enfin, le statut d'occupation est décliné en six groupes : les personnes ayant un emploi, les chômeurs, les retraités, les personnes en affection longue durée, les hommes ou femmes au foyer et

³ Idéalement, nous aurions souhaité utiliser la nomenclature ISCED, mais la variable correspondante ne figure pas dans la base utilisée (qui est la base imputée de SHARE). Nous avons donc retenu les catégories françaises et ventilé les individus dans ces différentes catégories en nous appuyant sur leur nombre d'années de scolarisation.

les autres inactifs. Les personnes en affection de longue durée peuvent, selon les pays, bénéficier d'aménagement de temps de travail et d'une protection face au licenciement : nous décidons donc de distinguer ces personnes du reste des catégories socioprofessionnelles. Cette distinction peut permettre d'identifier des comportements particuliers, du fait par exemple de la potentielle prise en charge complète liée à leur maladie.

Notre échantillon est composé d'une majorité de personnes ayant au moins été scolarisée au collège (84%). 57,61% des personnes sont à la retraite, ce qui s'explique par l'âge moyen de notre échantillon ; 26,36% des individus ont un emploi. Les statistiques descriptives montrent des différences de recours aux soins selon le profil socio-économique des individus. Les personnes qui renoncent aux soins ont une situation socio-économique plus défavorisée que la population ne renonçant pas aux soins, pour deux de nos trois variables (revenu et statut d'occupation) : 9,41% des personnes ayant un revenu appartenant au premier quartile renoncent aux soins, alors qu'elles ne sont que 4,71% dans le dernier quartile ; 13,14% des chômeurs en mauvaise santé déclarent renoncer aux soins, contre 10,03% des travailleurs. En revanche, pour le niveau d'éducation, la relation n'est pas linéaire : le renoncement augmente dans un premier temps (il est de 5,75% pour les non scolarisés et de 7,43% pour les personnes ayant terminé leur scolarisation au collège), pour redescendre ensuite (il est ainsi de 5,56% pour les individus sortant du supérieur, taux le plus bas)⁴.

2.2.3. Le réseau social

La sociologie montre le rôle du réseau social pour expliquer le comportement des acteurs (voir par exemple Kawachi et Berkman, 2000). Le réseau social permet en effet aux individus de disposer de différents types d'assistance (instrumentale, émotionnelle et informationnelle). Nous distinguons deux types de réseaux sociaux : le réseau amical et le réseau familial. S'agissant premier, nous avons décidé de tester l'influence de l'isolement social sur le renoncement aux soins. Nous avons donc construit une variable dichotomique de réseau social opposant les personnes déclarant avoir au moins une personne avec qui discuter souvent (en-dehors du conjoint) et les individus n'ayant personne avec qui discuter. En ce qui concerne le réseau familial, nous retenons ici la composition du ménage : une première variable permet de distinguer les personnes célibataires des personnes en couple ; une deuxième variable correspond au nombre d'enfants des individus.

L'analyse descriptive montre que le capital social est inégalement distribué au sein de notre population : 72,56% des individus sont en couple, 96,61% connaissent *a minima* une personne avec qui discuter, 72,12% des personnes ont au moins deux enfants. Finalement, 2,53% de l'échantillon n'a aucun réseau social (ni réseau, ni soutien social, ni enfant). 7,19% des célibataires renoncent aux soins, contre 6,55% des personnes en couple. De la même façon, 10,48% des personnes qui n'ont personne avec qui discuter renoncent aux soins alors que cette proportion est 6,62% chez les individus socialement entourés. 8,39% des individus n'ayant pas d'enfants renoncent aux soins, contre 7,40% des personnes ayant un enfant et 6,22% des personnes ayant au moins quatre enfants. Par ailleurs, les analyses descriptives montrent que les individus présentant un faible capital social déclarent en moyenne un plus mauvais état de santé.

⁴ L'estimation du modèle économétrique montrera cependant que cette non-linéarité est liée au jeu de variables cachées, puisque toutes choses égales par ailleurs, le renoncement aux soins diminue constamment avec le niveau d'éducation.

2.2.4. Les comportements à risque

Certains travaux montrent le lien entre l'état de santé des individus et leurs comportements à risques ; cependant, à notre connaissance, l'impact de ces derniers sur le renoncement aux soins n'a encore jamais été analysé. Puisque ces comportements découlent notamment de normes et habitudes véhiculées par le groupe social, la prévalence de ces conduites à risque est inégalement distribuée parmi les catégories sociales (Peretti-Watel, 2006). Nous faisons l'hypothèse que le fait de fumer, boire de l'alcool, avoir une alimentation déséquilibrée et ne pas faire de sport impacte l'accès à l'ensemble des ressources : la santé et le soin.

Nous nous intéressons alors aux comportements à risques au travers des déterminants non médicaux de santé : alcool, tabac, alimentation déséquilibrée, absence d'activité physique. Ces quatre indicateurs sont dichotomiques et opposent les individus qui boivent très régulièrement à ceux qui ne boivent pas, ceux qui fument à ceux qui ne fument, ceux qui ne pratiquent aucune activité physique à ceux qui font du sport, que ce soit de façon modérée ou vigoureuse, et les individus qui connaissent des problèmes d'équilibre alimentaire à ceux qui n'en connaissent pas. Le déséquilibre de l'alimentation est apprécié au regard du nombre de repas quotidien : sont considérés comme ayant une alimentation déséquilibrée les individus prenant moins de deux repas par jour ou plus de cinq repas par jour.

Les statistiques descriptives indiquent que notre échantillon est majoritairement composé de non-alcooliques (82,63%), de fumeurs (64,49%), de personnes ayant une alimentation équilibrée (88,28%) et de sportifs (87,38%). Nous remarquons que les alcooliques sont plus nombreux à renoncer aux soins (10,35%) que les personnes qui ne boivent pas (6,18%). Les fumeurs sont en revanche relativement autant que les non-fumeurs à renoncer aux soins, les taux étant respectivement de 6,70% et 6,85%. Les personnes ayant une alimentation déséquilibrée se déclarent à la fois en plus mauvaise santé et renonçant d'avantage aux soins que les autres. Enfin, 76,95% des personnes ne faisant pas de sport se déclarent en mauvaise santé et parmi celles-ci 6,22% renoncent aux soins ; ce taux est relativement plus élevé en ce qui concerne les sportifs (6,92%).

Par ailleurs, nous souhaitons tester l'incidence du cumul de ces déterminants non médicaux. Dans une version restrictive, nous nous limitons aux quatre comportements à risque, en définissant une variable de cumul des comportements, somme des quatre variables binaires précédentes (tabac, alcool, alimentation déséquilibrée, absence d'activité physique). Dans une version plus large, nous ajoutons à ces quatre risques les risques sociaux (absence de réseau social, absence de soutien social, aucun enfant, chômage) pour définir une variable de cumul total.

Les statistiques descriptives nous montrent que 76,42% des personnes de notre échantillon ont une conduite à risque. 78,70% des individus qui renoncent aux soins ont au moins un comportement à risque ; 35% en cumulent au moins deux. Les individus dont le capital social est nul présentent en moyenne plus de comportements à risque : 35,26% cumulent au moins deux conduites à risques contre 26,25% pour les personnes ayant un capital social. 10,11% des personnes cumulant trois ou quatre conduites à risque renoncent aux soins, contre 6,31% des personnes n'ayant aucun comportement à risque. 12,38% des personnes connaissant au moins quatre vulnérabilités renoncent, alors que ce taux n'est que de 5,94% chez les personnes n'ayant aucun risque.

2.2.5. Le nombre de maladies chroniques

Comme l'expliquent Dourgnon et *al.* (2012), l'état de santé ne peut pas être introduit en tant que variable explicative du renoncement, du fait d'un problème évident de causalité inverse : les gens renoncent-ils parce qu'ils sont en mauvaise santé ou bien sont-ils en mauvaise santé parce qu'ils renoncent ? Cependant, nous pensons intéressant d'introduire le nombre de maladies chroniques. Nous faisons en effet l'hypothèse, dans le cadre d'un renoncement total aux soins, que la probabilité de renoncer totalement aux soins des personnes atteintes de maladies chroniques est faible. On s'attend donc à une influence négative de cette variable.

Les statistiques descriptives montrent que 77,31% des personnes souffrent au moins d'une maladie chronique. 25,05% des personnes malades qui ne sont pas atteintes de maladies chroniques renoncent aux soins, contre 3,22% des personnes cumulant au moins quatre maladies chroniques⁵.

2.2.6. Le territoire de résidence

Les indicatrices pays sont intégrées à chaque configuration du modèle afin d'identifier des effets liés aux pays. Dans l'analyse réalisée dans cet article, les différences de demande sont capturées par les caractéristiques individuelles, économiques et sociales des individus. Nous considérons donc que les écarts géographiques constatés résultent au moins en partie des différences d'offre de soins et de services de santé.

Alors que le taux de renoncement aux soins des personnes en mauvaise santé est de 6,76% sur l'ensemble de la population, on observe des différences fortes selon les pays. Le taux de renoncement atteint son maximum en Estonie (13,32%) et sa valeur la plus faible en Allemagne (2,18%). Plus généralement, le taux est supérieur à la moyenne en Slovénie (9,50%), Pologne (8,97%), Hongrie (8,69%) et Suède (8,16%).

3. Méthode

Notre analyse du renoncement aux soins des personnes en mauvaise santé repose alors sur l'estimation d'un modèle probit avec équation de sélection.

Nous définissons dans un premier temps MS_i^* , la variable latente, et MS_i , la variable binaire associée, qui prend la valeur 1 si l'individu i est en mauvaise santé et la valeur 0 sinon :

$$MS_i = \begin{cases} 1 & \text{si } MS_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Avec $MS_i^* = Z_i\beta + \mu_{1i}$

Z_i est un ensemble de caractéristiques individuelles, β le vecteur des paramètres et μ_{1i} une erreur de mesure aléatoire supposée suivre une loi normale centrée réduite.

Nous définissons ensuite l'existence d'une variable latente NR_i^* , telle que la variable binaire associée, NR_i , prend la valeur 1 si l'individu i ne recourt pas aux soins et la valeur 0 sinon :

⁵ Ce chiffre de plus de 25% peut paraître particulièrement élevé. Notons cependant que, a contrario, la proportion des personnes qui n'ont aucune maladie chronique se déclarant en mauvaise santé est bien plus faible (11%) que celle des personnes atteintes par des maladies chroniques (elle varie de 33% à 72%).

$$NR_i = \begin{cases} 1 & \text{si } NR_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\text{Avec } NR_i^* = X_i\beta + \mu_{2i}$$

X_i est un ensemble de caractéristiques individuelles, β le vecteur des paramètres et μ_{2i} une erreur de mesure aléatoire supposée suivre une loi normale centrée réduite.

Pour capturer les biais de sélection sur les résultats du modèle probit standard, nous introduisons donc l'équation de sélection correspondante :

$$Z_i\gamma + \mu_{1i} \geq 0$$

Avec

$$NR_i^{select} = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_i\gamma + \mu_{1i} \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\mu_{1i} \sim N(0,1)$$

$$\mu_{2i} \sim N(0,1)$$

$$\text{corr}[(\mu_{1i}), \mu_{2i}] = \rho$$

Quand $\rho \neq 0$, il y a corrélation entre les termes d'erreur des deux équations ; le modèle probit standard produirait dans ce cas des résultats biaisés. La procédure avec équation de sélection est destinée à corriger ce biais, et fournit des estimations cohérentes pour tous les paramètres du modèle.

Nous testons trois configurations du modèle. Dans une première configuration (modèle 1), nous testons l'influence de l'ensemble des variables prises séparément, c'est-à-dire sans tester le rôle du cumul des comportements. Dans une deuxième configuration (modèle 2), nous testons l'influence du cumul des déterminants non médicaux (tabac, alcool, alimentation déséquilibrée, absence d'activité sportive). Dans la troisième configuration (modèle 3), nous testons l'influence du cumul de ces déterminants mais aussi des déterminants sociaux (chômage, célibat, absence d'enfant, absence de réseau social).

4. Résultats

La prise en compte du biais de sélection est pertinente puisque les coefficients de corrélation entre les termes d'erreurs associés à l'état de santé et au non-recours sont positifs et significatifs dans chacun des trois modèles. Cela signifie que les variables explicatives non observées affectent dans le même sens les deux probabilités étudiées.

4.1. Les déterminants de l'état de santé

Les effets sur l'état de santé des différentes caractéristiques considérées sont donnés dans les premières colonnes des Tableaux III (modèle 1), IV (modèle 2) et V (modèle 3).

[TABLEAUX III, IV et V]

Dans un premier temps, nous exposons les résultats des deux premières configurations du modèle. Ces résultats montrent, quel que soit le modèle pris en compte, une probabilité plus élevée chez les

femmes de se déclarer en mauvaise santé, ce qui confirme les résultats de la littérature sur les différences d'attente en matière de soins et de santé selon le genre. En revanche, l'âge, qui n'est pas discriminant quant à l'état de santé des individus dans le premier modèle, devient significatif dans le deuxième. Le carré de l'âge étant également significatif, nous identifions un point d'inflexion à 41,4 ans : les individus de notre échantillon ayant tous 50 ans et plus, la tendance est donc à une influence constamment positive de l'âge sur la probabilité d'être en mauvaise santé.

Dans chacun des deux premiers modèles, le revenu influe de manière très significative sur la probabilité d'être en mauvaise santé : la probabilité de se déclarer en mauvaise santé est de moins en moins élevée à mesure que les revenus augmentent. Le résultat est qualitativement le même pour le niveau d'études qui exerce également une influence négative sur la probabilité d'être en mauvaise santé. La situation professionnelle de l'individu a également un impact significatif. Les individus ayant un emploi ont une probabilité moins élevée de se déclarer en mauvaise santé. Au contraire, la probabilité d'être en mauvaise santé augmente avec la retraite, le chômage, le fait d'être un homme ou une femme au foyer, ou encore d'être malade de longue durée.

Dans la première configuration du modèle, la probabilité de se déclarer en mauvaise santé augmente lorsque l'individu est en couple, ce qui ne reflète pas nécessairement un état de santé médicalement avéré plus mauvais mais confirme l'idée selon laquelle l'entourage rend les individus plus vigilants face à leur santé et donc plus susceptibles de se déclarer malades. Le fait d'être en couple n'est plus discriminant dans le deuxième modèle. Le constat est qualitativement le même en ce qui concerne le réseau social, variable significativement positif dans les deux configurations. L'influence du nombre d'enfants sur l'état de santé est variable : avoir un enfant plutôt qu'aucun n'a pas d'effet sur l'état de santé, tandis qu'avoir deux enfants ou plus diminue la probabilité de se déclarer en mauvaise santé.

Concernant les comportements à risque pris séparément (modèle 1), nous pouvons noter que la probabilité d'être en mauvaise santé augmente de manière significative avec le tabac, l'alimentation déséquilibrée et l'absence d'activité physique, alors qu'elle diminue significativement avec l'alcool. Étant donné qu'il s'agit de l'état de santé perçu, on peut expliquer ce dernier résultat par le fait que la perception des personnes alcooliques de leur propre état de santé est altérée (moindre conscience des symptômes, déni, ...). La deuxième configuration montre l'impact positif et très significatif du cumul des comportements à risque sur la probabilité d'être en mauvaise santé ; notons en outre que cette probabilité augmente avec le nombre cumulé de comportements.

Enfin, le pays de résidence joue un rôle important : le fait de vivre en Autriche, en Belgique, au Danemark, en Italie, aux Pays-Bas, en Suède, et en Suisse plutôt qu'en France diminue la probabilité d'être en mauvaise santé ; le fait de vivre en Espagne influe positivement sur l'état de santé dans le modèle 2, alors que cela ne l'était pas dans la première configuration.

S'agissant de la troisième configuration du modèle, les résultats concernant le sexe, l'âge⁶, le revenu et le niveau d'études sont qualitativement les mêmes que précédemment. Le pays de résidence produit qualitativement les mêmes effets que dans le modèle 2. Le fait d'être au chômage, le type de ménage, le réseau social et le nombre d'enfants ont été intégrés au cumul des vulnérabilités. Nous montrons alors que les vulnérabilités (risques sociaux et non médicaux) prises dans leur ensemble influencent de manière très significative l'état de santé. La probabilité de se déclarer en mauvaise santé est d'ailleurs d'autant plus forte que le nombre cumulé de vulnérabilités est grand.

⁶ Ici, le carré de l'âge étant également significatif, nous identifions un point d'inflexion négatif : la tendance est donc également à une influence constamment positive de l'âge sur la probabilité d'être en mauvaise santé.

4.2. Les déterminants du renoncement aux soins

La seconde équation estimée mesure la probabilité de renoncer aux soins des personnes en mauvaise santé. Les résultats des estimations sont donnés dans les deuxièmes colonnes des Tableaux III, IV et V. Le tableau VI présente les effets marginaux.

[TABLEAU VI]

Pour les deux premières configurations du modèle, nous observons un effet de genre contraire à celui identifié par Dourgnon (2011) puisque les hommes ont une probabilité plus élevée de renoncer totalement aux soins que les femmes. Ceci peut s'expliquer par la mesure différente du renoncement aux soins : nous utilisons une mesure stricte du renoncement (il faut n'avoir consulté aucun médecin pour être considéré comme renonçant), alors que Dourgnon retient une définition minimale (il suffit potentiellement d'avoir renoncé à un soin pour être considéré comme renonçant). S'agissant de l'âge, la relation est significativement négative, mais non linéaire : la probabilité de renoncer diminue avec l'âge jusqu'à 64 ans en moyenne dans le premier modèle et 62,2 ans en moyenne dans le deuxième modèle, puis augmente ensuite.

Comme attendu, le revenu influe de manière significativement négative sur la probabilité de renoncer aux soins. Ces résultats confirment que le revenu joue un rôle important dans le renoncement aux soins, mais l'influence semble plus forte sur la santé que sur le non-recours lorsqu'on regarde les effets marginaux : le fait d'appartenir au quatrième quartile plutôt qu'au premier ne réduit que de 1,4 point de pourcentage la probabilité de renoncer totalement aux soins, alors que la probabilité de se déclarer en mauvaise santé est réduite de 10,7 points⁷. Finalement, le fait d'être riche influe donc beaucoup sur la santé des individus et beaucoup moins sur le non-recours des personnes malades. La problématique du renoncement aux soins semble donc plus liée à une problématique d'éducation qu'à une question de revenu. S'agissant justement du niveau d'éducation, celui-ci est négativement corrélé avec le renoncement aux soins : le fait d'avoir été scolarisé jusqu'au lycée (au supérieur) plutôt que de ne pas avoir été scolarisé réduit de 2 points de pourcentage (3,7 à 3,8 points, selon les modèles) la probabilité de renoncer totalement aux soins. Ceci confirme l'idée selon laquelle les individus les moins éduqués ont, notamment, une moins bonne connaissance du système de santé et donc des difficultés à accéder aux soins. En ce qui concerne la situation professionnelle des individus, on observe des résultats conformes à la littérature. Une personne au chômage ou au foyer a une probabilité plus importante de renoncer aux soins qu'un individu en emploi. Être à la retraite n'a, en revanche, pas d'impact significatif. Enfin, être malade de longue durée n'est discriminant que dans la première configuration du modèle.

Le type de ménage et le réseau social jouent dans le sens attendu : être en couple et avoir un réseau social diminue la probabilité de renoncer aux soins. Avoir des enfants a également un impact significativement négatif sur la probabilité de renoncer aux soins : cette probabilité augmente de plus de 1,5 point lorsque les individus ont trois enfants et de 0,9 point à partir de quatre enfants et au-delà. De la même façon, la probabilité de renoncer aux soins diminue avec le fait d'être atteint de maladies chroniques, et ce d'autant plus que le nombre de maladies chroniques augmente. Ainsi, dans ce cas, plus les individus sont malades, moins ils renoncent totalement aux soins, ce qui peut notamment s'expliquer par la prise en charge plus régulière de leur santé et donc par un recours aux

⁷ Le tableau des effets marginaux de l'équation de sélection n'est pas reproduit dans le document.

soins plus fréquent. Pour autant, cela ne signifie pas que les individus malades ne renoncent jamais aux soins.

Les déterminants non médicaux de santé (alcool, tabac, alimentation déséquilibrée, absence d'activité physique) jouent positivement sur la probabilité de renoncer aux soins, qu'ils soient pris séparément (modèle 1) ou en cumulé (modèle 2). La probabilité de renoncer totalement aux soins augmente de plus de quatre points lorsque les individus cumulent trois ou quatre déterminants.

Enfin, le pays de résidence joue un rôle important : comparée à la France, la probabilité de renoncer aux soins est plus élevée dans les autres pays étudiés, excepté en Allemagne et en Belgique où les différences ne sont pas significatives. Selon l'une ou l'autre des premières configurations du modèle, cette probabilité de renoncer augmente d'environ cinq points au Portugal et en Suède, d'environ six points en Pologne et en Slovaquie, de sept à huit points en Hongrie et d'environ dix points en Estonie.

En ce qui concerne la troisième configuration du modèle, les effets du genre, de l'âge⁸, du revenu, du niveau d'études, des maladies chroniques et du pays de résidence sont qualitativement les mêmes que pour les autres configurations. Nous montrons par ailleurs que les vulnérabilités prises dans leur ensemble⁹ influencent de manière très significative le renoncement aux soins. La probabilité de renoncer aux soins est d'autant plus forte que le nombre de vulnérabilités cumulées est élevé, augmentant de près d'un point lorsque les individus connaissent une vulnérabilité, à plus de cinq points, lorsque les personnes cumulent au moins quatre vulnérabilités. Ces résultats confirment les résultats de la littérature : le cumul des risques, qu'ils soient médicaux (modèle 2) ou médicaux et sociaux (modèle 3), a un impact significativement positif sur le renoncement aux soins.

5. Conclusion

L'objectif de cet article était d'étudier le renoncement aux soins à partir de la base SHARE. La prise en compte du biais de sélection entre état de santé et renoncement aux soins, au travers du modèle à équation de sélection, est pertinente. Utiliser cette base de données nous a permis de disposer d'un échantillon de grande taille à l'échelle européenne et de tester un nombre conséquent de déterminants.

Conformément aux études précédentes, nous identifions le rôle significatif des caractéristiques individuelles, économiques et sociales sur le renoncement aux soins. Le renoncement total aux soins est négativement corrélé à l'âge, au revenu, au niveau d'éducation, au fait d'être en couple, au nombre d'enfants, au réseau social, aux maladies chroniques, et positivement corrélé au fait d'être un homme, et au fait d'être au chômage ou homme ou femme au foyer. Les caractéristiques des personnes qui renoncent en partie aux soins ou totalement semblent donc être les mêmes. En revanche, nous montrons que les personnes pauvres, quand elles sont malades, semblent renoncer aux soins plus par manque d'information que par manque d'argent. La problématique du renoncement aux soins semble donc davantage liée à une problématique d'éducation qu'à une question de revenu, ce qui a un impact en ce qui concerne les politiques publiques. Celles-ci devraient être davantage tournées vers l'éducation à la santé et la diffusion de l'information auprès de publics ciblés.

⁸ Ici, le carré de l'âge étant également significatif, nous identifions un point d'inflexion à 61,9 ans. Cela signifie que la probabilité de renoncer diminue avec l'âge jusqu'à 61,9 ans en moyenne, puis augmente ensuite.

⁹ Nous rappelons que le fait d'être au chômage, le type de ménage, le réseau social et le nombre d'enfants ont été intégrés au cumul des vulnérabilités.

Bien que nous trouvions des résultats qualitativement identiques aux études existantes sur population entière, la généralisation des résultats doit se faire avec précautions puisque la population étudiée est âgée de cinquante ans et plus, ce qui suggère des états de santé et un rapport au corps différents du reste de la population. Par ailleurs, les conduites à risque et les déterminants sociaux jouent un rôle important dans le renoncement aux soins, notamment lorsqu'ils se cumulent. Nous observons en outre des différences significatives entre les pays. La situation de l'Estonie apparaît particulièrement atypique, la probabilité de renoncer aux soins y étant particulièrement forte. Nos hypothèses centrales se trouvent donc validées.

Pour autant, travailler à partir de variables déclaratives, tant au niveau de l'état de santé perçu que du recours aux soins, peut faire l'objet de critiques. S'agissant de l'état de santé, il nous semble plus opportun de travailler à partir du ressenti des individus. En effet, un individu qui se sent en bonne santé, quelque soit la réalité médicale, ne cherchera de toute façon pas à consulter de médecin (hors soins préventifs). S'agissant du recours aux soins, Paris (2012) indique qu'il est plus fiable de travailler à partir de données concernant l'utilisation effective des services de soins. Comme ces données ne figurent pas dans SHARE, nous avons décidé d'analyser le nombre déclaré de consultations. Par ailleurs, la littérature (Desprès et al., 2011) indique que les individus peuvent vouloir renoncer aux soins en toute connaissance de cause (défiance vis-à-vis du corps médical, prise de risque non considérée, etc.). Il aurait donc été souhaitable d'étudier l'aversion au risque des individus pour mieux comprendre leurs décisions. Cependant, la mesure de l'aversion au risque dans SHARE ne nous satisfait pas, seule l'aversion au risque financier y étant mesurée.

En dépit des limites, cette étude montre le rôle des variables individuelles, socioéconomiques et géographiques, et des conduites à risques dans le renoncement aux soins. Au regard des conclusions, des recherches plus approfondies pourront être faites pour compléter nos résultats. Il serait par exemple intéressant de distinguer le renoncement total aux généralistes à celui des spécialistes afin d'identifier des spécificités. Il conviendrait en outre d'ouvrir la boîte noire des indicatrices de pays en analysant de manière précise l'organisation de l'offre de santé dans le but de mieux comprendre les résultats observés et de pouvoir discriminer entre les aspects offre et les aspects demande. Un autre prolongement possible consisterait à étudier l'évolution du renoncement aux soins à partir des différentes vagues de l'enquête SHARE (2004, 2006, 2010), pour savoir par exemple si le fait de renoncer aux soins lors d'une période conduit à davantage de renoncement par la suite et/ou à une dégradation de l'état de santé sur les périodes suivantes et/ou à une hausse des dépenses de santé afférentes.

6. Bibliographie

- Allin S., Grignon M. et Le Grand J. (2010). « Subjective unmet need and utilisation of health services in Canada: what are the equity implications? », *Social Sciences and Medicine*, 70, pp 465-472.
- Börsch-Supan A., Brandt M., Hunkler C., Kneip T., Korbmacher J., Malter F., Schaan B., Stuck S. et Zuber S. (2013). *Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE)*. International Journal of Epidemiology DOI: 10.1093/ije/dyt088.
- Börsch-Supan A., Brandt M., Litwin H. et Weber G. (Eds). (2013). *Active ageing and solidarity between generations in Europe: First results from SHARE after the economic crisis*. Berlin: De Gruyter.

- Chauvin P., Renahy É., Parizot I. et Vallée J. (2012). « Le renoncement aux soins pour raisons financières dans l'agglomération parisienne : déterminants sociaux et évolution entre 2005 et 2010 », *Série étude et recherche*, Document de travail n°120.
- Couffinhal A., Dourgnon P., Masseria C., Tubeuf S., Van Doorslaer E. (2004). "Income-Related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries", in "Towards High-Performing Health Systems", OECD report: 109-165.
- Dasgupta P. (2005). « The economics of social capital », *Economic Record*, Vol. 81 (S1), pp S2-S21.
- Desprès C. (2012). « Le renoncement aux soins pour raisons financières : analyse socio-anthropologique », DREES, *Document de travail*, n°119.
- Desprès C., Dourgnon P., Fantin R. et Jusot F. (2011). « Dépenses de santé et accès financier aux services de santé : une étude du renoncement aux soins », dans : *Les comptes de la santé 2010*, Série statistique, Document de travail de la DREES, n°161, pp 85-96.
- Desprès C., Dourgnon P., Fantin R. et Jusot F. (2011). « Le renoncement aux soins : une approche socio-anthropologique », IRDES, *Questions d'économie de la santé*, n°169.
- Desprès C., Dourgnon P., Fantin R. et Jusot F. (2011). « Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique », IRDES, *Questions d'économie de la santé*, n°170.
- Dourgnon P. (2011), « Le renoncement aux soins pour raisons financières, une approche économique », dans : *Renoncement aux soins : Actes du colloque*, Collection Études et Statistiques, DREES, pp 9-19.
- Dourgnon P., Jusot F. et Fantin R. (2012). « Payer peut nuire à votre santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé », IRDES, *Document de travail*, n°47.
- Fainzang S. (2006). *La Relation médecins/malades : information et mensonge*, Paris, PUF, « Ethnologies ».
- Ford C.A., Bearmans P.S. et Moody J. (1999). Forgone healthcare among adolescents, *JAMA, The Journal of the American Medical Association*, 282(23), 2227-2234.
- Grossman M. (1972). « On the concept of health capital and the demand for health », *Journal of Political Economy*, Vol. 89, N°2, pp. 223-255.
- Jusot F., Or Z. et Sirven N. (2011). "Variations in preventive car utilisation in Europe", *European Journal of Ageing*, DOI 10.1007/s10433-011-0201-9.
- Kawachi I. et Berkman L. (2000), « Social cohesion, social capital, and health », in : *Social Epidemiology*, Oxford : Oxford University Press, pp. 174–190.
- Malter F. et Börsch-Supan A. (Eds.) (2013). *SHARE Wave 4: Innovations & Methodology*. Munich: MEA, Max Planck Institute for Social Law and Social Policy.
- Masullo A. (2006). *Santé et recours aux soins des populations précaires*, ERIS, 15 p.
- Mielck A., Kiess R., Knesebeck O., Stirbu I. et Kunst A.E. (2009). "Association between foregone care and household income among the elderly in five Western European countries – analyses based on survey data from the SHARE-Study". *BMC Health Serv Res* ; pp 9-52.

- OMS. (2009). « Comblent le fossé en une génération : instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé » : *Rapport final de la Commission des déterminants sociaux de la santé*.
- Or Z., Jusot F. et Yilmaz E. (2009). « Inégalités de recours aux soins en Europe : Quel rôle attribuable aux systèmes de santé ? », *Revue économique*, 2009/2 Vol. 60, p. 521-543.
- Oakes W., Chapman S., Borland R., Balmford J. et Trotter L. (2004). "Bulletproof skeptics in life's jungle: which self-exempting beliefs about smoking most predict lack of progression towards quitting?", *Prev Med*, 39, pp 776-782.
- Peretti-Watel P. (2006). « Lien social et santé en situation de précarité », *Économie et statistique*, n° 391-392, pp 115-130.
- Peretti-Watel P., Constance J., Guilbert P., Gautier A., Beck F. et Moatti J.P. (2007). "Smoking too few cigarettes to be at risk? Smokers' perceptions of risk and risk denial, a French survey", *Tobacco Control*, 16(5), pp 351-356.
- Peretti-Watel P., Halfen S. et Grémy I. (2007). "The 'moral career' of cigarette smokers : a French survey", *Health, Risk & Society*, 9 (3), pp 259-273.
- Phelps C. E. (1973). *Demand for health insurance: a theoretical and empirical investigation*, Rand Corporation, July.
- Putnam R.D., Leonardi R. et Nanetti R.Y. (1993). *Making democracy work : Civic traditions in modern Italy*, Princeton : Princeton University Press
- Shmueli A. (2003). "Socio-Economic and Demographic Variation in Health and in its Measures: The Issue of Reporting Heterogeneity", *Social Science and Medicine*, 57, pp. 125-134.

7. Remerciements

Nous remercions Lydie Ancelot, Liliane Bonnal et Cornel Oros, ainsi que les participants présents lors des Journées Internationales du Risque 2014.

Nous remercions également l'équipe SHARE. This paper uses data from SHARE wave 4 release 1.1.1, as of March 28th 2013 (DOI: 10.6103/SHARE.w4.111) or SHARE wave 1 and 2 release 2.6.0, as of November 29th 2013 (DOI: 10.6103/SHARE.w1.260 and 10.6103/SHARE.w2.260) or SHARELIFE release 1, as of November 24th 2010 (DOI: 10.6103/SHARE.w3.100). The SHARE data collection has been primarily funded by the European Commission through the 5th Framework Programme (project QLK6-CT-2001-00360 in the thematic programme Quality of Life), through the 6th Framework Programme (projects SHARE-I3, RII-CT-2006-062193, COMPARE, CIT5-CT-2005-028857, and SHARELIFE, CIT4-CT-2006-028812) and through the 7th Framework Programme (SHARE-PREP, N° 211909, SHARE-LEAP, N° 227822 and SHARE M4, N° 261982). Additional funding from the U.S. National Institute on Aging (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, R21 AG025169, Y1-AG-4553-01, IAG BSR06-11 and OGHA 04-064) and the German Ministry of Education and Research as well as from various national sources is gratefully acknowledged (see www.share-project.org for a full list of funding institutions).

8. Tableaux

Tableau I : Statistiques descriptives des variables quantitatives

	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min	Max
Âge	66,3	65,0	10,05	50	111

Tableau II : Statistiques descriptives des variables qualitatives

	Nombre (% du total en colonne)	Dont ... sont en mauvaise santé (% du total en ligne)	Dont ... renoncent (% des personnes en mauvaise santé)
Total	57 257 (100%)	24 221 (42,30%)	1 637 (6,76%)
Sexe			
Homme	25 255 (44,11%)	10 106 (40,02%)	825 (8,17%)
Femme	32 002 (55,89%)	14 115 (44,11%)	811 (5,75%)
Revenu			
1 ^{er} quartile	14 344 (25,05%)	9 289 (64,76%)	874 (9,41%)
2 ^e quartile	13 949 (24,36%)	6 358 (45,58%)	354 (5,58%)
3 ^e quartile	13 804 (24,11%)	4 604 (33,36%)	221 (4,80%)
4 ^e quartile	15 160 (26,48%)	3 969 (26,18%)	187 (4,71%)
Niveau d'éducation			
Aucun diplôme	1 702 (2,97%)	920 (54,06%)	53 (5,75%)
Primaire	7 405 (12,93%)	3 440 (46,46%)	205 (5,96%)
Collège	14 638 (25,57%)	7 675 (52,43%)	571 (7,43%)
Lycée	17 458 (30,49%)	7 413 (42,46%)	543 (7,32%)
Supérieur	16 054 (28,04%)	4 773 (29,73%)	265 (5,56%)
Situation professionnelle			
En emploi	15 092 (26,36%)	3 463 (22,94%)	347 (10,03%)
Retraite	32 983 (57,61%)	15 945 (48,34%)	988 (6,20%)
Chômage	1 864 (3,26%)	821 (44,06%)	108 (13,14%)
Maladie de longue durée	2 105 (3,68%)	1 729 (82,15%)	71 (4,09%)
Homme/Femme au foyer	4 587 (8,01%)	1 984 (43,25%)	99 (5,01%)
Autre	625 (1,09%)	278 (44,53%)	23 (8,32%)
Type de ménage			
Célibataire	15 710 (27,44%)	7 788 (49,58%)	560 (7,19%)
En couple	41 548 (72,56%)	16 432 (39,55%)	1 077 (6,55%)
Nombre d'enfants			
0 enfant	5 326 (9,30%)	2 268 (42,58%)	190 (8,39%)
1 enfant	10 638 (18,58%)	4 849 (45,58%)	359 (7,40%)
2 enfants	23 502 (41,05%)	9 481 (40,34%)	633 (6,68%)
3 enfants	10 921 (19,07%)	4 452 (40,76%)	257 (5,78%)
4 enfants et plus	6 870 (12,00%)	3 171 (46,15%)	197 (6,22%)
Réseau social			
Oui	55 315 (96,61%)	23 329 (42,17%)	1 543 (6,62%)
Non	1 942 (3,39%)	892 (45,92%)	93 (10,48%)
Nombre de maladies chroniques			
0 maladie chronique	12 990 (22,69%)	1 482 (11,41%)	371 (25,05%)
1 maladie chronique	16 626 (29,04%)	5 650 (33,98%)	548 (9,70%)
2 maladies chroniques	12 341 (21,55%)	6 041 (48,95%)	362 (5,99%)
3 maladies chroniques et plus	15 299 (26,72%)	11 048 (72,21%)	356 (3,22%)
Addiction à l'alcool			
Oui	9 945 (17,37%)	3 351 (33,69%)	347 (10,35%)

Non	47 312 (82,63%)	20 870 (44,11%)	1 290 (6,18%)
Addiction au tabac			
Oui	36 923 (64,49%)	14 928 (40,43%)	1 000 (6,70%)
Non	20 334 (35,51%)	9 292 (45,70%)	637 (6,85%)
Alimentation déséquilibrée			
Oui	6 708 (11,72%)	3 140 (46,81%)	288 (9,18%)
Non	50 549 (88,28%)	21 081 (41,70%)	1 348 (6,40%)
Pratique d'une activité physique			
Aucune pratique	7 227 (12,62%)	5 561 (76,95%)	346 (6,22%)
Pratique	50 030 (87,38%)	18 660 (37,30%)	1 291 (6,92%)
Cumul des déterminants non médicaux de santé			
0 déterminant	13 501 (23,58%)	5 519 (40,87%)	348 (6,31%)
1 déterminant	28 722 (50,16%)	11 541 (40,18%)	715 (6,20%)
2 déterminants	13 117 (22,91%)	6 112 (46,59%)	467 (7,64%)
3 ou 4 déterminants	1 916 (3,35%)	1 049 (54,76%)	106 (10,11%)
Cumul des vulnérabilités			
0 vulnérabilité	8 757 (15,29%)	3 329 (38,01%)	198 (5,94%)
1 vulnérabilité	22 834 (39,88%)	8 957 (39,23%)	553 (6,18%)
2 vulnérabilités	16 879 (29,48%)	7 464 (44,22%)	477 (6,39%)
3 vulnérabilités	6 585 (11,50%)	3 299 (50,10%)	264 (8,00%)
4 à 8 vulnérabilités	2 202 (3,85%)	1 172 (53,24%)	145 (12,38%)
Pays			
Allemagne	1 559 (2,72%)	656 (42,10%)	14 (2,18%)
Autriche	5 120 (8,94%)	1 557 (30,40%)	95 (6,10%)
Belgique	5 123 (8,95%)	1 544 (30,13%)	34 (2,23%)
Danemark	2 210 (3,86%)	470 (21,28%)	21 (4,45%)
Espagne	3 516 (6,14%)	1 673 (47,60%)	48 (2,89%)
Estonie	6 746 (11,78%)	4 822 (71,48%)	642 (13,32%)
France	5 670 (9,90%)	2 108 (37,18%)	52 (2,48%)
Hongrie	3 002 (5,24%)	1 836 (61,16%)	160 (8,69%)
Italie	3 542 (6,19%)	1 462 (41,28%)	67 (4,58%)
Pays-Bas	2 714 (4,74%)	789 (29,07%)	35 (4,49%)
Pologne	1 726 (3,01%)	994 (57,56%)	89 (8,97%)
Portugal	2 032 (3,55%)	1 262 (62,11%)	79 (6,27%)
République Tchèque	5 980 (10,44%)	2 586 (43,24%)	93 (3,59%)
Slovénie	2 733 (4,77%)	1 191 (43,59%)	113 (9,50%)
Suède	1 938 (3,38%)	622 (32,09%)	51 (8,16%)
Suisse	3 646 (6,37%)	648 (17,76%)	42 (6,47%)

Tableau III : Estimations des probabilités de mauvaise santé et de non-recours – Modèle 1

MODÈLE 1	Coef, Mauvaise santé		Coef, Non-recours	
Constante	- 0,599***	(0,13)	- 0,246	(0,30)
Sexe				
Femme	ref.	ref.	ref.	ref.
Homme	- 0,027***	(0,01)	0,144***	(0,01)
Âge				
Âge	- 0,004	(0,00)	- 0,045***	(0,01)
(Âge) ²	0,000***	(0,00)	0,000***	(0,00)
Revenu				
1 ^{er} quartile	ref.	ref.	ref.	ref.
2 ^e quartile	- 0,149***	(0,01)	- 0,087***	(0,02)
3 ^e quartile	- 0,237***	(0,01)	- 0,070***	(0,02)
4 ^e quartile	- 0,280***	(0,01)	- 0,150***	(0,02)
Niveau d'éducation				
Aucun	ref.	ref.	ref.	ref.
Primaire	- 0,127***	(0,02)	- 0,084**	(0,04)
Collège	- 0,171***	(0,02)	- 0,109***	(0,04)
Lycée	- 0,358***	(0,02)	- 0,204***	(0,04)
Supérieur	- 0,565***	(0,02)	- 0,388***	(0,04)
Situation professionnelle				
Avoir un emploi	ref.	ref.	ref.	ref.
Retraite	0,324***	(0,01)	- 0,028	(0,03)
Chômage	0,407***	(0,01)	0,203***	(0,03)
Homme/Femme au foyer	0,302***	(0,01)	0,116***	(0,03)
Malade de longue durée	1,421***	(0,02)	- 0,087*	(0,05)
Autre	0,340***	(0,03)	0,172***	(0,06)
Type de ménage				
Couple	0,340**	(0,03)	- 0,080***	(0,01)
Célibataire	ref.	ref.	ref.	ref.
Nombre d'enfants				
0 enfant	ref.	ref.	ref.	ref.
1 enfant	0,003	(0,01)	- 0,074***	(0,02)
2 enfants	- 0,035***	(0,01)	- 0,123***	(0,02)
3 enfants	- 0,026**	(0,01)	- 0,155***	(0,02)
4 enfants et plus	- 0,029**	(0,01)	- 0,090***	(0,03)
Réseau social				
Réseau	0,052***	(0,01)	- 0,171***	(0,03)
Sans réseau	ref.	ref.	ref.	ref.
Maladies chroniques				
0 maladie chronique			ref.	ref.
1 maladie chronique			- 0,591***	(0,02)
2 maladies chroniques			- 0,843***	(0,02)
3 maladies chroniques et plus			- 1,142***	(0,02)

Déterminant non médicaux de santé				
Alcool	- 0,090***	(0,01)	0,188***	(0,02)
Tabac	0,077***	(0,01)	0,080***	(0,01)
Alimentation déséquilibrée	0,133***	(0,01)	0,189***	(0,02)
Aucune activité physique	0,775***	(0,01)	0,184***	(0,02)
Pays				
Allemagne	0,194***	(0,02)	0,023	(0,06)
Autriche	- 0,272***	(0,01)	0,445***	(0,04)
Belgique	- 0,195***	(0,01)	- 0,027	(0,04)
Danemark	- 0,475***	(0,02)	0,229***	(0,06)
Espagne	- 0,004	(0,01)	0,142***	(0,04)
Estonie	0,863***	(0,01)	1,069***	(0,04)
France	ref.	ref.	ref.	ref.
Hongrie	0,450***	(0,01)	0,820***	(0,04)
Italie	- 0,095***	(0,01)	0,280***	(0,04)
Pays-Bas	- 0,190***	(0,01)	0,309***	(0,05)
Pologne	0,161***	(0,02)	0,668***	(0,04)
Portugal	0,421***	(0,02)	0,538***	(0,04)
République Tchèque	0,141***	(0,01)	0,282***	(0,04)
Slovénie	0,104***	(0,01)	0,693***	(0,04)
Suède	- 0,128***	(0,02)	0,588***	(0,05)
Suisse	- 0,592***	(0,01)	0,293***	(0,06)
ρ	0,318***	(0,07)		

Légende : pour chaque colonne, le premier chiffre est le paramètre estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%) et celui entre parenthèses est l'écart-type de ce paramètre.

Tableau IV : Estimations des probabilités de mauvaise santé et de non-recours – Modèle 2

MODÈLE 2	Coef, Mauvaise santé		Coef, Non-recours	
Constante	0,226*	(0,13)	0,151	(0,29)
Sexe				
Femme	ref.	ref.	ref.	ref.
Homme	- 0,096***	(0,01)	0,128***	(0,01)
Âge				
Âge	- 0,032***	(0,00)	- 0,045***	(0,01)
(Âge) ²	0,000***	(0,00)	0,000***	(0,00)
Revenu				
1 ^{er} quartile	ref.	ref.	ref.	ref.
2 ^e quartile	- 0,151***	(0,01)	- 0,091***	(0,02)
3 ^e quartile	- 0,246***	(0,01)	- 0,085***	(0,02)
4 ^e quartile	- 0,285***	(0,01)	- 0,165***	(0,02)
Niveau d'éducation				
Aucun	ref.	ref.	ref.	ref.
Primaire	- 0,137***	(0,02)	- 0,095**	(0,04)
Collège	- 0,195***	(0,02)	- 0,124***	(0,03)
Lycée	- 0,397***	(0,02)	- 0,231***	(0,04)
Supérieur	- 0,602***	(0,02)	- 0,423***	(0,04)
Situation professionnelle				
Avoir un emploi	ref.	ref.	ref.	ref.
Retraite	0,341***	(0,01)	- 0,003	(0,03)
Chômage	0,413***	(0,01)	0,228***	(0,03)
Homme/Femme au foyer	0,329***	(0,01)	0,140***	(0,03)
Malade de longue durée	1,520***	(0,02)	- 0,006	(0,05)
Autre	0,372***	(0,02)	0,200***	(0,05)
Type de ménage				
Couple	- 0,007	(0,01)	- 0,082***	(0,01)
Célibataire	ref.	ref.	ref.	ref.
Nombre d'enfants				
0 enfant	ref.	ref.	ref.	ref.
1 enfant	- 0,009	(0,01)	- 0,073***	(0,02)
2 enfants	- 0,051***	(0,01)	- 0,124***	(0,02)
3 enfants	- 0,038***	(0,01)	- 0,154***	(0,02)
4 enfants et plus	- 0,024**	(0,01)	- 0,086***	(0,03)
Réseau social				
Réseau	0,030**	(0,01)	- 0,170***	(0,03)
Sans réseau	ref.	ref.	ref.	ref.
Maladies chroniques				
0 maladie chronique			ref.	ref.
1 maladie chronique			- 0,573***	(0,02)
2 maladies chroniques			- 0,817***	(0,02)

3 maladies chroniques et plus			- 1,114***	(0,03)
Cumul des déterminants non médicaux de santé				
0 déterminant	ref.	ref.	ref.	ref.
1 déterminant	0,141***	(0,01)	0,119***	(0,02)
2 déterminants	0,325***	(0,01)	0,290***	(0,02)
3 déterminants et plus	0,518***	(0,02)	0,478***	(0,03)
Pays				
Allemagne	0,158***	(0,02)	0,021	(0,06)
Autriche	- 0,251***	(0,01)	0,418***	(0,04)
Belgique	- 0,210***	(0,01)	- 0,037	(0,04)
Danemark	- 0,533***	(0,02)	0,165***	(0,06)
Espagne	0,024*	(0,01)	0,135***	(0,04)
Estonie	0,870***	(0,01)	1,115***	(0,03)
France	ref.	ref.	ref.	ref.
Hongrie	0,484***	(0,01)	0,840***	(0,04)
Italie	- 0,049***	(0,01)	0,262***	(0,04)
Pays-Bas	- 0,226***	(0,01)	0,268***	(0,05)
Pologne	0,201***	(0,02)	0,649***	(0,04)
Portugal	0,523***	(0,02)	0,580***	(0,04)
République Tchèque	0,120***	(0,01)	0,297***	(0,04)
Slovénie	0,154***	(0,01)	0,695***	(0,04)
Suède	- 0,194***	(0,02)	0,540***	(0,05)
Suisse	- 0,610***	(0,01)	0,227***	(0,05)
☐	0,456***	(0,07)		

Légende : pour chaque colonne, le premier chiffre est le paramètre estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%) et celui entre parenthèses est l'écart-type de ce paramètre.

Tableau V : Estimations des probabilités de mauvaise santé et de non-recours – Modèle 3

MODÈLE 3	Coef, Mauvaise santé		Coef, Non-recours	
Constante	- 1,067***	(0,11)	- 0,248	(0,28)
Sexe				
Femme	ref.	ref.	ref.	ref.
Homme	- 0,068***	(0,01)	0,125***	(0,01)
Âge				
Âge	0,014***	(0,00)	- 0,043***	(0,01)
(Âge) ²	0,000***	(0,00)	0,000***	(0,00)
Revenu				
1 ^{er} quartile	ref.	ref.	ref.	ref.
2 ^e quartile	- 0,172***	(0,01)	- 0,092***	(0,02)
3 ^e quartile	- 0,265***	(0,01)	- 0,083***	(0,02)
4 ^e quartile	- 0,327***	(0,01)	- 0,172***	(0,02)
Niveau d'éducation				
Aucun	ref.	ref.	ref.	ref.
Primaire	- 0,176***	(0,02)	- 0,103***	(0,04)
Collège	- 0,238***	(0,02)	- 0,138***	(0,03)
Lycée	- 0,455***	(0,02)	- 0,249***	(0,04)
Supérieur	- 0,701***	(0,02)	- 0,451***	(0,04)
Maladies chroniques				
0 maladie chronique			ref.	ref.
1 maladie chronique			- 0,580***	(0,02)
2 maladies chroniques			- 0,826***	(0,03)
3 maladies chroniques et plus			- 1,129***	(0,03)
Cumul des vulnérabilités				
0 vulnérabilité	ref.	ref.	ref.	ref.
1 vulnérabilité	0,101***	(0,01)	0,114***	(0,02)
2 vulnérabilités	0,221***	(0,01)	0,200***	(0,02)
3 vulnérabilités	0,356***	(0,01)	0,371***	(0,02)
4 vulnérabilités et plus	0,477***	(0,01)	0,633***	(0,03)
Pays				
Allemagne	0,179***	(0,02)	0,040	(0,06)
Autriche	- 0,279***	(0,01)	0,404***	(0,04)
Belgique	- 0,147***	(0,01)	- 0,023	(0,04)
Danemark	- 0,500***	(0,02)	0,140**	(0,06)
Espagne	0,043***	(0,01)	0,171***	(0,04)
Estonie	0,815***	(0,01)	1,114***	(0,03)
France	ref.	ref.	ref.	ref.
Hongrie	0,493***	(0,01)	0,838***	(0,03)
Italie	- 0,050***	(0,01)	0,287***	(0,04)
Pays-Bas	- 0,173***	(0,01)	0,271***	(0,05)
Pologne	0,281***	(0,02)	0,662***	(0,04)
Portugal	0,474***	(0,02)	0,592***	(0,04)

République Tchèque	0,109***	(0,01)	0,290***	(0,04)
Slovénie	0,121***	(0,01)	0,688***	(0,04)
Suède	- 0,200***	(0,02)	0,513***	(0,05)
Suisse	- 0,645***	(0,01)	0,197***	(0,06)
Ø	0,500***	(0,07)		

Légende : pour chaque colonne, le premier chiffre est le paramètre estimé (* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à au moins 1%) et celui entre parenthèses est l'écart-type de ce paramètre.

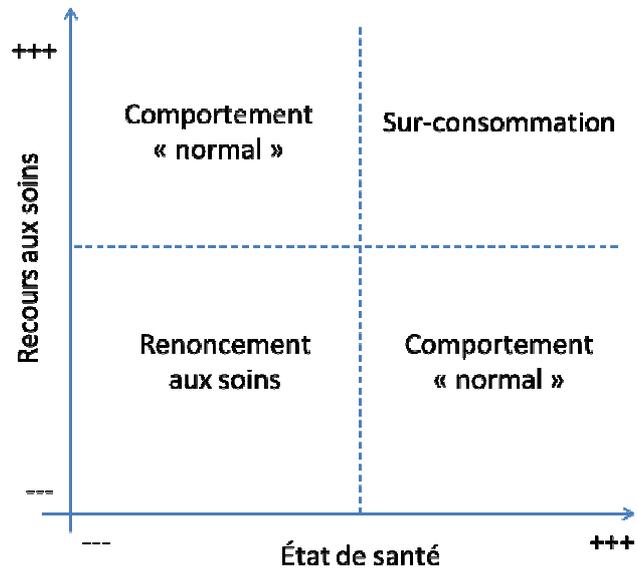
Tableau VI : Effets marginaux des estimations du non-recours des personnes en mauvaise santé

	MODÈLE 1		MODÈLE 2		MODÈLE 3	
	dF/dx	P>z	dF/dx	P>z	dF/dx	P>z
Sexe						
Femme	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Homme	1,42%	0,000	1,12%	0,000	1,07%	0,000
Âge						
Âge	- 0,44%	0,000	- 0,40%	0,000	- 0,37%	0,000
(Âge) ²	0,00%	0,000	0,00%	0,000	0,00%	0,000
Revenu						
1 ^{er} quartile	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
2 ^e quartile	- 0,86%	0,000	- 0,80%	0,000	- 0,79%	0,000
3 ^e quartile	- 0,69%	0,001	- 0,74%	0,000	- 0,71%	0,000
4 ^e quartile	- 1,48%	0,000	- 1,44%	0,000	- 1,47%	0,000
Niveau d'éducation						
Aucun	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Primaire	- 0,83%	0,018	- 0,84%	0,007	- 0,88%	0,003
Collège	- 1,08%	0,002	- 1,08%	0,000	- 1,18%	0,000
Lycée	- 2,01%	0,000	- 2,02%	0,000	- 2,13%	0,000
Supérieur	- 3,82%	0,000	- 3,71%	0,000	- 3,85%	0,000
Situation professionnelle						
Avoir un emploi	ref.	ref.	ref.	ref.		
Retraite	- 0,28%	0,302	- 0,03%	0,909		
Chômage	2,00%	0,000	2,00%	0,000		
Homme/Femme au foyer	1,14%	0,000	1,22%	0,000		
Malade de longue durée	- 0,86%	0,106	- 0,05%	0,896		
Autre	1,69%	0,002	1,76%	0,000		
Type de ménage						
Couple	- 0,79%	0,000	- 0,72%	0,000		
Célibataire	ref.	ref.	ref.	ref.		
Nombre d'enfants						
0 enfant	ref.	ref.	ref.	ref.		
1 enfant	- 0,73%	0,002	- 0,64%	0,001		
2 enfants	- 1,21%	0,000	- 1,08%	0,000		
3 enfants	- 1,53%	0,000	- 1,35%	0,000		
4 enfants et plus	- 0,89%	0,001	- 0,75%	0,001		
Réseau social						
Réseau	- 1,69%	0,000	- 1,49%	0,000		
Sans réseau	ref.	ref.	ref.	ref.		
Maladies chroniques						
0 maladie chronique	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
1 maladie chronique	- 5,82%	0,000	- 5,02%	0,000	- 4,96%	0,000
2 maladies chroniques	- 8,31%	0,000	- 7,16%	0,000	- 7,06%	0,000

3 maladies chroniques et plus	- 11,26%	0,000	- 9,76%	0,000	- 9,65%	0,000
Déterminant non médicaux de santé						
Alcool	1,85%	0,000				
Tabac	0,79%	0,000				
Alimentation déséquilibrée	1,86%	0,000				
Aucune activité physique	1,81%	0,000				
Cumul des déterminants non médicaux de santé						
0 déterminant			ref.	ref.		
1 déterminant			1,05%	0,000		
2 déterminants			2,54%	0,000		
3 déterminants et plus			4,19%	0,000		
Cumul des vulnérabilités						
0 vulnérabilité					ref.	ref.
1 vulnérabilité					0,97%	0,000
2 vulnérabilités					1,71%	0,000
3 vulnérabilités					3,17%	0,000
4 vulnérabilités et plus					5,41%	0,000
Pays						
Allemagne	0,22%	0,707	0,19%	0,715	0,34%	0,489
Autriche	4,38%	0,000	3,67%	0,000	3,45%	0,000
Belgique	- 0,26%	0,542	- 0,32%	0,388	- 0,19%	0,588
Danemark	2,25%	0,001	1,45%	0,009	1,20%	0,022
Espagne	1,40%	0,001	1,18%	0,001	1,46%	0,000
Estonie	10,53%	0,000	9,77%	0,000	9,52%	0,000
France	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Hongrie	8,08%	0,000	7,36%	0,000	7,16%	0,000
Italie	2,76%	0,000	2,29%	0,000	2,45%	0,000
Pays-Bas	3,04%	0,000	2,35%	0,000	2,32%	0,000
Pologne	6,59%	0,000	5,69%	0,000	5,66%	0,000
Portugal	5,30%	0,000	5,08%	0,000	5,06%	0,000
République Tchèque	2,78%	0,000	2,60%	0,000	2,48%	0,000
Slovénie	6,83%	0,000	6,09%	0,000	5,88%	0,000
Suède	5,79%	0,000	4,74%	0,000	4,38%	0,000
Suisse	2,88%	0,000	1,99%	0,000	1,69%	0,002

9. Figure

Figure I : Typologie des comportements de santé



10. Annexes

Tableau VII : Points d'inflexion par modèle

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle3	
	Mauvaise santé	Non-recours	Mauvaise santé	Non-recours	Mauvaise santé	Non-recours
Âge	ns	64,0	41,4	62,2	- 100,4	61,9