

# LE RENONCEMENT AUX SOINS : UNE ANALYSE EMPIRIQUE À PARTIR DE LA BASE SHARE

## HEALTHCARE RENUNCIATION: AN EMPIRICAL ANALYSIS FROM SHARE

Olivier Bouba-Olga and Magalie Vigé

Volume 82, Number 1-2, 2015

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1091600ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1091600ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Faculté des sciences de l'administration, Université Laval

ISSN

1705-7299 (print)

2371-4913 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Bouba-Olga, O. & Vigé, M. (2015). LE RENONCEMENT AUX SOINS : UNE ANALYSE EMPIRIQUE À PARTIR DE LA BASE SHARE. *Assurances et gestion des risques / Insurance and Risk Management*, 82(1-2), 73–96.  
<https://doi.org/10.7202/1091600ar>

Article abstract

This article deals with healthcare renunciation, from an original database – the SHARE survey – never used on this topic to our knowledge. In line with previous works based on smaller samples, we find that both economic and social constraints, as well as risk behaviours, significantly affect healthcare renunciation. The accumulation of social features and addictive behaviours also play a key role. Finally, some differences between countries appear, especially between Northern and Southern Europe and for some Eastern countries.

---

## LE RENONCEMENT AUX SOINS : UNE ANALYSE EMPIRIQUE À PARTIR DE LA BASE SHARE

HEALTHCARE RENUNCIATION :  
AN EMPIRICAL ANALYSIS FROM SHARE

---

Olivier Bouba-Olga\* et Magalie Vigé\*\*

### ■ RÉSUMÉ

Nous proposons dans cet article une analyse empirique du renoncement 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, nous montrons que, à côté des contraintes financières, les caractéristiques sociales et les comportements à risque influent fortement sur le renoncement aux soins. Le cumul des déterminants sociaux et des conduites addictives est également très influant. Nous observons enfin des différences significatives, notamment entre pays d'Europe du Nord et du Sud, ainsi que pour certains pays de l'Est.

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

### ■ ABSTRACT

This article deals with healthcare renunciation, from an original database – the SHARE survey – never used on this topic to our knowledge. In line with previous works based on smaller samples, we find that both economic and social constraints, as well as risk behaviours, significantly affect healthcare renunciation. The accumulation of social features and addictive behaviours also play a key role. Finally, some differences between countries appear, especially between Northern and Southern Europe and for some Eastern countries.

**Keywords :** Healthcare renunciation, Territories, SHARE survey, Health

---

\* CRIEF, Université de Poitiers<sup>1</sup>, obouba@univ-poitiers.fr

\*\* CRIEF, Université de Poitiers<sup>1</sup> & ARS Poitou-Charentes, magalie.vige@univ-poitiers.fr

# INTRODUCTION

Les débats sur le renoncement aux soins intègrent de plus en plus les déterminants des choix individuels en matière de santé. Bien que la littérature dominante s'intéresse principalement au renoncement aux soins pour raisons financières, d'autres travaux soulignent la diversité des facteurs explicatifs du renoncement aux soins, facteurs n'entrant pas dans la contrainte budgétaire. Les comportements de santé peuvent en effet s'expliquer par des comportements individuels et sociaux propres aux individus, l'éducation étant le déterminant le plus significatif (Grossman, 1972). Ces facteurs semblent intervenir en amont de la prise de décision concernant la demande de soins, le renoncement aux soins s'expliquant alors moins par un manque de ressources financières que par la conséquence d'un gradient social de santé faisant intervenir inégalités et reproduction sociales (Desprès, 2012; Masullo, 2006). Chauvin et *al.* (2011) montrent finalement que le renoncement aux soins résulte à la fois des organisations spatiale et temporelle de l'offre de soins et des logiques personnelles et culturelles des individus.

L'objectif de cet article est d'étudier la question du renoncement aux soins à partir des données issues de l'enquête européenne SHARE (Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe). Cette base de données originale portant sur la santé permet de recueillir 57 669 observations provenant de seize pays européens. L'enquête SHARE n'a jamais été utilisée pour traiter de la question du renoncement aux soins, qu'elle n'aborde pas directement. Nous pouvons cependant l'approcher en considérant qu'une personne renonce aux soins lorsqu'elle se déclare en mauvaise santé et ne consulte pour autant aucun professionnel de santé.

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 uniquement sur des données nationales ou infranationales. Les données disponibles permettent ainsi de tester un nombre conséquent de déterminants : i) le revenu des individus, ii) les caractéristiques individuelles (âge, sexe, niveau d'éducation, ...) et sociales (réseau social, situation familiale, ...), iii) les comportements à risque, iv) l'existence éventuelle d'effets géographiques.

Nous proposons de tester l'influence de ces déterminants, pris séparément, sur la probabilité de renoncer aux soins, puis d'étudier l'incidence du cumul des risques sociaux et non médicaux (tabac, alcool, absence d'activité physique, malnutrition) sur cette même probabilité.

Le modèle proposé est estimé pour l'ensemble des pays puis par groupe de pays (Nord, Sud, Est, Ouest). Nous faisons l'hypothèse que l'appartenance à ces groupes de pays reflète des différences macroéconomiques, conduisant à des comportements différenciés en matière de santé.

Notre papier se compose de trois grandes parties. La section 1 propose une revue de la littérature concernant le renoncement aux soins, en insistant sur les déterminants les plus significatifs du renoncement. Nous introduisons ensuite notre travail empirique en présentant les données et méthode utilisées dans une deuxième section et en exposant nos résultats dans la section 3, avant de conclure.

## 1. Revue de littérature

Les travaux sur l'accès aux soins (Couffinhal et *al.*, 2004; Raynaud, 2005; *etc.*) ont montré que la consommation de soins était différente selon les groupes sociaux à état de santé donné (Dourgnon, Fantin, Jusot, 2012), remettant ainsi en cause le principe d'équité horizontale selon lequel les individus doivent avoir un égal accès aux soins à besoin de soins équivalent, au-delà de toute considération socio-économique. Plusieurs auteurs (Grossman, 2000; Desprès, 2012) montrent que si les individus les plus précaires ont tendance à moins consommer de soins, ce n'est pas parce qu'ils en ont moins besoin sur le plan médical, mais parce qu'ils ont tendance à faire face à plus de barrières (informationnelles, financières, *etc.*) pour accéder aux soins. Ces barrières peuvent se traduire par un comportement de renoncement aux soins, comportement qui 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, Jusot, 2011).

L'analyse économique explique ce comportement de renoncement par un arbitrage rationnel entre la consommation de soins et la consommation d'autres biens et services, la première permettant d'atteindre l'état de santé choisi par l'individu. Les modélisations théoriques sur la demande de biens et services médicaux (Grossman, 1972; Phelps, 1973; *etc.*) s'accordent alors à montrer que le prix de ces biens et services et le revenu des individus sont déterminants dans la consommation de soins. Le malade est considéré comme un être rationnel qui cherche à maximiser ses rendements et son utilité selon ses préférences, sous contrainte budgétaire. Empiriquement, le rôle du revenu dans l'accès aux soins apparaît central, les travaux révélant que l'accès aux soins

est conditionné aux revenus et qu'il existe une corrélation entre type de couverture maladie et renoncement aux soins (Dourgnon, 2011). Malgré une couverture de base publique et obligatoire en France, les avances de frais et restes à charge restent des freins à l'accès aux soins, tout comme le prix des complémentaires santé privées et le coût du transport.

Bien que la littérature dominante étudie principalement le renoncement aux soins pour raisons financières, certains travaux s'intéressent à l'impact *a priori* de déterminants autres que financiers dans les décisions individuelles de santé. Par exemple, Tuckett (1978) montre que certains bénéficiaires de dispositifs (tels que la CMU-C aujourd'hui en France) ne recourent pas à certains soins, malgré leur gratuité.

D'un point de vue théorique tout d'abord, les comportements de renoncement aux soins semblent notamment liés à des caractéristiques individuelles et sociales. Le malade se voit peu à peu reconnaître une rationalité limitée et des préférences socialement construites. Au-delà du revenu, le sexe, l'âge, le niveau d'éducation et la situation professionnelle semblent jouer dans les décisions en matière de santé. En ce qui concerne le sexe, l'analyse sociologique (Desprès, 2012) indique que les hommes renoncent plus que les femmes. En effet, la maternité, le suivi des grossesses, et les soins (au sens de *care*<sup>2</sup>) accordés à elles et à leurs enfants favorisent une meilleure prise en charge de leur santé par les femmes elles-mêmes ; au contraire, les hommes ont tendance à moins faire attention à leur corps, ce qui est notamment dû à la représentation occidentale du rôle de l'homme dans le cercle familial et dans le milieu du travail. 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 peut avoir plusieurs effets sur le renoncement aux soins : on peut penser que plus les besoins augmentent, plus la probabilité de renoncer à l'ensemble de ces besoins est faible (corrélation négative), mais la probabilité de renoncer à au moins un soin augmente. En effet, « quand les besoins sont plus forts, les choix à faire en matière de santé sont plus nombreux et le risque de renoncer augmente » (Dourgnon, 2011). En ce qui concerne le niveau d'éducation, celui-ci est négativement corrélé au renoncement aux soins. En intégrant la notion de capital humain à son modèle, Grossman (1972) montrait déjà, outre la quantité de soins consommée, le rôle des variables individuelles, telles que l'éducation, dans la demande de santé. Quant à la situation professionnelle, caractéristique intrinsèquement liée au revenu, un individu ayant un emploi renonce moins qu'une personne à la retraite, qui renonce elle-même moins qu'un

chômeur. Enfin, en ce qui concerne les caractéristiques sociales, celles-ci semblent négativement corrélées au renoncement aux soins, le fait d'avoir un réseau social et un conjoint favorisant l'accès aux soins.

D'un point de vue empirique ensuite, on dispose de plusieurs études portant sur données françaises (Chauvin, Renahy, Parizot, Vallée, 2012 ; Dourgnon, Fantin, Jusot, 2012 ; Desprès, 2012), qui ambitionnent de vérifier l'hypothèse de barrières dans l'accès aux soins (*cf.* tableau 1). En France, l'étude du renoncement aux soins la plus significative est celle réalisée par l'IRDES (2011) et conduite par Dourgnon pour la partie économétrique et Desprès pour le volet socio-anthropologique. L'approche originale de Desprès révèle l'existence de deux types de renoncement, le renoncement-barrière et le renoncement-refus, qui se cumulent souvent dans les situations de (grande) précarité.

Ces travaux viennent nuancer les premiers apports théoriques. L'effet genre est notable mais assez ambigu. Dourgnon (2011) montrent que les femmes renoncent plus aux soins que les hommes, mais ils expliquent ce résultat par le fait que, à état de santé comparable, les femmes s'estiment en plus mauvais état de santé que les hommes (Shmueli, 2003) et que «les différences de renoncement entre hommes et femmes traduisent (...) des différences d'attente en matière de soins» (p. 14). Ainsi, l'hypothèse selon laquelle les femmes prennent plus soins d'elles se confirme. La limite des travaux sur le renoncement aux soins trouve ici tout son sens dans la mesure où le renoncement est subjectif, parce qu'il est lié à un besoin de soins, ressenti différemment d'un individu à un autre.

S'agissant de l'âge, son impact apparaît plus nuancé qu'en théorie selon le type de soins observés. Dourgnon et *al.* (2012) montrent que la relation âge/renoncement se traduit par un gradient décroissant pour l'ensemble des soins ainsi que les soins dentaires, tandis que le renoncement suit une courbe en cloche quand il s'agit des soins d'optiques. Le niveau d'éducation joue, quant à lui, à plusieurs niveaux dans la demande de santé : plus une personne est éduquée, plus elle est à même de détecter ses besoins de santé, et plus elle adopte des comportements de prévention, tels que l'activité physique ou de moindres comportements addictifs. L'éducation joue donc au niveau de l'accès aux soins, ainsi que dans la réception des messages de prévention (Oakes et *al.*, 2004 ; Peretti-Watel et *al.*, 2007). En ce qui concerne la situation professionnelle, les travaux théoriques et empiriques se rejoignent : un chômeur renoncera davantage aux soins qu'un retraité qui lui-même renoncera plus qu'une personne ayant un emploi. Enfin,

le réseau social influence positivement le renoncement aux soins : les personnes seules renoncent davantage aux soins parce qu’elles ont notamment plus de difficultés à se reconnaître malades (conscience des symptômes) et à réaliser les démarches administratives.

Au-delà du rôle de ces facteurs pris séparément, Dourgnon (2011) insiste sur l’importance de leur cumul : plus un individu cumule les précarités, plus il a tendance à renoncer aux soins. Finalement, ce ne sont pas tant les inégalités sociales qui jouent un rôle dans les comportements de santé que le cumul des différentes dimensions de précarité.

■ **TABLEAU 1**    *Synthèse des résultats des principales études sur données françaises relatives au renoncement aux soins*

| AUTEUR(S)<br>(ANNÉE)                               | DONNÉES<br>UTILISÉES                                                                                                                                                 | ANNÉE           | PRINCIPAUX RÉSULTATS<br>(FACTEURS INFLUENÇANT<br>LE RENONCEMENT AUX SOINS)                                                                                                                                                                                                                                                                               |
|----------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Desprès et al.<br>(2011)                           | Enquête ESPS :<br>environ 22 000<br>participants<br>Données France                                                                                                   | 1998 à<br>2008  | <ul style="list-style-type: none"> <li>– Revenu et type de couverture maladie ; âge ; sexe ; situations sociales passées, présentes et futures</li> <li>– Effet de cumul des dimensions précarités sur l'accès financier aux soins</li> </ul>                                                                                                            |
| Desprès et al.<br>(2011)                           | 35 entretiens<br>non directifs<br>(1h30 à 3h)<br>+ 38 entretiens<br>cognitifs issus<br>de l'enquête ESPS<br>Agglomération<br>de Lille                                | 2011            | <ul style="list-style-type: none"> <li>– Dimension économique (arbitrages et contraintes, problèmes d'accès aux droits, effets des attitudes des professionnels)</li> <li>– Manières de se soigner socialement déterminées</li> <li>– Rapport aux institutions</li> <li>– Peur de la maladie et/ou du traitement</li> <li>– Renoncement refus</li> </ul> |
| Chauvin,<br>Renahy,<br>Parizot et<br>Vallée (2012) | Cohorte SIRS<br>(Santé, Inégalités et<br>Ruptures Sociales) :<br>échantillon repré-<br>sentatif de 3 000<br>adultes franco-<br>phones<br>Agglomération<br>parisienne | 2005 et<br>2010 | <ul style="list-style-type: none"> <li>– Stratification sociale, origines migratoires, caractéristiques psychosociales des personnes, couverture maladie</li> <li>– Inégalités territoriales expliquées presque entièrement par des effets de composition en lien avec le statut socio-économique des habitants</li> </ul>                               |

Outre les déterminants individuels et sociaux, nous nous intéressons à la dimension géographique du renoncement aux soins. Dans l'analyse réalisée dans cet article, les différences de demande sont capturées par les caractéristiques individuelles 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.

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.

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. Afin d'identifier des similitudes entre pays, nous utilisons la typologie proposée par Amable (2005). L'auteur s'intéresse à la protection sociale dans son ensemble («allocations vieillesse, allocations pour les handicapés, assurance maladie, services aux personnes âgées et aux handicapés, allocations au survivant, allocations familiales, services aux familles, indemnités de chômage, prestation maladie, allocations logement, *etc.*») et calcule les indicateurs suivants : la part des dépenses publiques dans le total des dépenses pour chaque type de dépense ; la part de chaque type de dépenses financées par le public dans les dépenses publiques totales ; le rapport des dépenses publiques au PIB pour chaque type de dépenses. Plus généralement, Amable indique que les différences entre les institutions, dans leur ensemble, influencent le comportement des acteurs : il existerait une sorte de demande induite par les institutions. Il distingue alors cinq types de modèle, dont trois concernent les pays d'Europe que nous étudions : le modèle social-démocrate, le modèle européen continental et le modèle méditerranéen. En ce qui concerne la protection sociale, le premier modèle, qui «promeut l'égalité sociale», est caractérisé par une forte redistribution, et implique «une démarchandisation et une défamiliarisation» ; il regroupe, entre autres, le Danemark et la Suède. Le modèle européen continental, dans lequel les prestations sociales sont liées à l'emploi, «favorise une démarchandisation et une défamiliarisation modérée» : les dépenses sociales publiques sont élevées et la part des impôts sur les bénéfices en proportion du PIB y est relativement faible ; il rassemble l'Allemagne,

l'Autriche, la Belgique, la France et la Suisse. Enfin, le modèle méditerranéen propose moins de prestations sociales et la solidarité est relayée par des «institutions intermédiaires plus traditionnelles comme l'Église et la famille»; nous retrouvons ici l'Espagne, l'Italie et le Portugal.

Ainsi nous proposons une distinction Nord, Sud, Est, Ouest dans notre analyse statistique. Le Nord représente le modèle social-démocrate, le Sud le modèle méditerranéen et l'Ouest le modèle européen continental. En outre, nous ajoutons les pays de l'Europe de l'Est (Estonie, Hongrie, Pologne, République Tchèque, Slovénie), non étudiés par Amable.

## 2. Méthode et 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. La base rassemble 57 669 observations totales. Sont notamment disponibles des informations concernant la santé physique des individus, leurs comportements à risques, les soins de santé auxquels ils ont eu recours, leurs revenus, leur niveau d'éducation, leur réseau social et leur territoire de résidence. Comme indiqué précédemment, seize pays d'Europe sont retenus, représentant les régions du nord (Danemark, Pays-Bas, Suède), du sud (Espagne, Italie, Portugal), de l'est (Estonie, Hongrie, Pologne, République Tchèque, Slovénie) et de l'ouest (Allemagne, Autriche, Belgique, France, Suisse).

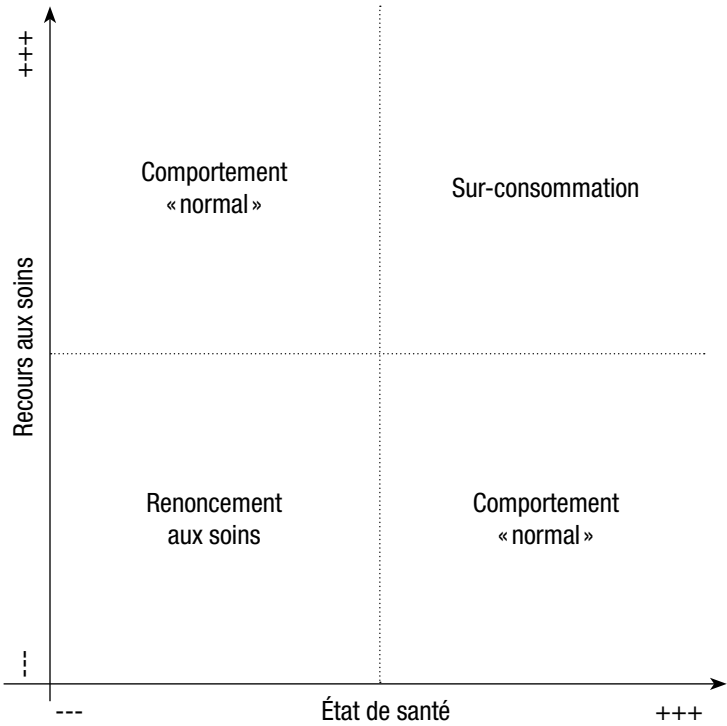
Notre objectif est de tester l'influence des facteurs socioéconomiques et géographiques sur le renoncement aux soins. L'enquête SHARE ne traite pas directement de la question du renoncement aux soins mais permet de l'aborder en considérant que les individus renoncent aux soins lorsqu'ils ne consultent aucun professionnel de santé alors qu'ils se considèrent en mauvais état de santé (Desprès, Dourgnon, Fantin, Jusot, 2011).

Nous évaluons l'état de santé au travers de la santé perçue et déclarée par les individus eux-mêmes. Pour cela, 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».

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'on vu au moins une fois.

Nous croisons alors des données sur l'état de santé des individus et la fréquence de leur recours à des professionnels de santé, ce qui nous permet de repérer différents types de comportement, synthétisés dans la figure 1.

■ FIGURE 1 *Typologie des comportements de santé*



La variable expliquée correspond à la probabilité de renoncer aux soins. Dans cet article, nous considérons qu'ont renoncé aux soins les personnes ayant déclaré un état de santé médiocre ou acceptable et n'ayant fait appel à aucun médecin (généraliste) au cours de l'année précédant l'enquête : nous qualifions ce renoncement de renoncement total. 1 632 personnes ont renoncé aux soins en Europe en 2010, soit 2,83% des personnes enquêtées.

Les variables explicatives sont les ressources financières, les caractéristiques individuelles, sociales et géographiques des individus et leurs comportements à risques (*cf.* tableaux 2 et 3).

S'agissant des ressources financières, la variable mobilisée, notée *revenu*, correspond à l'agrégation des revenus du travail, des pensions de retraite et de préretraite, des allocations de chômage et d'handicap et des autres paiements réguliers, tels que les assurances-vie, les fonds de retraite privée ou encore les assurances de soins de santé de longue durée. Compte tenu des résultats de la littérature, nous nous attendons à un effet négatif de cette variable sur la probabilité de renoncer aux soins. Cependant, afin de nous laisser la possibilité d'identifier des non linéarités, nous introduisons également le carré de la variable (*revenu\_carre*).

Les quatre variables synthétisant les caractéristiques individuelles sont le sexe, l'âge, le niveau d'éducation et la situation professionnelle. La variable *sexe* prend la valeur 1 pour les hommes et 0 pour les femmes. Comme nous l'avons dit plus haut, les résultats de la littérature sur cette variable sont ambigus : les travaux économétriques disponibles montrent que les femmes renoncent plus aux soins que les hommes, mais les analyses sociologiques laissent penser le contraire. Dans cet article, nous nous intéressons au renoncement total aux soins : on s'attend donc plutôt à un effet négatif de l'âge (variable *age*) sur la probabilité de renoncer aux soins. S'agissant du niveau d'éducation (variable *yeduc*, correspondant au nombre d'années d'éducation), nous nous attendons à un effet négatif sur la probabilité de renoncer. Comme pour le revenu, cependant, nous introduisons les carrés des variables (respectivement, *age\_carre* et *yeduc\_carre*).

Les deux variables se référant aux caractéristiques sociales sont le type de ménage (célibataire ou en couple) et le réseau social. La variable *couple* prend 1 pour une personne vivant en couple et 0 pour

une personne vivant seule. La variable réseau, quant à elle, prend la valeur 1 si l'individu peut discuter souvent avec au moins une personne et 0 s'il n'a personne dans son entourage. Dans les deux cas, nous nous attendons à des effets négatifs sur la probabilité de renoncer.

Au-delà du soin en tant que tel, nous nous intéressons à la santé dans un sens plus large en prenant en compte des déterminants non médicaux de santé (tabac, alcool, activité physique, nutrition). Les variables *tabac* et *alcool* prennent 1 si l'individu fume ou boit quotidiennement, et 0 sinon; la variable *nonsport* prend 1 si l'individu ne pratique aucune activité physique, qu'elle soit modérée ou vigoureuse, et 0 sinon; la variable *malnutrition* prend 1 si l'individu consomme moins de deux ou plus de cinq repas par jour. Nous faisons l'hypothèse que ces comportements «à risque» traduisent une moindre prise en charge de leur santé par les individus eux-mêmes et engendrent donc du renoncement aux soins.

Nous souhaitons également tester l'incidence du cumul des risques. Dans une version restrictive, nous nous limitons aux quatre risques de santé évoqués précédemment, en définissant une variable *cumul\_comportements*, somme des quatre variables binaires précédentes (*tabac*, *alcool*, *nonsport*, *malnutrition*). Dans une version plus large, nous ajoutons à ces quatre risques les risques sociaux (*reseau*, *couple*, *chômage*) pour définir la variable *cumul\_total*.

Enfin, la variable représentant les dummies géographiques est la variable *pays*, regroupés en quatre zones: *nord* (Danemark, Pays-Bas, Suède), *sud* (Espagne, Italie, Portugal), *est* (Estonie, Hongrie, Pologne, République Tchèque, Slovénie) et *ouest* (Allemagne, Autriche, Belgique, France, Suisse).

■ **TABLEAU 2**    *Statistiques descriptives des variables quantitatives*

|                    | MOYENNE  | MÉDIANE | ÉCART-TYPE | MIN | MAX         |
|--------------------|----------|---------|------------|-----|-------------|
| Revenu             | 14 670,4 | 8 379,7 | 23 507,2   | 0   | 3 170 153,8 |
| Âge                | 65,8     | 65,0    | 10,3       | 24  | 104         |
| Niveau d'éducation | 10,3     | 11,0    | 4,5        | 0   | 25          |

■ **TABEAU 3** *Statistiques descriptives des variables qualitatives*

|                                                  | NOMBRE | DONT ... RENONCENT |
|--------------------------------------------------|--------|--------------------|
| <b>Sexe</b>                                      |        |                    |
| Homme                                            | 25 067 | 823 (3,28 %)       |
| Femme                                            | 32 602 | 809 (2,48 %)       |
| <b>Activité</b>                                  |        |                    |
| En emploi                                        | 15 776 | 354 (2,24 %)       |
| Retraite                                         | 32 537 | 975 (3,00 %)       |
| Chômage                                          | 1 928  | 111 (5,78 %)       |
| Maladie de longue durée                          | 2 112  | 70 (3,30 %)        |
| Homme/Femme au foyer                             | 4 689  | 99 (2,12 %)        |
| Autre                                            | 627    | 23 (3,75 %)        |
| <b>Type de ménage</b>                            |        |                    |
| Célibataire                                      | 15 492 | 552 (3,56 %)       |
| En couple                                        | 42 177 | 1 080 (2,56 %)     |
| <b>Présence d'une personne avec qui discuter</b> |        |                    |
| Oui                                              | 55 727 | 1 540 (2,76 %)     |
| Non                                              | 1 842  | 92 (4,74 %)        |
| <b>Addiction au tabac</b>                        |        |                    |
| Oui                                              | 37 029 | 996 (2,69 %)       |
| Non                                              | 20 640 | 636 (3,08 %)       |
| <b>Addiction à l'alcool</b>                      |        |                    |
| Oui                                              | 10 017 | 347 (3,46 %)       |
| Non                                              | 47 652 | 1 285 (2,70 %)     |
| <b>Malnutrition</b>                              |        |                    |
| Oui                                              | 6 597  | 284 (4,31 %)       |
| Non                                              | 51 072 | 1 348 (2,64 %)     |
| <b>Pratique d'une activité sportive</b>          |        |                    |
| Aucune pratique                                  | 7 200  | 341 (4,74 %)       |
| Pratique                                         | 50 469 | 1 291 (2,56 %)     |
| <b>Cumul de risques</b>                          |        |                    |
| 0 risque                                         | 13 807 | 351 (2,54 %)       |
| 1 risque                                         | 28 870 | 713 (2,47 %)       |
| 2 risques                                        | 13 101 | 463 (3,53 %)       |
| 3 ou 4 risques                                   | 1 891  | 105 (5,57 %)       |



|                         | NOMBRE | DONT ... RENONCENT |
|-------------------------|--------|--------------------|
| <b>Cumul de risques</b> |        |                    |
| 0 vulnérabilité         | 9 554  | 208 (2,18 %)       |
| 1 vulnérabilité         | 24 232 | 593 (2,45 %)       |
| 2 vulnérabilités        | 17 087 | 483 (2,83 %)       |
| 3 vulnérabilités        | 5 569  | 252 (4,52 %)       |
| 4 vulnérabilités        | 1 053  | 74 (6,99 %)        |
| 5 à 7 vulnérabilités    | 174    | 22 (12,91 %)       |
| <b>Ensemble de pays</b> |        |                    |
| Nord                    | 6 860  | 106 (1,55 %)       |
| Sud                     | 9 145  | 194 (2,12 %)       |
| Est                     | 20 276 | 1 094 (5,39 %)     |
| Ouest                   | 21 388 | 238 (1,11 %)       |

Afin de tester l'impact de l'ensemble des déterminants recensés sur le renoncement au soin, nous testons un modèle probit binaire avec  $renoncement_i^*$  la variable latente et  $renoncement_i$  la variable binaire associée qui prend la valeur 1 sur l'individu  $i$  renonce au soin et la valeur 0 sinon.

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

avec  $renoncement_i^* = \alpha + Z_i\beta + \mu_i$

$Z$  est la matrice des variables explicatives et  $\beta$  le vecteur des paramètres associés.

Nous testons plus précisément 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, malnutrition, absence d'activité sportive). Dans la troisième configuration, nous testons l'influence du cumul de ces déterminants mais aussi des déterminants sociaux (chômage, absence de réseau social, célibataire).

Dans ces trois premières configurations, la dimension géographique est capturée par l'introduction de variables indicatrices de pays. Nous testons ensuite chaque modèle pour chaque ensemble de pays (nord, sud, est et ouest).

### 3. Résultats

Pour les trois configurations du modèle (tableau 4), comme attendu, le revenu influe de manière très significative sur la probabilité de renoncer aux soins (effet négatif). Le carré de cette variable est également significatif mais lorsque l'on calcule les points d'inflexion, ceux-ci prennent des valeurs très élevées (*cf.* annexe – tableau 8) : la tendance est donc bien à une influence constamment négative du revenu sur la probabilité de renoncer. Le résultat est qualitativement le même pour la variable année d'éducation qui exerce également une influence négative sur la probabilité de renoncer. S'agissant de la variable *age*, en revanche, la relation est clairement non linéaire : la probabilité de renoncer diminue avec l'âge jusqu'à environ 63 ans puis augmente ensuite, ce qui vient contredire les résultats de Dourgnon (2011).

■ **TABLEAU 4**    *Résultats des trois modèles testés*

|                        | MODÈLE 1 |       | MODÈLE 2 |       | MODÈLE 3 |       |
|------------------------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
|                        | dF/dx    | P>z   | dF/dx    | P>z   | dF/dx    | P>z   |
| Pseudo R <sup>2</sup>  | 0,1156   |       | 0,1148   |       | 0,1145   |       |
| Wald chi <sup>2</sup>  | 7647,03  |       | 7450,32  |       | 7370,47  |       |
| Revenu                 | -0,01 %  | 0,000 | -0,01 %  | 0,000 | -0,02 %  | 0,000 |
| Revenu_carre           | 0,00 %   | 0,000 | 0,00 %   | 0,000 | 0,00 %   | 0,000 |
| Âge                    | -0,15 %  | 0,000 | -0,17 %  | 0,000 | -0,18 %  | 0,000 |
| age_carre              | 0,00 %   | 0,000 | 0,00 %   | 0,000 | 0,00 %   | 0,000 |
| Année d'éducation      | -0,04 %  | 0,081 | -0,04 %  | 0,040 | -0,05 %  | 0,028 |
| yeduc_carre            | -0,01 %  | 0,000 | -0,01 %  | 0,000 | -0,01 %  | 0,000 |
| Avoir un emploi        | ref.     | ref.  | ref.     | ref.  | —        | —     |
| Retraite               | 0,02 %   | 0,830 | 0,01 %   | 0,850 | —        | —     |
| Chômage                | 1,72 %   | 0,000 | 1,72 %   | 0,000 | —        | —     |
| Malade de longue durée | -0,12 %  | 0,340 | -0,07 %  | 0,586 | —        | —     |
| Homme/Femme au foyer   | 0,80 %   | 0,000 | 0,79 %   | 0,000 | —        | —     |
| Autre                  | 1,26 %   | 0,000 | 1,27 %   | 0,000 | —        | —     |
| Homme                  | 0,83 %   | 0,000 | 0,77 %   | 0,000 | 0,73 %   | 0,000 |
| Réseau                 | -1,08 %  | 0,000 | -1,12 %  | 0,000 | —        | —     |
| Couple                 | -0,52 %  | 0,000 | -0,52 %  | 0,000 | —        | —     |



|                          | MODÈLE 1 |       | MODÈLE 2 |       | MODÈLE 3 |       |
|--------------------------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
|                          | dF/dx    | P>z   | dF/dx    | P>z   | dF/dx    | P>z   |
| Tabac                    | 0,33 %   | 0,000 | –        | –     | –        | –     |
| Alcool                   | 0,70 %   | 0,000 | –        | –     | –        | –     |
| Aucune activité physique | 1,02 %   | 0,000 | –        | –     | –        | –     |
| Malnutrition             | 0,84 %   | 0,000 | –        | –     | –        | –     |
| Cumul : Aucun risque     | –        | –     | ref.     | ref.  | –        | –     |
| Cumul1 : 1 risque        | –        | –     | 0,49 %   | 0,000 | –        | –     |
| Cumul2 : 2 risques       | –        | –     | 1,26 %   | 0,000 | –        | –     |
| Cumul3 : 3 à 4 risques   | –        | –     | 3,06 %   | 0,000 | –        | –     |
| Vulnérabilité : Aucune   | –        | –     | –        | –     | ref.     | ref.  |
| Vulnérabilité : 1        | –        | –     | –        | –     | 0,57 %   | 0,000 |
| Vulnérabilités : 2       | –        | –     | –        | –     | 0,93 %   | 0,000 |
| Vulnérabilités : 3       | –        | –     | –        | –     | 2,69 %   | 0,000 |
| Vulnérabilités : 4       | –        | –     | –        | –     | 4,94 %   | 0,000 |
| Vulnérabilités : 5 à 7   | –        | –     | –        | –     | 11,24 %  | 0,000 |
| Dummies pays             | Oui      |       | Oui      |       | Oui      |       |

On observe en outre un effet de genre contraire à celui identifié par Dourgnon (2011) puisque les hommes renoncent plus que les femmes. Ceci peut s'expliquer par la mesure différente du renoncement aux soins : nous utilisons une mesure maximale 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).

En ce qui concerne la situation professionnelle des individus, on observe des résultats conformes à la littérature. Le fait d'être au chômage augmente de près de deux points la probabilité de renoncer ; le fait d'être un homme ou une femme au foyer augmente cette probabilité de près d'un point. Les deux variables de socialisation (*reseau* et *couple*) jouent dans le sens attendu (effet négatif sur la probabilité de renoncer). Les déterminants non médicaux de santé (*tabac*, *alcool*, *nonsport*, *malnutrition*) jouent positivement sur la probabilité de renoncer aux soins, qu'ils soient pris séparément (modèle 1) ou en cumulé (modèle 2).

Conformément à nos attentes, le dernier modèle testé montre qu'au-delà du cumul des comportements à risque, c'est le cumul des risques pris dans leur ensemble (risques sociaux et non médicaux) qui influence le plus le renoncement : la probabilité de renoncer augmente de 0,6 point lorsque l'individu cumule un seul risque ; l'augmentation est de près de cinq points lorsqu'un individu cumule quatre risques, voire plus d'onze points pour un cumul de cinq à sept risques.

Pour les estimations des modèles par grands groupes de pays (tableaux 5, 6 et 7 en annexe), on observe des différences assez fortes pour certaines variables dans les pays d'Europe du Nord et du Sud. Au Nord, le fait d'être au chômage ou au foyer, le réseau, le tabac, avoir une vulnérabilité ne jouent pas sur la probabilité de renoncer aux soins. Au contraire, être malade de longue durée augmente cette probabilité. En ce qui concerne les déterminants non médicaux, ceux-ci n'influencent pas la probabilité de renoncer aux soins s'ils se cumulent. Pourtant, ne pas faire de sport et la malnutrition jouent positivement sur la probabilité de renoncer aux soins s'ils sont pris séparément ; l'alcool influence négativement la probabilité de renoncer aux soins. Pour les pays du Sud, le revenu, l'âge, les années d'éducation, le chômage, être un homme ou une femme au foyer, le tabac, et le fait de cumuler une ou deux vulnérabilités ne jouent pas dans la probabilité de renoncer aux soins. Le fait d'être à la retraite diminue de près de deux points la probabilité de renoncer aux soins par rapport à un individu ayant un emploi. Le fait d'être à la retraite joue donc significativement en négatif. Être malade de longue durée augmente de près d'1,5 points la probabilité de renoncer.

À l'inverse, les pays de l'Est et de l'Ouest connaissent des résultats qualitativement identiques à ceux de l'Europe dans son ensemble. Cependant, en ce qui concerne les risques sociaux et non médicaux, l'augmentation de la probabilité de renoncer aux soins est plus marquée ; elle atteint plus de douze points à l'Est et plus de quinze points à l'Ouest lorsqu'un individu cumule cinq à sept risques.

L'analyse par pays montre quelques spécificités au sein de chaque ensemble, l'hétérogénéité la plus forte s'observant dans le groupe des pays d'Europe de l'Est : une localisation en Estonie par rapport à une localisation en Slovénie augmente de plus de 4 points la probabilité de renoncer ; *a contrario*, une localisation en République Tchèque la réduit de plus de 3 points. Les effets marginaux associés aux pays d'Europe de l'Ouest sont à l'inverse relativement homogènes.

# CONCLUSION

Nous avons proposé dans cet article une analyse empirique du renoncement aux soins qui ne se limite pas à la question financière. La valeur ajoutée de notre article est double : i) elle s'appuie sur une base de données originale de taille importante, non utilisée jusqu'à présent pour traiter de cette question, qui permet de dégager des résultats plus généraux, ii) elle permet de tester l'effet, au-delà des caractéristiques socio-économiques des individus, du rôle éventuel de la localisation géographique, *proxy* des différences en matière d'offre de santé.

Au final, les résultats que nous obtenons sont globalement conformes à ceux obtenus dans la littérature. La variable revenu joue fortement, ainsi que l'ensemble des autres variables qui résume les caractéristiques sociales et les comportements à risque. Notre hypothèse centrale se trouve donc validée. Autre résultat important : les déterminants sociaux et non médicaux jouent à la fois séparément et de manière cumulative. On observe enfin des différences significatives entre les pays ou groupes de pays, notamment entre le nord et le sud de l'Europe. La situation de l'Estonie apparaît en outre particulièrement atypique, la probabilité de renoncer aux soins y étant particulièrement forte.

Sur ce dernier point, il conviendrait cependant d'ouvrir la boîte noire des indicatrices de pays en analysant de manière précise l'organisation de l'offre de santé afin 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 une dégradation de l'état de santé sur les périodes suivantes et/ou à une hausse des dépenses de santé afférentes.

# BIBLIOGRAPHIE

Amable, B. (2005), *Les cinq capitalismes*, Paris : Seuil.

Chauvin P., Renahy É., Parizot I., 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*, DREES, Document de travail n°120.

Couffinhal A. (1999), *Concurrence en assurance santé: entre efficacité et sélection*, Thèse de doctorat en Sciences Économiques, Paris: Université Dauphine Paris IX.

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.

Desprès C. (2012), Le renoncement aux soins pour raisons financières: analyse socio-anthropologique, *Série étude et recherche*, DREES, Document de travail n°119.

Desprès C., Dourgnon P., Fantin R., Jusot F. (2011), Dépenses de santé et accès financier aux services de santé: une étude du renoncement aux soins, *Comptes nationaux de la santé 2010*, DREES.

Desprès C., Dourgnon P., Fantin R., Jusot F. (2011), Le renoncement aux soins: une approche socio-anthropologique, *Questions d'économie de la santé*, IRDES, n°169.

Desprès C., Dourgnon P., Fantin R., Jusot F. (2011), Le renoncement aux soins pour raisons financières: une approche économétrique, *Questions d'économie de la santé*, IRDES, n°170.

Dourgnon P., Jusot F., Fantin R. (2012), Payer peut nuire à votre santé: une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé, *Document de travail*, IRDES, n°47.

DREES (2011), *Renoncement aux soins: Actes du colloque*, Paris: Collection Études et Statistiques.

Grossman M. (1972), On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*, 89(2): 223-255.

Grossman M. (2000), The Human Capital Model, in: A. J. Culyer & J. P. Newhouse (ed.), *Handbook of Health Economics*, Edition 1, 1(7): 347-408.

Jusot F., Tubeuf S., Trannoy A. (2012), Les différences d'état de santé en France: inégalités des chances ou reflet des comportements à risques?, *Économie et statistique*, n°455-456: 37-51.

Masullo A. (2006), *Santé et recours aux soins des populations précaires*, ERIS.

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: 776-782.

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): 351-356.

Phelps C.E. (1973), *Demand for health insurance: a theoretical and empirical investigation*, Santa Monica: Rand Corporation.

Raynaud D. (2005), Les déterminants individuels des dépenses de santé: l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire, *Études et résultats*, DREES, n° 378.

Shmueli A. (2003), Socio-Economic and Demographic Variation in Health and in its Measures: The Issue of Reporting Heterogeneity, *Social Science and Medicine*, 57: 125-134.

Tuckett D. (1978), *An introduction to medical sociology*, Londres: Tavistock Publications.

## REMERCIEMENTS

Cet article a été fait avec le concours financier de l'ARS Poitou-Charentes. Nous remercions particulièrement Magali Steuer, Directrice de Cabinet de l'ARS Poitou-Charentes.

Nous remercions l'équipe SHARE. This paper uses data from SHARE wave 4 release 1.1.1, as of March 28<sup>th</sup> 2013 (DOI: 10.6103/SHARE.w4.111) or SHARE wave 1 and 2 release 2.6.0, as of November 29<sup>th</sup> 2013 (DOI: 10.6103/SHARE.w1.260 and 10.6103/SHARE.w2.260) or SHARELIFE release 1, as of November 24<sup>th</sup> 2010 (DOI: 10.6103/SHARE.w3.100). The SHARE data collection has been primarily funded by the European Commission through the 5<sup>th</sup> Framework Programme (project QLK6-CT-2001-00360 in the thematic programme Quality of Life), through the 6<sup>th</sup> Framework Programme (projects SHARE-I3, RII-CT-2006-062193, COMPARE, CIT5- CT-2005-028857, and SHARELIFE, CIT4-CT-2006-028812) and through the 7<sup>th</sup> 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](http://www.share-project.org) for a full list of funding institutions).

# ANNEXES

■ TABLEAU 5 *Résultats des modèles testés par groupes de pays (modèle 1)*

|                          | NORD    |       | SUD     |       | EST     |       | OUEST   |       |
|--------------------------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
|                          | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   |
| Pseudo R <sup>2</sup>    | 0,0687  |       | 0,0453  |       | 0,0897  |       | 0,0611  |       |
| Wald chi <sup>2</sup>    | 378,63  |       | 436,93  |       | 3247,25 |       | 865,11  |       |
| Revenu                   | -0,02 % | 0,008 | 0,00 %  | 0,571 | -0,07 % | 0,000 | -0,01 % | 0,004 |
| Revenu_carre             | 0,00 %  | 0,231 | 0,00 %  | 0,111 | 0,00 %  | 0,000 | 0,00 %  | 0,004 |
| Âge                      | -0,10 % | 0,052 | -0,01 % | 0,865 | -0,33 % | 0,000 | -0,06 % | 0,014 |
| age_carre                | 0,00 %  | 0,128 | 0,00 %  | 0,293 | 0,00 %  | 0,000 | 0,00 %  | 0,045 |
| Année d'éducation        | 0,15 %  | 0,004 | -0,06 % | 0,146 | -0,27 % | 0,000 | -0,03 % | 0,073 |
| yeduc_carre              | -0,01 % | 0,000 | 0,00 %  | 0,933 | -0,01 % | 0,095 | 0,00 %  | 0,520 |
| Avoir un emploi          | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  |
| Retraite                 | 0,22 %  | 0,177 | -1,11 % | 0,000 | -0,02 % | 0,941 | 0,24 %  | 0,007 |
| Chômage                  | -0,05 % | 0,912 | 0,01 %  | 0,965 | 3,10 %  | 0,000 | 1,82 %  | 0,000 |
| Malade de longue durée   | 1,03 %  | 0,001 | 1,41 %  | 0,000 | -1,63 % | 0,000 | 0,36 %  | 0,048 |
| Homme/Femme au foyer     | 0,13 %  | 0,644 | -0,13 % | 0,596 | 4,03 %  | 0,000 | 0,45 %  | 0,001 |
| Autre                    | 2,71 %  | 0,000 | -0,53 % | 0,270 | 2,38 %  | 0,001 | 0,55 %  | 0,080 |
| Homme                    | 0,61 %  | 0,000 | 0,78 %  | 0,000 | 1,64 %  | 0,000 | 0,37 %  | 0,000 |
| Réseau                   | -0,57 % | 0,140 | -0,70 % | 0,025 | -0,93 % | 0,004 | -1,72 % | 0,000 |
| Couple                   | -1,05 % | 0,000 | -0,40 % | 0,011 | -0,67 % | 0,000 | -0,28 % | 0,000 |
| Tabac                    | 0,11 %  | 0,608 | -0,16 % | 0,274 | 0,91 %  | 0,000 | 0,18 %  | 0,002 |
| Alcool                   | -0,32 % | 0,016 | 0,91 %  | 0,000 | 1,76 %  | 0,000 | 0,32 %  | 0,000 |
| Aucune activité physique | 1,02 %  | 0,000 | 0,47 %  | 0,001 | 1,23 %  | 0,000 | 1,37 %  | 0,000 |
| Malnutrition             | 0,83 %  | 0,000 | 0,40 %  | 0,080 | 1,65 %  | 0,000 | 0,41 %  | 0,000 |
| Danemark                 | -1,10 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Pays-Bas                 | -0,86 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Suède                    | ref.    | ref.  | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Espagne                  | —       | —     | -1,98 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     |
| Italie                   | —       | —     | -1,28 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     |
| Portugal                 | —       | —     | ref.    | ref.  | —       | —     | —       | —     |



|                    | NORD  |     | SUD   |     | EST     |       | OUEST   |       |
|--------------------|-------|-----|-------|-----|---------|-------|---------|-------|
|                    | dF/dx | P>z | dF/dx | P>z | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   |
| Estonie            | –     | –   | –     | –   | 4,11 %  | 0,000 | –       | –     |
| Hongrie            | –     | –   | –     | –   | 0,99 %  | 0,000 | –       | –     |
| Pologne            | –     | –   | –     | –   | -0,40 % | 0,138 | –       | –     |
| République Tchèque | –     | –   | –     | –   | -3,13 % | 0,000 | –       | –     |
| Slovénie           | –     | –   | –     | –   | ref.    | ref.  | –       | –     |
| Autriche           | –     | –   | –     | –   | –       | –     | 0,69 %  | 0,000 |
| Allemagne          | –     | –   | –     | –   | –       | –     | 0,17 %  | 0,169 |
| Belgique           | –     | –   | –     | –   | –       | –     | -0,31 % | 0,000 |
| Suisse             | –     | –   | –     | –   | –       | –     | 0,27 %  | 0,005 |
| France             | –     | –   | –     | –   | –       | –     | ref.    | ref.  |

**■ TABLEAU 6** *Résultats des modèles testés par groupes de pays (modèle 2)*

|                        | NORD    |       | SUD     |       | EST     |       | OUEST   |       |
|------------------------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
|                        | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   |
| Pseudo R <sup>2</sup>  | 0,0628  |       | 0,0448  |       | 0,0895  |       | 0,0566  |       |
| Wald chi <sup>2</sup>  | 338,04  |       | 433,82  |       | 3202,72 |       | 749,67  |       |
| Revenu                 | -0,02 % | 0,005 | -0,01 % | 0,526 | -0,07 % | 0,000 | -0,01 % | 0,004 |
| Revenu_carre           | 0,00 %  | 0,174 | 0,00 %  | 0,105 | 0,00 %  | 0,000 | 0,00 %  | 0,004 |
| Âge                    | -0,11 % | 0,026 | -0,01 % | 0,851 | -0,33 % | 0,000 | -0,10 % | 0,000 |
| age_carre              | 0,00 %  | 0,047 | 0,00 %  | 0,274 | 0,00 %  | 0,000 | 0,00 %  | 0,000 |
| Année d'éducation      | 0,15 %  | 0,007 | -0,06 % | 0,134 | -0,27 % | 0,000 | -0,04 % | 0,028 |
| yeduc_carre            | -0,01 % | 0,000 | 0,00 %  | 0,960 | -0,01 % | 0,095 | 0,00 %  | 0,607 |
| Avoir un emploi        | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  |
| Retraite               | 0,24 %  | 0,144 | -1,16 % | 0,000 | -0,04 % | 0,852 | 0,27 %  | 0,004 |
| Chômage                | -0,03 % | 0,937 | 0,01 %  | 0,979 | 3,10 %  | 0,000 | 1,92 %  | 0,000 |
| Malade de longue durée | 1,31 %  | 0,000 | 1,43 %  | 0,000 | -1,67 % | 0,000 | 0,57 %  | 0,003 |
| Homme/Femme au foyer   | 0,13 %  | 0,642 | -0,15 % | 0,537 | 3,99 %  | 0,000 | 0,49 %  | 0,000 |
| Autre                  | 2,89 %  | 0,000 | -0,56 % | 0,245 | 2,38 %  | 0,001 | 0,67 %  | 0,042 |
| Homme                  | 0,54 %  | 0,000 | 0,81 %  | 0,000 | 1,64 %  | 0,000 | 0,30 %  | 0,000 |



|               | NORD    |       | SUD     |       | EST     |       | OUEST   |       |
|---------------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
|               | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   |
| Réseau        | -0,62 % | 0,115 | -0,70 % | 0,025 | -0,96 % | 0,003 | -1,89 % | 0,000 |
| Couple        | -1,12 % | 0,000 | -0,41 % | 0,009 | -0,69 % | 0,000 | -0,29 % | 0,000 |
| Cumul :       |         |       |         |       |         |       |         |       |
| Aucun risque  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  |
| Cumul1 :      |         |       |         |       |         |       |         |       |
| 1 risque      | -0,30 % | 0,236 | 0,00 %  | 0,994 | 0,83 %  | 0,000 | 0,67 %  | 0,000 |
| Cumul2 :      |         |       |         |       |         |       |         |       |
| 2 risques     | -0,03 % | 0,898 | 0,22 %  | 0,261 | 2,67 %  | 0,000 | 1,10 %  | 0,000 |
| Cumul3 :      |         |       |         |       |         |       |         |       |
| 3 à 4 risques | 0,29 %  | 0,451 | 2,07 %  | 0,000 | 5,59 %  | 0,000 | 2,60 %  | 0,000 |
| Danemark      | -1,15 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Pays-Bas      | -0,93 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Suède         | ref.    | ref.  | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Espagne       | —       | —     | -2,11 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     |
| Italie        | —       | —     | -1,41 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     |
| Portugal      | —       | —     | ref.    | ref.  | —       | —     | —       | —     |
| Estonie       | —       | —     | —       | —     | 4,19 %  | 0,000 | —       | —     |
| Hongrie       | —       | —     | —       | —     | 1,00 %  | 0,000 | —       | —     |
| Pologne       | —       | —     | —       | —     | -0,50 % | 0,061 | —       | —     |
| République    |         |       |         |       |         |       |         |       |
| Tchèque       | —       | —     | —       | —     | -3,08 % | 0,000 | —       | —     |
| Slovénie      | —       | —     | —       | —     | ref.    | ref.  | —       | —     |
| Autriche      | —       | —     | —       | —     | —       | —     | 0,74 %  | 0,000 |
| Allemagne     | —       | —     | —       | —     | —       | —     | 0,08 %  | 0,508 |
| Belgique      | —       | —     | —       | —     | —       | —     | -0,32 % | 0,000 |
| Suisse        | —       | —     | —       | —     | —       | —     | 0,26 %  | 0,007 |
| France        | —       | —     | —       | —     | —       | —     | ref.    | ref.  |

**■ TABLEAU 7** *Résultats des modèles testés par groupes de pays (modèle 3)*

|                       | NORD    |       | SUD     |       | EST     |       | OUEST   |       |
|-----------------------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
|                       | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   | dF/dx   | P>z   |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0,053   |       | 0,0384  |       | 0,0865  |       | 0,0522  |       |
| Wald chi <sup>2</sup> | 249,08  |       | 339,99  |       | 3169,39 |       | 700,51  |       |
| Revenu                | -0,02 % | 0,001 | -0,01 % | 0,307 | -0,09 % | 0,000 | -0,01 % | 0,000 |
| Revenu_carre          | 0,00 %  | 0,113 | 0,00 %  | 0,031 | 0,00 %  | 0,000 | 0,00 %  | 0,000 |
| Âge                   | -0,12 % | 0,021 | -0,16 % | 0,003 | -0,39 % | 0,000 | -0,07 % | 0,002 |
| age_carre             | 0,00 %  | 0,029 | 0,00 %  | 0,000 | 0,00 %  | 0,000 | 0,00 %  | 0,003 |
| Année d'éducation     | 0,14 %  | 0,012 | -0,09 % | 0,031 | -0,29 % | 0,000 | -0,04 % | 0,030 |
| yeduc_carre           | -0,01 % | 0,000 | 0,00 %  | 0,558 | -0,01 % | 0,134 | 0,00 %  | 0,516 |
| Sexe                  | 0,44 %  | 0,000 | 0,50 %  | 0,000 | 1,73 %  | 0,000 | 0,32 %  | 0,000 |
| Vulnérabilité :       |         |       |         |       |         |       |         |       |
| Aucune                | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  | ref.    | ref.  |
| Vulnérabilité : 1     | 0,59 %  | 0,110 | 0,08 %  | 0,648 | 0,91 %  | 0,000 | 0,75 %  | 0,000 |
| Vulnérabilité : 2     | 0,99 %  | 0,014 | 0,01 %  | 0,945 | 1,64 %  | 0,000 | 1,09 %  | 0,000 |
| Vulnérabilité : 3     | 2,58 %  | 0,000 | 0,96 %  | 0,001 | 4,44 %  | 0,000 | 2,96 %  | 0,000 |
| Vulnérabilité : 4     | 4,78 %  | 0,000 | 4,06 %  | 0,000 | 8,51 %  | 0,000 | 3,60 %  | 0,000 |
| Vulnérabilité : 5 à 7 | 7,87 %  | 0,000 | 8,84 %  | 0,000 | 12,12 % | 0,000 | 15,46 % | 0,000 |
| Danemark              | -1,14 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Pays-Bas              | -0,83 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Suède                 | ref.    | ref.  | —       | —     | —       | —     | —       | —     |
| Espagne               | —       | —     | -1,95 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     |
| Italie                | —       | —     | -1,33 % | 0,000 | —       | —     | —       | —     |
| Portugal              | —       | —     | ref.    | ref.  | —       | —     | —       | —     |
| Estonie               | —       | —     | —       | —     | 3,78 %  | 0,000 | —       | —     |
| Hongrie               | —       | —     | —       | —     | 0,64 %  | 0,009 | —       | —     |
| Pologne               | —       | —     | —       | —     | -0,69 % | 0,007 | —       | —     |
| République Tchèque    | —       | —     | —       | —     | -3,34 % | 0,000 | —       | —     |
| Slovénie              | —       | —     | —       | —     | ref.    | ref.  | —       | —     |
| Autriche              | —       | —     | —       | —     | —       | —     | 0,67 %  | 0,000 |
| Allemagne             | —       | —     | —       | —     | —       | —     | 0,06 %  | 0,593 |
| Belgique              | —       | —     | —       | —     | —       | —     | -0,34 % | 0,000 |
| Suisse                | —       | —     | —       | —     | —       | —     | 0,24 %  | 0,012 |
| France                | —       | —     | —       | —     | —       | —     | ref.    | ref.  |

**■ TABLEAU 8** *Points d'inflexion par modèle*

|                   | MODÈLE 1 | MODÈLE 2 | MODÈLE 3 |
|-------------------|----------|----------|----------|
| Revenu            | 1 467    | 1 471    | 1 467    |
| Âge               | 63       | 62       | 64       |
| Année d'éducation | -3       | -4       | -5       |

**■ TABLEAU 9** *Points d'inflexion par groupes de pays (modèle 1)*

|                   | NORD | SUD | EST | OUEST |
|-------------------|------|-----|-----|-------|
| Revenu            | –    | ns  | 191 | 1 582 |
| Âge               | –    | ns  | 60  | 85    |
| Année d'éducation | 6    | ns  | -24 | –     |

## NOTES

1. CRIEF, EA 2249, Faculté de Sciences Économiques, 2 rue Jean Carbonnier, TSA 81100, 86073 Poitiers Cedex 9

2. Le terme care (soins en français) est souvent opposé au terme cure (soins curatifs en français) et correspond davantage à l'expression « prendre soin de ».