

L'IMPACT DES OOPP SUR LES INÉGALITÉS LIÉES AU REVENU DANS LES BESOINS NON SATISFAITS EN TERMES DE SOINS DE SANTÉ DANS LES PAYS DE L'UE

PAR | **HYUNMIN PARK**

co-auteur: Marjan Maes (Prof. Dr., Faculty of Economics and Business (FEB), KU Leuven)

1. INTRODUCTION

Les dépenses totales en biens et services de santé dans les pays de l'UE se sont établies à 8,3 % de leur PIB, en moyenne, en 2019 (OCDE/UE, 2020). Dans plusieurs pays, les dépenses de santé augmentent plus rapidement que le PIB. Par exemple, le ratio dépenses en soins de santé/PIB en Belgique, en France, en Norvège, en Suède et en Suisse est passé de près de 4-5 % en 1970 à près de 11 % en 2019 (Statistiques de l'OCDE, 2021). Cette tendance soulève des questions quant à la soutenabilité financière du système de santé, dont l'objectif est de fournir un accès abordable aux soins de santé à tous les citoyens de l'UE.

Afin de freiner l'augmentation des dépenses de santé, de nombreux pays européens ont mis en œuvre des mesures qui ont entraîné une augmentation des paiements directs (out-of-pocket-payments (OOPP)). Selon l'OCDE/UE (2020), quelque 20 % de toutes les dépenses de soins de santé résultent des OOPP, les plus importants étant les produits pharmaceutiques (médicaments en vente libre et sur ordonnance) et les services ambulatoires, avec une part de 41 % et 22 % en moyenne dans les pays de l'UE en 2018. Les OOPP désignent des dépenses directement supportées par le patient au moment de l'utilisation et ne sont donc pas remboursées par des tiers. Par exemple, les coûts des soins de santé sont couverts par les régimes publics d'assurance maladie, mais une partie de ces coûts, est supportée, via la co-assurance et la participation aux frais, par les patients afin d'atténuer l'aléa de moralité. Cela fait également référence aux coûts des traitements, qui ne sont pas couverts par le régime public d'assurance maladie. Bien que les OOPP puissent améliorer l'efficacité du système de soins de santé en limitant la surconsommation de soins de santé, qui ne sont pas nécessaires, ils peuvent avoir des effets secondaires indésirables en termes d'équité quand ils réduisent les soins de santé en cas de besoin. En moyenne, 6,6 % des ménages de l'UE ont fait état de difficultés financières liées aux OOPP en 2018. Après décomposition poussée de ces 6,6 %, on observe que 4,1 % relèvent du quintile de revenu le plus bas (le plus pauvre) contre seulement 0,3 % du quintile de revenu le plus élevé (OCDE/UE, 2020).

En l'absence de mécanismes de protection financière, les personnes aux ressources limitées sont plus susceptibles de renoncer à leur consommation de soins de santé. Afin d'atténuer les inégalités dans l'utilisation des soins de santé parmi les personnes vulnérables, de nombreux pays de l'UE ont conçu diverses méthodes telles que des

plafonds annuels de dépenses et des mécanismes d'exemption pour certains groupes de personnes en fonction de leur âge, de leur revenu, de leur chômage, de leurs maladies chroniques ou des traitements reçus (Baji et al., 2012 ; Hossein & Gerard, 2013). Toutefois, en dépit des mécanismes de protection financière en vigueur, de nombreuses études reconnaissent que des OOPP élevés demeurent le principal obstacle financier au recours aux soins de santé, en particulier pour les familles à faible revenu, et constituent un facteur important de report ou de renoncement au recours aux soins de santé (Bremer, 2014 ; Fiorio & Siciliani, 2010; Lucevic et al., 2019 ; Piette et al., 2004 ; Schokkaert et al., 2017 ; Vogler et al., 2019 ; Bureau régional de l'OMS pour l'Europe, 2019).

Le recours différé et abandonné aux soins de santé est généralement mesuré par le concept des besoins non satisfaits (BNS) en matière de soins de santé. Bien que les BNS aient différentes causes, telles que la distance géographique ou le temps d'attente (OCDE/UE, 2020), les BNS dus à des raisons financières fournissent une image claire de l'inégalité dans le recours aux soins de santé (Schokkaert et al., 2017). Selon des recherches antérieures, les BNS en matière de soins de santé sont positivement associés à des OOPP élevés et/ou à un faible revenu (Bremer, 2014 ; Chaupain-Guillot & Guillot, 2015 ; Karaca-Mandic et al., 2014 ; OMS, 2019). Les chercheurs ont également constaté que les BNS en matière de soins de santé sont liés au chômage, à la vieillesse, à l'état de santé, à un faible niveau d'éducation et à l'absence d'assurance maladie complémentaire (Bremer, 2014 ; Chaupain-Guillot & Guillot, 2015 ; Connolly & Wren, 2017 ; Hoebel et al., 2017 ; Lindström et al., 2017 ; Lucevic et al., 2019 ; Röttger et al., 2016 ; Tumin et al., 2018).

Vu l'importance et la difficulté de concilier l'équité et les préoccupations d'efficacité dans la fourniture d'une couverture universelle des soins de santé, il est essentiel pour les décideurs politiques et les universitaires d'examiner davantage, comme nous le ferons, l'effet de la charge des OOPP et son interaction avec le revenu, les facteurs socio-démographiques et les facteurs liés à la santé sur les besoins non satisfaits en matière de soins de santé en raison des coûts. Nous analyserons les BNS pour les médicaments et les BNS pour les consultations médicales dans les pays de l'UE, car ils représentent une part importante des dépenses de santé des ménages (OCDE/UE, 2020). Nous nous concentrons plus particulièrement sur la capacité de la population âgée et vulnérable à payer une consultation médicale ou des médicaments en cas de besoin. Il s'agit d'un groupe en pleine croissance, qui englobe les principaux utilisateurs de médicaments sur ordonnance au sein de l'UE, qui consultent davantage les médecins que les autres groupes d'âge (Eurostat, 2020 ; Francesca et al., 2012).

Cette étude apporte une triple contribution à la littérature antérieure. Tout d'abord, nous étudions les effets des interactions potentielles entre la charge des OOPP et le revenu sur les BNS, ce qui a permis de dégager des résultats mitigés dans des recherches antérieures (Chaupain-Guillot & Guillot, 2015; Kaminska & Wulfgramm, 2019). Nous pouvons apporter un éclairage supplémentaire à ce débat, car nous avons utilisé des microdonnées sur les OOPP, qui ont été puisées dans la vague 7 (correspondant à l'année 2017) de l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE). Cette étude contient de nombreuses micro-données sur l'état de santé, le recours aux soins de santé, les BNS en matière de soins de santé, le revenu et le

profil socio-économique des personnes âgées de plus de 50 ans dans plusieurs pays de l'UE. L'analyse des pays de l'UE menée dans Chaupain-Guillot & Guillot, 2015 et Kaminska & Wulfgramm, 2019 utilise des données OOPP au niveau national, qui ne peuvent capturer les variations individuelles de leur niveau d'OOPP.

Deuxièmement, en utilisant des données récentes de 2017, l'étude fournit un aperçu plus actuel de la relation entre les OOPP et les BNS, après que des réformes des soins de santé ont été mises en œuvre dans plusieurs pays à la suite de la crise de la dette souveraine. Les recherches précédentes de Litwin-Sapir (2009) ont démontré que 5 % de la population âgée étaient confrontés aux BNS, alors que le pourcentage que nous avons dégagé est plus faible et oscille entre 2 à 3 %. Nonobstant cette évolution positive générale, nous avons observé qu'une charge élevée en termes d'OOPP, et en particulier la charge des OOPP dans le quintile de revenu le plus bas, demeure prédominante dans l'explication des BNS en matière de soins de santé.

Troisièmement, nous évaluons la relation entre la charge des OOPP et les BNS en matière de soins de santé dans les États-providence. Selon l'OCDE/UE (2020), les États-providence méditerranéens et scandinaves, respectivement, affichent une dépendance aux OOPP qui est supérieure et inférieure, respectivement, à la moyenne de l'UE, qui s'élève à 22 %. À la suite à la crise de la dette souveraine dans la zone euro, qui a plus particulièrement touché les pays méditerranéens, ces derniers ont mené plusieurs réformes afin de limiter les dépenses sociales (Giovannella & Stegmüller, 2014 ; Kalavrezou & Jin, 2021 ; OCDE/Observatoire européen des systèmes et des politiques de santé, 2021 ; Mladovsky et al., 2012 ; Quaglio et al., 2013). Par rapport à 2010, on observe clairement dans les pays méditerranéens, comme la Grèce, l'Espagne et le Portugal, une augmentation de leur dépendance aux OOPP combinée à une baisse des ratios dépenses de santé/PIB en 2018 (Statistiques de l'OCDE, 2021 ; Eurostat, 2021). En revanche, les parts des OOPP dans les pays continentaux et scandinaves ont plutôt diminué ou sont demeurées stables (Statistiques de l'OCDE, 2021). Si l'on tient compte des quintiles de revenus, cela semble indiquer un degré différent d'inégalité d'accès aux soins médicaux et aux médicaments dans les États-providence. En Grèce et au Danemark, moins de 1 % des personnes du cinquième quintile (les plus riches) ont, selon Eurostat (2022), déclaré des BNS en matière de soins médicaux en raison de leur coût. Toutefois, 15 % des Grecs du quintile de revenu le plus bas (les plus pauvres) ont déclaré le même type de BNS, contre seulement 5 % au Danemark. Notre analyse des micro-données nous permet de confirmer l'existence d'un modèle régressif de la charge des OOPP pour les personnes âgées dans les États-providence méditerranéens et de l'Europe de l'Est.

Ce document fournit tout d'abord un aperçu des conclusions de la littérature antérieure sur la relation entre les OOPP et les BNS. Nous présentons ensuite nos données dans la section 3. La section 4 présente les résultats de nos modèles de régression logistique binaire multivariés visant à examiner l'effet des OOPP et d'autres variables sur les BNS de la population âgée en raison des coûts des médicaments et des consultations médicales. Sur la base des résultats, nous déduisons les implications politiques et les limites de cette étude.

2. ANALYSE DE LA LITTÉRATURE SUR LES DÉTERMINANTS DES BESOINS NON SATISFAITS EN MATIÈRE DE SOINS DE SANTÉ

2.1. FACTEURS LIÉS À LA CAPACITÉ ÉCONOMIQUE ET AUX OOPP

Il semble qu'il existe un consensus dans la littérature de recherche (Bremer, 2014 ; Chaupain-Guillot & Guillot, 2015 ; Kaminska & Wulfgramme, 2019 ; Karaca-Mandic et al., 2014 ; Schokkaert et al., 2017 ; OMS, 2019 ; Lucevic et al., 2019) sur le fait que les BNS en matière de soins de santé sont significativement et positivement associés à des facteurs tels que le niveau des OOPP (en euros ou exprimé en % du revenu disponible) et négativement au niveau du revenu disponible du ménage (parfois capturé par le quintile de revenu auquel le ménage appartient). De même, le fait de disposer d'un revenu inférieur au seuil de pauvreté ou d'être perçu comme ayant un revenu insuffisant augmente la probabilité des BNS en matière de soins de santé. Toutefois, un nombre relativement faible d'études inclut les OOPP (en euros absolus ou en pourcentage du revenu du ménage) comme variable explicative pour estimer les BNS en matière de soins de santé (Chaupain-Guillot & Guillot, 2015 ; Kaminska et Wulfgramm, 2019 ; Karaca-Mandic et al., 2014 ; Litwin & Sapir, 2009).

Litwin & Sapir (2009) est une des premières études à avoir intégré des données OOPP spécifiques aux individus dans le cadre d'une analyse transnationale pour l'UE. Ils ont utilisé la première vague de SHARE et ont constaté que le revenu et les OOPP considérés comme un % du revenu disponible, sont des indicateurs importants des BNS pour les personnes âgées. Contrairement à notre étude, ils n'ont pas établi de distinction entre les BNS en termes de consultations médicales et de médicaments. Ils n'ont pas davantage étudié la charge des OOPP par quintile de revenu, alors que c'est précisément ce que nous visons. Nous nous sommes également intéressés aux BNS dans le premier quintile de revenu dans les États-providence.

Une autre étude ayant inclus les OOPP comme variable explicative est celle de Karaca-Mandic et al. réalisée en 2014 sur des données américaines. Ils ont constaté un effet positif et significatif des OOPP (en dollars) pour les enfants et les autres membres de la famille sur les BNS en matière de soins de santé pour les enfants. Il est permis de penser que les OOPP exprimés en dollars peut être plus élevés pour les ménages à hauts revenus que pour les ménages à faibles revenus. Mais l'utilisation des OOPP en dollars ou en euros absolus complique la mesure du compromis efficacité-équité des OOPP. En revanche, notre étude a considéré les OOPP en tant que pourcentage du revenu disponible dans le cadre d'une interaction avec le quintile de revenu et a révélé un modèle régressif.

Contrairement à la recherche de Karaca-Mandic et al. (2014) qui utilise des données d'un seul pays, Kaminska & Wulfgramm (2019) et Chaupain-Guillot & Guillot (2015) se concentrent sur une analyse transnationale via des modèles de régression logistique multiniveaux utilisant des données des pays de l'UE. Afin d'évaluer l'effet des OOPP sur les BNS en matière de soins de santé, les auteurs ont combiné des microdonnées et des macrodonnées qui incluent les OOPP considérés comme étant une part des dépenses totales en soins de santé. Les résultats des deux études démontrent que les pays qui dépendent le plus des OOPP sont plus susceptibles de déclarer des BNS plus élevés en matière de soins de santé, et ce, en raison des coûts. Toutefois, en utilisant des

macrodonnées sur les OOPP, les études n'ont pu contrôler la variation individuelle des niveaux d'OOPP. Notre recherche a pour objet de fournir de meilleures estimations en utilisant des microdonnées OOPP, qui peuvent capturer avec précision l'hétérogénéité du niveau des OOPP des individus.

Par ailleurs, Chaupain-Guillot & Guillot (2015) et Kaminska & Wulfgramm (2019) sont parvenus à des conclusions différentes concernant les effets des interactions entre les OOPP et le revenu. Chaupain-Guillot & Guillot (2015) n'ont signalé aucune inégalité de revenu dans les besoins non satisfaits en matière de soins médicaux ou dentaires, tandis que Kaminska & Wulfgramm (2019) ont, au contraire, confirmé que les OOPP au niveau national amplifient considérablement l'effet du revenu sur les besoins non satisfaits. Les auteurs expliquent que, dans un pays où les OOPP sont faibles, les personnes appartenant au quintile de revenu le plus bas affichent une probabilité théorique supérieure de 2 % de déclarer des BNS pour des raisons financières que les personnes appartenant au quintile de revenu le plus élevé. Toutefois, l'écart grimpe jusqu'à 10 % (Kaminska & Wulfgramm, 2019) dans un pays où les OOPP sont relativement élevés. Leurs conclusions différentes peuvent résulter des données utilisées. Les deux études ont utilisé des microdonnées puisées dans l'enquête EU-SILC (Statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie). Toutefois, alors que Kaminska & Wulfgramm (2019) ont regroupé les données afférentes à la période 2005-2012, Chaupain-Guillot & Guillot (2015) ont analysé les données de 2009 uniquement. Les deux études se sont intéressées aux caractéristiques institutionnelles telles que les dépenses de santé/PIB, les méthodes de rémunération des médecins (rémunération à l'acte par visite du patient ou honoraires par patient indépendants du nombre de consultations) et les méthodes de financement des soins de santé (impôt sur le revenu ou cotisations sociales). Tous ces éléments n'étaient pas significativement liés aux BNS en matière de soins de santé.

Outre le niveau de revenu et l'utilisation des quintiles de revenu pour mesurer la capacité économique à accéder aux soins de santé, on peut songer à d'autres facteurs tels que la couverture par une assurance complémentaire. Les études de Tumin et al. (2018) et Karaca-Mandic et al. (2014) sur les données américaines et de Connolly & Wren (2017) sur des données irlandaises, ont permis d'observer un impact négatif de l'assurance maladie complémentaire (privée) sur les BNS en matière de soins de santé. On pourrait également considérer le statut sur le marché du travail comme un facteur permettant l'accès aux soins de santé. Les résultats concernant l'association entre la situation sur le marché du travail et les BNS sont mitigés. Cela pourrait être lié aux différences d'organisation des systèmes de soins de santé d'un pays à l'autre. Certains ont démontré que le chômage ou « l'absence d'adultes actifs dans le ménage » est positivement associé aux BNS en matière de soins de santé (Kaminska & Wulfgramm, 2019 ; Lindstrom et al., 2017 ; Karaca-Mandic et al., 2014), tandis que Levesque et al. (2012) ont démontré que les chômeurs ou les retraités au Québec sont moins susceptibles d'être confrontés à des BNS en matière de soins de santé. Une autre étude menée par Röttger et al. (2016) en Allemagne démontre que les travailleurs sont plus susceptibles de renoncer aux soins que les retraités, car ils manquent de temps. Enfin, certaines études (Lucevic et al., 2019 ; Fjor et al., 2017) n'ont pas découvert d'association significative entre le statut sur le marché du travail et les BNS en matière de soins de santé dans l'UE.

2.2. FACTEURS LIÉS À LA SANTÉ

Des chercheurs (Bremen, 2014 ; Tumin et al., 2018 ; Lucevic et al., 2019) ont constaté que les patients atteints de maladies chroniques sont plus susceptibles de reporter ou de renoncer à des soins de santé. L'état de santé autodéclaré semble également être associé à des BNS plus élevés en matière de soins de santé (Chaupain-Guillot & Guillot, 2015 ; Connolly & Wren, 2017 ; Röttger et al., 2016 ; Lucevic et al., 2019 ; Litwin-Sapir, 2009). L'utilisation de mesures subjectives des besoins, telles que l'autoévaluation de la santé, est parfois remise en question car elle est culturellement ancrée. Notre étude utilise également d'autres mesures des besoins, telles que le nombre de maladies diagnostiquées par un médecin et les médicaments administrés. Ces mesures prêtent moins le flanc à la critique.

3. DONNÉES ET MÉTHODES

3.1. DONNÉES ET ÉCHANTILLON

Cette recherche s'appuie sur la 7^e vague de l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE), menée en 2017. Il s'agit d'un échantillon représentatif de personnes âgées de 50 ans ou plus provenant de 28 pays européens. Étant donné que la plupart des répondants des pays de l'Est de l'UE n'ont pas été interrogés sur les BNS, l'échantillon est limité aux répondants des 12 pays de l'UE suivants : Autriche, Allemagne, Suède, Espagne, Italie, France, Danemark, France, Suisse, Belgique, République tchèque et Pologne. La taille de l'échantillon est donc de 13.919 observations.

3.2. VARIABLES

3.2.1. Variables dépendantes

Les « BNS en matière de médicaments » et les « BNS en matière de consultations médicales » sont les deux variables d'intérêt mesurées par les questions suivantes :

- « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu besoin de médicaments, mais de ne pas pouvoir vous les procurer en raison de leur coût ? »
- « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu besoin de consulter un médecin (généraliste et/ou spécialiste), mais de ne pas pouvoir le faire en raison du coût ? »

Les réponses collectées sont soit « oui », soit « non » et sont recodées sous la forme d'une variable nominale.

3.2.2. Variables indépendantes

Les variables indépendantes prises en compte dans l'analyse sont classées dans les groupes suivants : socio-démographiques, liées à la santé, capacité économique à payer les soins et une mesure de la charge financière liée aux OOPP.

Le principal facteur d'intérêt est la charge financière liée aux OOPP, qui est définie pour chaque individu comme ses OOPP totaux exprimés en pourcentage du revenu disponible équivalent du ménage auquel il appartient, où :

- Les OOPP concernent toutes les composantes des soins de santé au cours des 12 derniers mois, y compris les soins hospitaliers, les soins ambulatoires, les

médicaments prescrits et les soins infirmiers/à domicile, la kinésithérapie et les aides/appareils médicaux.

- Le revenu disponible équivalent est égal au revenu du ménage divisé par la racine carrée de la taille du ménage. Le revenu disponible est obtenu à l'aide de la question suivante : « Quel était le revenu global, après impôts et cotisations, dont l'ensemble de votre ménage disposait au cours d'un mois moyen ? »

La charge des OOPP qui en résulte est recodée en trois catégories : « charge des OOPP nulle à faible (0-40 percentile) », « moyenne (40-80 percentile) » et « élevée (80-100 percentile) ».

Outre la charge des OOPP, d'autres déterminants de l'accès économique sont pris en compte. Le revenu disponible équivalent, qui renseigne sur la capacité à payer les soins, est classé en quintiles de revenus. Le statut sur le marché du travail comprend 6 catégories : « employé », « retraité », « chômeur », « malade/invalidé permanent », « personne au foyer » et « autre ». La couverture complémentaire des soins de santé est recodée sous la forme d'une mesure dichotomique : disposer ou ne pas disposer d'une assurance maladie complémentaire.

Le groupe des déterminants liés à la santé comprend l'état de santé perçu, l'existence d'une longue maladie, le nombre de problèmes de santé diagnostiqués et le nombre de médicaments pris actuellement. Ils mesurent le niveau des besoins des individus en matière de soins de santé, qui est un des déterminants importants des BNS selon Schokkaert et al. (2017). L'état de santé perçu est connu en posant la question suivante : « Diriez-vous que votre santé est excellente/très bonne/bonne/moyenne/mauvaise ? » et est recodé en « bon » ou « mauvais ». L'existence d'une longue maladie est enregistrée sous la forme d'une variable nominale (oui/non) afin de refléter le fait que les répondants souffrent de problèmes de santé chroniques ou de longue durée. Les deux autres variables, à savoir le nombre de problèmes de santé diagnostiqués et le nombre de médicaments pris actuellement, sont classées dans les catégories suivantes : « aucun », « 1-2 », « 3-5 » et « 6 et plus ».

Enfin, nous incluons le nombre d'années d'études, l'âge, l'état civil et le sexe dans le groupe des déterminants socio-économiques.

3.3. ANALYSE STATISTIQUE

L'analyse statistique est réalisée en deux étapes. Tout d'abord, les statistiques descriptives sont examinées entre les variables d'intérêt telles que la charge des OOPP et les quintiles de revenus. Deuxièmement, des régressions logistiques binaires multivariées sont estimées, séparément pour les BNS en matière de médicaments et les BNS en matière de consultations médicales.

Nous estimons la probabilité que l'individu i affiche des BNS en matière de soins de santé avec un modèle de réponse binaire où $Y_i = 1$ si i a des BNS et $Y_i = 0$ s'il n'en a pas. Dans un modèle de réponse binaire, nous nous intéressons à la probabilité de réponse :

$$P(Y_i = 1) = G(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki})$$

Où G est une fonction non linéaire comprise entre 0 et 1. L'ensemble des variables x_1, \dots, x_k sont les variables indépendantes et β_1, \dots, β_k les coefficients à estimer. Aucun indice temporel n'est renseigné étant donné que nous utilisons des données sur une période spécifique, à savoir la vague 7 de l'enquête SHARE. Dans le modèle logit, G est la fonction logistique :

$$G(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$$

Nous estimons le modèle en plusieurs étapes et un bloc supplémentaire de variables indépendantes est progressivement introduit à chaque étape, ce qui permet de mieux comprendre l'interaction entre les variables. La première étape contient des variables liées à la santé et des variables socio-démographiques afin de démontrer la relation entre les besoins de soins de santé et les BNS en matière de médicaments/consultations médicales en raison des coûts, en contrôlant les facteurs socio-démographiques.

La deuxième étape ajoute des déterminants de la capacité économique à accéder aux soins de santé : quintiles de revenus, statut sur le marché du travail et couverture d'assurance maladie complémentaire. Dans un troisième temps, la variable de la charge des OOPP est introduite. La quatrième étape comprend une condition d'interaction entre la charge des OOPP et les quintiles de revenus afin d'examiner si l'effet de la charge des OOPP sur les BNS est différent selon le quintile de revenus.

4. RÉSULTATS

4.1. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Le tableau 1 fournit des informations sur la composition de l'échantillon et les variables qui seront utilisées dans l'analyse ultérieure. Dans la colonne 1, les descriptions univariées fournissent des informations sur la composition de l'échantillon effectif utilisé pour l'analyse. En ce qui concerne la composition de l'échantillon par pays, les deux pays scandinaves (Danemark et Suède) représentent 17 % de l'échantillon total et deux pays d'Europe de l'Est (République tchèque et Pologne) 15 %. Cinq pays continentaux (Autriche, Allemagne, France, Suisse et Belgique) et trois pays méditerranéens (Espagne, Italie et Grèce) représentent chacun 34 % de l'échantillon.

En ce qui concerne les caractéristiques de l'échantillon total, la majorité des personnes interrogées ont plus de 60 ans, sont mariées, retraitées, affichent une scolarité de 7 ans ou plus, et n'ont pas d'assurance maladie complémentaire. Quelque 80 % des personnes interrogées ont un à cinq problèmes de santé diagnostiqués et prennent un à cinq médicaments. Bien que 52 % de l'échantillon souffre d'une longue maladie, seuls 40 % se considèrent en mauvaise santé. Les femmes représentent 58 % de l'échantillon total. En ce qui concerne la charge des OOPP, l'échantillon situé dans le 40^e percentile n'a pas de charge d'OOPP ou a une charge faible d'OOPP, qui est inférieure à 1,1 % de son revenu. Ceux qui se situent dans la catégorie moyenne (40-80^e percentile) ont une charge d'OOPP allant de 1,1 % à moins de 5,3 % et ceux qui se situent dans la catégorie élevée (80^e-100^e percentile) affichent un minimum de 5,3 % et un maximum de 161 %.

TABLEAU 1: STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES INDÉPENDANTES POUR L'ÉCHANTILLON TOTAL, BNS EN TERMES DE MÉDICAMENTS ET BNS EN TERMES DE CONSULTATIONS MÉDICALES EN RAISON DES COÛTS

	2017					
	Échantillon total		BNS en termes de médicaments		BNS en termes de consultations médicales	
	N	%	N	%	N	%
Total	13.919	100 %	343	2,5 %	469	3,4 %
Pays						
Danemark (référence)	1.280	9,2 %	2	0,2 %	4	0,3 %
Autriche	483	3,5 %	4	0,8 %	3	0,6 %
Allemagne	832	6,0 %	9	1,1 %	19	2,3 %
Suède	1.065	7,7 %	9	0,8 %	5	0,5 %
Espagne	1.278	9,2 %	16	1,3 %	19	1,5 %
Italie	1.566	11,3 %	59	3,8 %	102	6,5 %
France	1.138	8,2 %	42	3,7 %	22	1,9 %
Grèce	1.905	13,7 %	68	3,6 %	179	9,4 %
Suisse	750	5,4 %	4	0,5 %	4	0,5 %
Belgique	1.561	11,2 %	22	1,4 %	16	1,0 %
République tchèque	919	6,6 %	22	2,4 %	7	0,8 %
Pologne	1.142	8,2 %	86	7,5 %	89	7,8 %
Âge						
60-69 ans (référence)	5.236	37,6 %	146	2,8 %	202	3,9 %
50-59	369	2,7 %	13	3,5 %	19	5,1 %
70-79	5.161	37,1 %	115	2,2 %	159	3,1 %
80+	3.132	22,5 %	68	2,2 %	87	2,8 %
Genre						
Homme (référence)	5.899	42,4 %	108	1,8 %	148	2,5 %
Femme	8.020	57,6 %	235	2,9 %	321	4,0 %
Situation matrimoniale						
Marié/vivant ensemble (référence)	9.507	68,3 %	185	1,9 %	285	3,0 %
Célibataire/vivant seul	4.412	31,7 %	158	3,6 %	184	4,2 %

	2017					
	Échantillon total		BNS en termes de médicaments		BNS en termes de consultations médicales	
	N	%	N	%	N	%
Année d'études						
Plus de 13 ans (référence)	4.544	32,6 %	61	1,3 %	83	1,8 %
7-12 ans	6.666	47,9 %	183	2,7 %	209	3,1 %
1-6 ans	2.523	18,1 %	92	3,6 %	165	6,5 %
Aucune formation	186	1,3 %	7	3,8 %	12	6,5 %
État de santé perçu par l'intéressé						
Bon (référence)	8.532	61,3 %	110	1,3 %	155	1,8 %
Mauvais	5.387	38,7 %	233	4,3 %	314	5,8 %
Maladie de longue durée						
Non (référence)	6.620	47,6 %	97	1,5 %	176	2,7 %
Oui	7.294	52,4 %	246	3,4 %	293	4,0 %
Nombre de problèmes de santé diagnostiqués						
0 (référence)	2.375	17,1 %	23	1,0 %	43	1,8 %
1-2	6.789	48,8 %	111	1,6 %	169	2,5 %
3-5	4.255	30,6 %	160	3,8 %	207	4,9 %
6+	488	3,5 %	49	10,0 %	50	10,2 %
Nombre de médicaments pris actuellement						
0 (référence)	2.201	15,8 %	17	0,8 %	36	1,6 %
1-2	6.289	45,2 %	111	1,8 %	144	2,3 %
3-5	4.659	33,5 %	164	3,5 %	225	4,8 %
6+	755	5,4 %	51	6,8 %	64	8,5 %
Quintile de revenu						
5e quintile : les plus riches (référence)	2.780	20,0 %	30	1,1 %	30	1,1 %
4e quintile	2.786	20,0 %	23	0,8 %	26	0,9 %
3e quintile	2.785	20,0 %	45	1,6 %	68	2,4 %
2e quintile	2.788	20,0 %	81	2,9 %	135	4,8 %
1er quintile : les plus pauvres	2.780	20,0 %	164	5,9 %	210	7,6 %

	2017					
	Échantillon total		BNS en termes de médicaments		BNS en termes de consultations médicales	
	N	%	N	%	N	%
Emploi						
Employé (référence)	1.410	10,1 %	18	1,3 %	39	2,8 %
Retraité	10.191	73,2 %	221	2,2 %	279	2,7 %
Chômeur	121	0,9 %	11	9,1 %	10	8,3 %
Maladie/invalidité permanente	307	2,2 %	26	8,5 %	25	8,1 %
Personne au foyer	1.421	10,2 %	50	3,5 %	96	6,8 %
Autres	274	2,0 %	15	5,5 %	20	7,3 %
Assurance soins de santé complémentaire						
Oui (référence)	4.256	30,6 %	69	1,6 %	53	1,2 %
Non	9.626	69,2 %	274	2,8 %	416	4,3 %
Charge des OOPP						
Aucune – Faible (percentile 0-40) (référence)	5.484	39,4 %	89	1,6 %	87	1,6 %
Moyenne (percentile 40-80)	5.487	39,4 %	116	2,1 %	175	3,2 %
Élevée (percentile 80-100)	2.739	19,7 %	166	6,1 %	205	7,5 %

Source des données : Börsch-Supan, A. (2022). Enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE), Vague 7. Version : 8.0.0. SHARE-ERIC. Ensemble de données DOI : 10.6103/SHARE.w7.800 ; calcul et présentation par l'auteur. **Vu le faible nombre d'observations sur les BNS par pays, nous n'afficherons pas de variables nominales des pays dans l'analyse de régression.**

Les deuxième et troisième colonnes du tableau 1 présentent des descriptions bivariées entre les BNS en matière de médicaments et les consultations médicales, respectivement, et les variables indépendantes. Les femmes, les célibataires, les personnes ayant entre 0 et 6 ans d'études, les personnes âgées de 50 à 59 ans, les retraités ou les personnes souffrant d'une maladie ou d'une invalidité permanente, les personnes sans assurance maladie complémentaire, les personnes ayant une charge élevée au titre des OOPP ou un faible revenu, déclarent plus souvent des BNS en matière de soins médicaux que les personnes appartenant à d'autres catégories, et ce, en raison de leur coût. De plus, les personnes qui font état de problèmes de santé sont plus susceptibles d'être confrontées à des BNS en raison des coûts. Notre analyse de régression examinera les résultats et les différences qui sont statistiquement significatives.

Les BNS sont les plus faibles dans les pays scandinaves (Danemark et Suède) et plutôt élevés dans les pays méditerranéens (Grèce, Italie). Le tableau 2 présente des informations plus détaillées en énumérant le pourcentage de BNS en matière de médicaments et de consultations médicales, déclaré par le 1^{er} quintile de revenu par

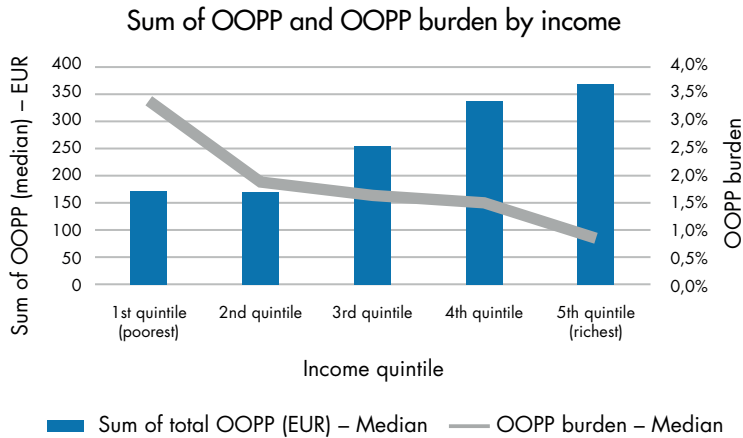
pays. Dans les pays d'Europe de l'Est et de la Méditerranée, ces pourcentages sont très élevés, tandis que 0 % des personnes appartenant à la même catégorie de revenus déclarent des BNS dans les pays continentaux et scandinaves.

TABLEAU 2: BNS DÉCLARÉS PAR LE 1^{er} QUINTILE DE REVENU PAR PAYS

	BNS en termes de médicaments en raison de leur coût			BNS en matière de consultations médicales		
	1 ^{er} (le plus pauvre)	1 ^{er} (le plus pauvre) / total	Total	1 ^{er} (le plus pauvre)	1 ^{er} (le plus pauvre) / total	Total
Autriche	0	0 %	4	0	0 %	3
Allemagne	0	0 %	9	0	0 %	19
Suède	0	0 %	9	0	0 %	5
Espagne	8	50 %	16	8	42 %	19
Italie	19	32 %	59	27	26 %	102
France	0	0 %	42	1	5 %	22
Danemark	0	0 %	2	0	0 %	4
Grèce	38	56 %	68	94	53 %	179
Suisse	0	0 %	4	0	0 %	4
Belgique	0	0 %	22	0	0 %	16
République tchèque	21	95 %	22	3	43 %	7
Pologne	78	91 %	86	77	87 %	89
Total	164	48 %	343	210	45 %	469

Source des données : Börsch-Supan, A. (2022). Enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE), Vague 7. Version : 8.0.0. SHARE-ERIC. Ensemble de données DOI : 10.6103/SHARE.w7.800 ; calcul et présentation par l'auteur.

La figure 1 présente la somme des OOPP et de la charge des OOPP par quintile de revenu dans les 12 pays de l'UE. Les personnes du 5^e quintile (les plus riches) assument le montant le plus élevé, soit 370 euros (médiane), pour des biens et services de santé pendant 12 mois, tandis que les personnes du 1^{er} et du 2^e quintile paient 175 et 172 euros, respectivement. La somme des OOPP (en euros) augmente progressivement avec les niveaux de revenus du 2^e au 5^e quintile. En revanche, la charge des OOPP est la plus élevée (3,3 %, médiane) dans le 1^{er} quintile de revenu et est la plus faible dans le groupe le plus riche (0,9 %, médiane), ce qui témoigne d'une tendance régressive.

FIGURE 1 : SOMME MÉDIANE DES OOPP ET CHARGE DES OOPP PAR REVENU EN 2017

Source des données : Börsch-Supan, A. (2022). Enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE), Vague 7. Version : 8.0.0. SHARE-ERIC. Ensemble de données DOI : 10.6103/SHARE.w7.800 ; calcul et présentation par l'auteur.

4.2. ANALYSE DE RÉGRESSION LOGISTIQUE BINAIRE

4.2.1. BNS en termes de médicaments en raison de leur coût

Toutes les spécifications du modèle sont statistiquement significatives et l'étape 4 est la spécification privilégiée. Le tableau 3 présente les coefficients des variables indépendantes dont l'effet sur les BNS en matière de médicaments en raison des coûts, est estimé. Nous indiquons également leur niveau de signification statistique et le coefficient de probabilité. Les coefficients d'un modèle non linéaire étant difficiles à interpréter, ils sont convertis en coefficients de probabilité. Les coefficients de probabilité nous renseignent sur la mesure dans laquelle un événement est plus ($OR > 1$) ou moins ($OR < 1$) susceptible de se produire par rapport à un événement de référence (avec $OR = 1$).

TABLEAU 3: BNS EN TERMES DE MÉDICAMENTS : ANALYSE DE RÉGRESSION LOGISTIQUE BINAIRE EN 4 SPÉCIFICATIONS : COEFFICIENTS ET COEFFICIENTS DE PROBABILITÉ

	Étape 1		Étape 2		Étape 3		Étape 4	
	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU
Âge								
60-69 ans (référence)								
50-59	0,6	1,8	0,5	1,6	0,5	1,6	0,5	1,6
70-79	-0,6***	0,6	-0,5***	0,6	-0,5***	0,6	-0,5***	0,6
80+	-1,0***	0,4	-1,0***	0,4	-1,1***	0,3	-1,0***	0,4
Genre								
Homme (référence)								
Femme	0,2	1,2	0,2	1,2	0,1	1,1	0,1	1,1
Situation matrimoniale								
Marié/vivant ensemble (référence)								
Célibataire/vivant seul	0,7***	2,0	0,6***	1,8	0,6***	1,8	0,6***	1,8
Année d'études								
Plus de 13 ans (référence)								
7-12 ans	0,2	1,2	0,1	1,1	0,1	1,1	0,1	1,1
1-6 ans	0,5**	1,6	0,2	1,2	0,2	1,3	0,2	1,2
Aucune formation	0,9**	2,5	0,5	1,7	0,6	1,9	0,6	1,9
État de santé perçu par l'intéressé								
Bon (référence)								
Mauvais	0,6***	1,9	0,5***	1,7	0,5***	1,7	0,5***	1,7
Maladie de longue durée								
Non (référence)								
Oui	0,2	1,3	0,2	1,2	0,1	1,1	0,1	1,1
Nombre de problèmes de santé diagnostiqués								
0 (référence)								
1-2	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
3-5	0,5	1,6	0,5*	1,6	0,4	1,5	0,4	1,4
6+	1,3***	3,7	1,3***	3,6	1,1***	3,1	1,1***	3,0
Nombre de médicaments pris actuellement								
0 (référence)								
1-2	0,7**	2,0	0,7**	2,0	0,6**	1,9	0,6**	1,9
3-5	0,8***	2,3	0,9***	2,4	0,7**	2,0	0,7**	2,0
6+	0,9**	2,5	0,9***	2,6	0,7**	2,0	0,7*	2,0

	Étape 1		Étape 2		Étape 3		Étape 4	
	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU
Quintile de revenu								
5e quintile : les plus riches (référence)								
4e quintile			-0,6**	0,5	-0,7**	0,5	-1,2**	0,3
3e quintile			-0,1	0,9	-0,2	0,8	-0,3	0,7
2e quintile			0,5*	1,6	0,3	1,4	0,0	1,0
1er quintile : les plus pauvres			1,3***	3,5	1,0***	2,7	0,1	1,2
Emploi								
Employé (référence)								
Retraité			0,1	1,1	0,1	1,2	0,1	1,2
Chômeur			1,3***	3,8	1,3***	3,9	1,4***	3,9
Maladie/invalidité permanente			0,6*	1,8	0,6*	1,8	0,6	1,8
Personne au foyer			0,3	1,3	0,3	1,4	0,3	1,4
Autres			0,3	1,4	0,3	1,3	0,3	1,3
Assurance soins de santé complémentaire								
Oui (référence)								
Non			0,3	1,4	0,3	1,4	0,3	1,4
Charge des OOPP								
Aucune – Faible (percentile 0-40) (référence)								
Moyenne (percentile 40-80)					0,5***	1,7		
Élevée (percentile 80-100)					1,1***	2,9		
Effets d'interaction (Revenu*Charge des OOPP)							Valeur P : <0.001	
4e quintile*moyen							0,8	2,3
4e quintile*élevé							1,3**	3,9
3e quintile*moyen							0,4	1,5
3e quintile*élevé							0,7	1,9
2e quintile*moyen							0,3	1,3
2e quintile*élevé							1,2***	3,4
1er quintile*moyen							1,2***	3,3
1er quintile*élevé							1,6***	5,2

	Étape 1		Étape 2		Étape 3		Étape 4	
	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU
Observations	13869		13659		13656		13656	
Valeurs manquantes	50		260		263		263	
-2 Log de vraisemblance résiduelle	2756,1		2663,227		2625,008		2611,0	
Rapport de vraisemblance chi-carré	452,01		519,62		557,688		571	
Prob > chi-carré	<0,001		<0,001		<0,001		<0,001	
Pseudo R carré	0,155		0,18		0,192		0,197	
VIF	All VIF<5		All VIF<5		All VIF<5		-1er quintile de revenu VIF=6,8	
Test de Hosmer et Lemeshow	0,987		0,698		0,476		0,274	

Note : Valeur P * : <0.01, ** : <0.05, *** : <0,001), réf. : groupe de référence. Nous avons corrigé pour les variables nominales nationales (Danemark : pays de référence) dans toutes les spécifications.

Source des données : Börsch-Supan, A. (2022). Enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE), Vague 7. Version : 8.0.0. SHARE-ERIC. Ensemble de données DOI : 10.6103/SHARE.w7.800 ; analyse et présentation par l'auteur.

La juxtaposition des résultats pour les différentes spécifications permet de mieux interpréter les résultats.

a) Spécification de la première étape (variables socio-démographiques et liées à la santé)

En contrôlant les facteurs socio-démographiques, l'état de santé perçu semble être un indicateur fort avec un coefficient de probabilité de 1,9 tandis que l'effet de la maladie de longue durée sur les BNS en termes de médicaments n'est pas significatif. Ceci est tout à fait conforme aux recherches précédentes, qui se fondent essentiellement sur les données EU-SILC. Mais nous avons également utilisé des déterminants de besoins moins subjectifs et obtenu des résultats similaires : Les personnes souffrant de plus de six problèmes de santé sont 3,7 fois plus susceptibles de renoncer à leurs médicaments en raison d'une charge financière. De même, plus les personnes consomment des médicaments, plus il est probable qu'elles déclarent des BNS en matière de médicaments.

b) Spécification de la deuxième étape (variables socio-démographiques, liées à la santé et d'accès économique)

Il est intéressant de noter que les coefficients des déterminants liés à la santé des BNS demeurent relativement stables et robustes quand des variables liées au revenu sont ajoutées. Les effets de l'âge, du sexe et de la situation matrimoniale demeurent également similaires à ceux observés dans le modèle de référence.

En revanche, les coefficients de la variable « années d'études » ne sont plus significatifs quand les variables économiques sont incluses dans le modèle. Cela indique que l'éducation et les facteurs économiques sont étroitement liés.

En ce qui concerne les variables nouvellement ajoutées, les résultats démontrent l'absence de différence significative dans les BNS en termes de médicaments entre les personnes possédant une assurance maladie complémentaire et celles qui n'en possèdent pas. En ce qui concerne les niveaux de revenus, les personnes du premier quintile de revenus (les plus pauvres) sont 3,5 fois plus susceptibles que celles du 5^e quintile d'être confrontées aux BNS en matière de médicaments en raison des coûts. Cela confirme les conclusions précédentes de la littérature. En ce qui concerne la situation sur le marché du travail, les chômeurs sont presque quatre fois plus susceptibles de renoncer à leurs médicaments que les personnes actives, et les personnes souffrant d'une maladie ou d'un handicap permanent sont 1,8 fois plus susceptibles d'être confrontées à des BNS en matière de médicaments que le groupe de référence.

c) Spécification de la troisième étape (variables socio-démographiques, liées à la santé et à l'accès économique, intégrant la charge relative aux OOPP)

L'effet de la charge des OOPP sur les BNS en matière de médicaments en raison du coût est fort et positif avec une valeur p de 0,002 pour le groupe OOPP moyen (percentile 40-80) et une valeur p de moins de 0,001 pour le groupe OOPP élevé (percentile 80-100). Les résultats expliquent que les personnes se situant dans le 80^e à 100^e percentile des OOPP sont près de trois fois plus susceptibles d'être confrontées à des BNS en termes de médicaments que celles se situant dans le 0 à 40^e percentile. Les personnes se situant dans le 40^e à 80^e percentile des OOPP sont 1,7 fois plus susceptibles d'être confrontées à des BNS en termes de médicaments que le groupe de référence.

L'ajout de la charge des OOPP au modèle n'engendre pas de changement considérable dans les coefficients de probabilité et/ou les valeurs p de la plupart des variables indépendantes. Il est toutefois clairement corrélé avec les personnes ayant plus de trois problèmes de santé diagnostiqués, celles qui, au moment de l'entretien, consomment des médicaments et celles qui se situent dans le 1^{er} quintile de revenu. Les coefficients de ces variables deviennent moins importants et/ou moins significatifs.

d) Spécification de la quatrième étape (variables socio-démographiques, liées à la santé et à l'accès économique, intégrant la charge relative aux OOPP * quintiles de revenus)

La corrélation entre la charge des OOPP et les quintiles de revenus dans la spécification de la troisième étape motive également notre spécification finale avec des conditions d'interaction entre la charge des OOPP et le quintile de revenu. Nous étendons donc l'analyse de Kaminska et al. (2019), en utilisant des microdonnées au lieu de statistiques agrégées sur les OOPP. La valeur p de quatre conditions d'interaction individuelles (1^{er} quintile*OOPP élevés, 1^{er} quintile*OOPP moyens, 2^e quintile*OOPP élevés et 4^e quintile*OOPP élevés) s'avère significative. Le 1^{er} quintile de revenu a une valeur VIF élevée de 6,2, qui indique la corrélation avec l'effet d'interaction 1^{er} quintile*charge élevée des OOPP.

4.2.2. BNS en matière de consultations médicales avec des médecins

Le tableau 5 fournit des informations détaillées sur les coefficients, leur valeur p et les coefficients de probabilité des variables indépendantes pour ce qui concerne leurs effets sur les BNS en termes de consultations médicales auprès de médecins généralistes/spécialistes en raison des coûts. L'échantillon utilisé ici est le même que celui utilisé pour l'analyse des BNS en termes de médicaments. Les résultats sont présentés dans le même format que celui utilisé pour les BNS en termes de médicaments. Toutefois, en raison des similitudes considérables entre les résultats de l'analyse des BNS en termes de médicaments et des BNS en termes de médecins, nous ne présentons ici que les résultats qui s'écartent des conclusions relatives aux BNS en termes de médicaments. Nous constatons plus particulièrement que les années d'études demeurent significatives même après avoir introduit des variables liées au revenu. L'ampleur du coefficient de probabilité de la variable liée à la santé, au chômage, à la charge des OOPP et à la condition d'interaction entre la charge des OOPP avec les quintiles de revenu, est plus faible.

TABEAU 4: BNS EN TERMES DE MÉDECINS : ANALYSE DE RÉGRESSION LOGISTIQUE BINAIRE EN 4 ÉTAPES : COEFFICIENTS ET COEFFICIENTS DE PROBABILITÉ

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU
Âge								
60-69 ans (référence)								
50-59	0,3	1,3	0,2	1,2	0,2	1,3	0,2	1,3
70-79	-0,5***	0,6	-0,5***	0,6	-0,5***	0,6	-0,5***	0,6
80+	-1,0***	0,4	-1,0***	0,4	-1,0***	0,4	-1,0***	0,4
Genre								
Homme (référence)								
Femme	0,3***	1,3	0,2**	1,3	0,2*	1,2	0,2*	1,2
Situation matrimoniale								
Marié/ vivant ensemble (référence)								
Célibataire/vivant seul	0,5***	1,6	0,4***	1,5	0,4***	1,5	0,4***	1,5
Année d'études								
Plus de 13 ans (référence)								
7-12 ans	0,0	1,0	-0,1	0,9	-0,1	0,9	-0,1	0,9
1-6 ans	0,2	1,3	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
Aucune formation	1,0***	2,7	0,7*	2,0	0,8**	2,2	0,8**	2,1

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU
État de santé perçu par l'intéressé								
Bon (référence)								
Mauvais	0,8***	2,2	0,8***	2,1	0,7***	2,1	0,7***	2,1
Maladie de longue durée								
Non (référence)								
Oui	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
Nombre de problèmes de santé diagnostiqués								
0 (référence)								
1-2	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
3-5	0,2	1,2	0,2	1,2	0,1	1,1	0,1	1,1
6+	0,7**	2,1	0,7**	2,1	0,6**	1,9	0,6**	1,9
Nombre de médicaments pris actuellement								
0 (référence)								
1-2	0,1	1,2	0,2	1,2	0,1	1,1	0,1	1,1
3-5	0,6**	1,8	0,6**	1,8	0,5*	1,6	0,4*	1,5
6+	0,8***	2,2	0,8***	2,2	0,6**	1,8	0,6*	1,8
Quintile de revenu								
5e quintile : les plus riches (référence)								
4e quintile			-0,5*	0,6	-0,6*	0,6	-0,3	0,7
3e quintile			0,1	1,1	0,0	1,0	-0,7*	0,5
2e quintile			0,5**	1,6	0,4	1,4	0,2	1,2
1er quintile : les plus pauvres			1,0***	2,7	0,8**	2,2	0,6*	1,8
Emploi								
Employé (référence)								
Retraité			-0,1	0,9	-0,1	0,9	-0,1	0,9
Chômeur			0,8*	2,1	0,8*	2,2	0,9*	2,1
Maladie/invalidité permanente			0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
Personne au foyer			0,1	1,1	0,1	1,1	0,1	1,1
Autres			0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
Assurance soins de santé complémentaire								
Oui (référence)								
Non			0,2	1,2	0,2	1,3	0,2	1,3

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU	bêta	OU
Charge des OOPP								
Aucune – Faible (percentile 0-40) (référence)								
Moyenne (percentile 40-80)					0,3**	1,3		
Élevée (percentile 80-100)					0,7***	2,0		
Effets d'interaction (Revenu*Charge des OOPP)							Valeur P : <0.001	
4e quintile*moyenne							-0,4	0,7
4e quintile*élevé							0,0	1,0
3e quintile*moyen							1,1***	2,9
3e quintile*élevé							1,4***	4,0
2e quintile*moyen							0,3	1,4
2e quintile*élevé							0,7**	2,0
1er quintile*moyen							0,3	1,4
1er quintile*élevé							0,7***	2,0
Observations	13875		13665		13662		13662	
Valeurs manquantes	44		254		257		257	
-2 Log de vraisemblance résiduelle (modèle complet)	3381,1		3318,147		3297,101		3286,3	
Rapport de vraisemblance chi-carré	704,66		753,138		773,976		784,3	
Prob > chi-carré	<0,001		<0,001		<0,001		<0,001	
Pseudo R carré	0,194		0,208		0,214		0,217	
VIF	all VIF<5		all VIF<5		all VIF<5		1 ^{er} revenu VIF=6.2	
Test de Hosmer et Lemeshow	0,380		0,223		0,034		0,079	

Note : Valeur P * : <0.01, ** : <0.05, *** : <0,001, réf. : groupe de référence.

Source des données : Börsch-Supan, A. (2022). Enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE), Vague 7. Version : 8.0.0. SHARE-ERIC. Ensemble de données DOI : 10.6103/SHARE.w7.800 ; calcul et présentation par l'auteur.

5. DISCUSSION

Nos résultats confirment les conclusions d'études antérieures qui démontrent une relation positive entre les BNS en termes de soins de santé et une charge financière résultant des OOPP. Une charge financière élevée afférente aux OOPP semble être un obstacle majeur à l'accès équitable aux produits médicaux et, dans une moindre mesure, aux consultations médicales. Cette différence dans l'effet des OOPP sur les BNS en termes de médicaments et des consultations médicales pourrait s'expliquer par la mesure dans laquelle les pays de l'UE s'appuient sur les OOPP pour payer ces deux composantes des soins de santé. Comme indiqué dans l'analyse documentaire, 41 % des OOPP, en moyenne, étaient consacrés aux produits pharmaceutiques et 22 % aux services ambulatoires dans les pays de l'UE en 2018 (OCDE/UE, 2020). Compte tenu d'un ticket modérateur relativement plus élevé pour les médicaments, la population plus âgée qui peut se permettre une consultation médicale pourrait ne pas être en mesure d'acheter des médicaments.

Cette étude confirme également que les personnes âgées et à faible revenu sont plus susceptibles que les personnes à revenu élevé d'être confrontées à des BNS en termes de consultations médicales et de BNS en termes de médicaments. Cette constatation est conforme aux conclusions de recherches antérieures (Karaca-Mandic et al., 2014 ; Kaminska et Wulfgramm, 2019 ; Chaupain-Guillot & Guillot, 2015 ; Litwin & Sapir, 2009). Comme tel est le cas pour la charge des OOPP, le fait d'appartenir au quintile de revenu le plus bas a un impact légèrement plus important sur les BNS en termes de médicaments que sur les BNS en termes de consultations médicales.

Une des conclusions intéressantes de notre étude réside dans le constat que la charge des OOPP est régressive : elle augmente avec les quintiles de revenus. Nous avons constaté que si le pourcentage de la population âgée confrontée à des BNS en termes de médicaments et de consultations médicales s'établit à une moyenne oscillant entre 2,5 à 3,4 % dans les pays de l'UE, le pourcentage des BNS dans le quintile de revenu le plus bas est très dispersé entre les pays. D'une part, les BNS sont quasiment inexistantes dans le quintile de revenu le plus faible dans l'État-providence scandinave et bismarckien, tandis que le pourcentage de BNS parmi les pauvres s'établit à quelque 50 % dans les pays méditerranéens. Cela suggère que les politiques peuvent faire la différence dans la lutte contre l'accès inéquitable aux systèmes de soins de santé.

En ce qui concerne les variables liées à la santé, le mauvais état de santé perçu par les personnes âgées semble être un des indicateurs forts, ce qui confirme les recherches précédentes (Röttger et al., 2016 ; Connolly & Wren, 2017 ; Chaupain-Guillot & Guillot, 2015). Comme l'expliquent Chaupain-Guillot & Guillot (2015), un mauvais état de santé peut induire des besoins plus importants en matière de soins de santé, ce qui pourrait augmenter le risque de renoncer à des consultations médicales ou à des médicaments en raison des coûts. En suivant le même raisonnement, l'association positive entre le fait de souffrir de problèmes de santé multiples et les BNS en termes de médicaments et de consultations peut être expliquée par les coefficients de probabilité de 3,1 et 1,9, respectivement.

Il est intéressant d'utiliser également d'autres indicateurs de besoins, étant donné que le niveau de besoins en soins de santé déclaré par les personnes peut être basé sur leur

perception et leurs attentes en matière d'interventions et de systèmes de soins de santé essentiels (Connolly & Wren, 2017; Chaupain-Guillot & Guillot, 2015). Le processus subjectif de détermination des besoins en matière de soins de santé et de recherche d'interventions médicales peut être influencé par la culture ou les systèmes de santé nationaux.

De plus, la consommation de plusieurs médicaments a un effet positif important non seulement sur les BNS en termes de médicaments, mais également en termes de consultations médicales. L'étude démontre que les personnes qui prennent plusieurs médicaments sont presque deux fois plus susceptibles de renoncer à une consultation médicale en raison des coûts, que celles qui ne prennent aucun médicament. Les résultats suggèrent également que des dépenses élevées en médicaments peuvent induire un changement de comportement dans l'utilisation d'autres types de soins de santé, tels que les consultations médicales. L'effet en chaîne potentiel souligne qu'une politique ciblant un élément spécifique des soins de santé doit être conçue et évaluée en tenant compte de ses effets sur d'autres éléments des soins de santé.

En ce qui concerne la situation sur le marché du travail, cette étude valide l'association positive entre le chômage et les BNS en termes de consultations médicales et de médicaments en raison des coûts, ce qui est conforme aux résultats d'études antérieures (Lindstrom et al., 2017 ; Kaminska & Wulfgramm, 2019). Selon l'analyse, le fait d'être chômeur engendre davantage de BNS en termes d'utilisation de médicaments qu'en termes de consultations médicales. Un autre résultat intéressant réside dans l'absence d'effet significatif de la retraite sur les deux types de BNS. Cela pourrait signifier que les systèmes de protection sociale et/ou de pension fonctionnent bien dans les pays de l'UE et peuvent avoir dissuadé les retraités de renoncer à des biens et services médicaux en raison d'une charge financière. En ce qui concerne les personnes âgées souffrant d'une maladie ou d'une invalidité permanente, leurs BNS en termes de médicaments en raison des coûts semblent significativement plus élevés que ceux des personnes âgées actives, alors qu'aucune différence n'est observée entre les deux groupes pour ce qui concerne les BNS en termes de consultations médicales. Cela indique que la combinaison de vulnérabilités à des âges plus avancés peut entraver l'accès aux médicaments pour des raisons financières.

Enfin, les résultats de cette étude démontrent l'absence d'effet significatif de l'assurance maladie complémentaire sur les BNS en termes de médicaments et de consultations médicales en raison des coûts. Cela ne correspond pas aux conclusions des recherches antérieures menées par Tumin et al. (2018) et Connolly & Wren (2017). Cela pourrait résulter de la forte corrélation entre le fait de disposer d'une assurance complémentaire et celui de percevoir un revenu élevé. Si seules les personnes appartenant aux quintiles de revenus élevés bénéficient d'une assurance maladie supplémentaire, l'effet de cette dernière pourrait être absorbé par l'effet de revenu. De plus, la mesure dans laquelle un pays dépend de l'assurance privée pour financer les dépenses de santé varie d'un pays à l'autre de l'UE. Par conséquent, l'effet du pays ou de l'institution peut également avoir joué un rôle dans ce cadre, et une étude plus approfondie sera nécessaire pour comprendre pleinement cette dynamique.

6. CONCLUSION ET LIMITES

Cette étude examine l'effet de la charge des OOPP, des variables liées à la capacité économique, à la santé et à la socio-démographie sur les besoins non satisfaits de la population âgée en termes de médicaments et de consultations médicales (généralistes et spécialistes) pour des raisons financières dans les pays de l'UE. Bien que les BNS en termes de soins de santé chez les personnes âgées aient diminué de 5 % en 2004 à 2,5-3,4 % en 2017, nous constatons que, dans le quintile de revenu le plus bas, l'impact de la charge des OOPP sur les BNS en termes de médicaments et de consultations médicales est significatif.

Les résultats démontrent que, en dépit des mécanismes de protection financière en vigueur, les personnes, parmi la population âgée, confrontées à une charge élevée d'OOPP, à de faibles revenus, au chômage, à de mauvaises conditions de santé et à des besoins médicaux plus importants, renoncent encore au recours aux biens et de services médicaux en raison des coûts. Plus spécifiquement, les effets de la charge des OOPP, du revenu et de la situation professionnelle semblent peser plus lourd dans les BNS en termes de médicaments que dans ceux afférents aux consultations médicales, ce qui indique un accès moins équitable aux médicaments.

En ce qui concerne la comparaison avec les pays de l'UE, un faible pourcentage de BNS dans la population en général peut cacher un accès difficile aux soins de santé pour les groupes à faible revenu. Tel a été notre constat pour les pays méditerranéens et certains pays d'Europe de l'Est. Mais l'impact d'une charge élevée d'OOPP sur les BNS est également significatif dans les quintiles de revenus élevés. Les pays méditerranéens, mais également les pays continentaux, doivent donc demeurer vigilants et consentir des efforts afin de garantir une couverture de santé universelle à tous les citoyens. Compte tenu de ces résultats, il est recommandé que chaque pays de l'UE évalue la mesure dans laquelle les politiques de santé et les outils de protection financière actuels garantissent un accès équitable aux soins de santé pour la population âgée, en particulier celle dont les ressources sont limitées et dont les problèmes de santé sont plus importants.

En dépit des résultats intéressants et des implications politiques que ce document met en lumière, cette étude présente quelques limites importantes. Tout d'abord, cette analyse transnationale présente l'effet des différents cadres nationaux de soins de santé sur les BNS. Toutefois, le modèle statique ne fournit pas d'informations sur l'association variable dans le temps entre la charge des OOPP et les BNS. Étant donné que de nombreux pays de l'UE ont introduit ou augmenté le niveau des OOPP après la crise financière, une analyse utilisant des données de panel pourrait révéler une dynamique plus intéressante entre les variables au fil du temps. Cela nous permettrait également d'exploiter la structure des données de panel en expérimentant des effets fixes pour le pays. Deuxièmement, les pays d'Europe de l'Est sont sous-représentés dans l'échantillon de cette étude. Seuls les répondants de deux pays, la République tchèque et la Pologne, ont répondu aux questions sur les BNS durant la vague 7. Des recherches plus approfondies avec davantage d'échantillons des pays d'Europe de l'Est sont nécessaires. Troisièmement, les quintiles de revenu dans cette étude reposent sur l'échantillon commun de tous les pays et ne reflètent pas la distribution des revenus au sein de chaque pays. Afin de saisir plus précisément l'effet du revenu, il est recommandé

de poursuivre l'étude en utilisant les quintiles de revenu séparément et par pays. Enfin, un plus grand nombre d'observations afférentes aux BNS permettra à la recherche future de mieux étudier ce domaine et d'exécuter des analyses plus précises.

Afin d'améliorer l'élaboration des politiques, nous pensons qu'il est intéressant d'explorer davantage les conséquences de la corrélation entre les BNS en termes de médicaments et les BNS en termes de consultations médicales. L'obtention d'une ordonnance pour des médicaments nécessite des consultations préalables avec un médecin généraliste ou un spécialiste. Si un patient ne peut payer le prix d'une consultation médicale et n'obtient donc pas d'ordonnance pour un médicament, cela pourrait automatiquement induire des BNS en termes de médicaments. Il serait donc judicieux d'étudier la manière dont les BNS en termes de médicaments peuvent être réduits si la population âgée a un meilleur accès aux consultations médicales.

BIBLIOGRAPHIE

Baji, P., Boncz, I., Jenei, G. et Gulácsi, L., Comparing cost-sharing practices for pharmaceuticals and health care services among four central European countries. *Society and economy*, 34(2), 221-240. doi:DOI:10.1556/SocEc.34.2012.2.3, 2012.

Börsch-Supan, A., Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 7. Release version: 8.0.0. SHARE-ERIC. Ensemble de données DOI: 10.6103/SHARE.w7.800, 2022.

Bremer, P., Foregone care and financial burden due to out-of-pocket payments within the German healthcare system. *Health Economics Review*, 4(36). Consulté à l'adresse <http://www.healtheconomicsreview.com/content/4/1/36>, 2014.

Chaupain-Guillot, S. et Guillot, O., Health system characteristics and unmet care needs in Europe: an analysis based on EU-SILC data. *The European journal of health economics*, 16(7), 781-796. doi:10.1007/s10198-014-0629-x, 2015.

Connolly, S. et Wren, M.-A., Unmet healthcare needs in Ireland: Analysis using the EU-SILC survey. *Health Policy*, 121(4), 434-441. doi:doi.org/10.1016/j.healthpol.2017.02.009, 2017.

Eurostat, *Healthcare activities statistics – consultations [Eurostat]*. Consulté le 28.11.2021 sur Eurostat : Statistics Explained: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Healthcare_activities_statistics_-_consultations#Consultations_of_doctors, Août 2020.

Eurostat, Expenditure for selected health care functions by health care financing schemes [Eurostat]. Consulté le 2 janvier 2022 sur le site https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=hlth_sha11_hchf&lang=en, 1er décembre 2021.

Eurostat, *Self-reported unmet needs for specific health care-related services due to financial reasons by sex, age and income quintile*. Consulté sur EUROSTAT : Unmet needs for health care: https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=hlth_ehis_un2i&lang=en, 23 mars 2022.

Fiorio, C. V. et Siciliani, L., Co-payments and the demand for pharmaceuticals: Evidence from Italy. *Economic Modeling*, 27, 835-841, 2010.

Francesca, C., Hans-Georg, E. et Guido, R., Drug Policy for an Aging Population – The European Medicines Agency's Geriatric Medicines Strategy. *The New England Journal of Medicine*, 367(21), 1972-1974. doi:DOI:10.1056/NEJMp1209034, 2021.

Giovanella, L. et Stegmüller, K., The financial crisis and health care systems in Europe: universal care under threat? Trends in health sector reforms in Germany, the United Kingdom, and Spain. *CADERNOS DE SAÚDE PÚBLICA*, 30(11), 2263-2281, 2014.

Hoebel, J., Rommel, A., Schröder, S. L., Fuchs, J., Nowossadeck, E. et Lampert, T., Health system characteristics and unmet care needs in Europe: an analysis based on

EUSILC data. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(1127). doi:doi:10.3390/ijerph14101127, 2017.

Hossein, Z. et Gerard, A., Trends in cost sharing among selected high income countries–2000-2010. *Health Policy*, 112(1), 35-44. doi:https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.05.020, 2013.

Kalavrezou, N. et Jin, H., *IMF WORKING PAPERS: Healthcare Reform in Greece: Progress and Reform Priorities*. Fonds monétaire international. Consulté à l'adresse <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2021/07/16/Health-Care-Reform-in-Greece-Progress-and-Reform-Priorities-461835>, 2021.

Kaminska, M. E. et Wulfgramm, M., Universal or commodified healthcare? Linking out-of-pocket payments to income-related inequalities in unmet health needs in Europe. *Journal Of European Social Policy*, 29(3), 345-360. doi:10.1177/0958928718774261, 2019.

Karaca-Mandic, P., Choi-Yoo, S. J., Jinhyung, L. et Scal, P., Family Out-of-Pocket Health Care Burden and Children's Unmet Needs or Delayed Health Care. *Academic Pediatrics*, 14(1), 101-108. doi:https://doi.org/10.1016/j.acap.2013.10.005, 2014.

Karanikolos, M. et Karanikolos, A., Health inequalities after austerity in Greece. *International Journal for Equity in Health*, 15(83), 1-3. doi:10.1186/s12939-016-0374-0, 2016.

Levesque, J.-F., Pineault, R., Hamel, M., Roberge, D., Kapetanakis, C., Simard, B. et Prud'homme, A., Emerging organisational models of primary healthcare and unmet needs for care: insights from a population-based survey in Quebec province. *BMC Family Practice*, 13(66), 111. Consulté à l'adresse <http://www.biomedcentral.com/1471-2296/13/66>, 2012.

Lindström, C., Rosvall, M. et Lindström, M., Socioeconomic status, social capital and self-reported unmet health care needs: A population-based study. *Scandinavian journal of public health*, 45(3), 212-221. doi:10.1177/1403494816689345, 2017.

Litwin, H. et Sapir, E. V., Forgone health care due to cost among older adults in European Countries and in Israel. *European Journal of Ageing*, 6, 167-176. doi:10.1007/s10433-009-0126-8, 2009.

Lucevic, A., Péntek, M., Kringos, D., Klazinga, N., Gulácsi, L., Fernandes, Ó. B. et Baji, P., Unmet medical needs in ambulatory care in Hungary: forgone visits and medications from a representative population survey. *The European Journal of Health Economics*, 20, S71-S78. doi:https://doi.org/10.1007/s10198-019-01063-0, 2019.

Mladovsky, P., Srivastava, D., Cylus, J., Karanikolos, M., Evetovits, T., Thomson, S. et McKee, M., *Health Policy Responses to the Financial Crisis in Europe*. Denmark: WHO Regional Office for Europe. Consulté à l'adresse https://serval.unil.ch/resource/serval:BIB_349FC3BFEA78.P001/REF.pdf, 2012.

OECD Statistics, *Health: Health expenditure and financing*. Consulté le 14 mai 2022 sur OECD Statistics: <https://stats.oecd.org>, Novembre 2021.

OECD/EU, *Health at a Glance: Europe 2020: State of Health in the EU Cycle*. Paris: OECD Publishing. doi:<https://doi.org/10.1787/82129230-en>, 2020.

OECD/European Observatory on Health Systems and Policies, *Greece: Country Health Profile 2021, State of Health in the EU*. Paris / Observatoire européen des systèmes et des politiques de santé, Bruxelles : Éditions de l'OCDE. Consulté le 7 janvier 2022 à l'adresse <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/4ab8ea73-en.pdf?expires=1641676137&id=id&accname=guest&checksum=AC03E2CA63FD505B08329DEB10255666>, 2021.

Piette, J. D., Heisler, M. et Wagner, T. H., Problems Paying Out-of-Pocket Medication Costs Among Older Adults With Diabetes. *Epidemiology/Health Services/Psychosocial Research*, 27(2), 384-391, 2004.

Quaglio, G., Karapiperis, T., Lieve, V. W., Arnold, E. et McDaid, D., Austerity and health in Europe. *Health Policy*(113), 13-19, 2013.

Röttger, J., Blümel, M., Köppen, J. et Busse, R., Forgone care among chronically ill patients in Germany – Results from a cross-sectional survey with 15,565 individuals. *Health policy*, 120(2), 170-178. doi:<https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2016.01.004>, 2016.

Schokkaert, E., Steel, J. et Van de Voorde, C., Out-of-Pocket Payments and Subjective Unmet Need of Healthcare. *Appl Health Econ Health Policy*, 15, 545-555. doi:10.1007/s40258-017-0331-0, 2017.

SHARE, *SHARE - Home*. Consulté le 24 mars 24 2022 sur SHARE - Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe: <http://www.share-project.org/home0.html>, 2022.

Tumin, D., Menegay, M., Shrider, E. A., Nau, M. et Tumin, R., Local Income Inequality, Individual Socioeconomic Status, and Unmet Healthcare Needs in Ohio, USA. *Health Equity*, 2.1, 37-44. doi:DOI: 10.1089/heq.2017.0058, 2018.

Vogler, S., Dedet, G. et Pedersen, H. B., Financial Burden of Prescribed Medicines Included in Outpatient Benefits Package Schemes: Comparative Analysis of Co-Payments for Reimbursable Medicines in European Countries. *Applied Health Economics and Health Policy*, 17, 803-816. doi:<https://doi.org/10.1007/s40258-019-00509-z>, 2019.

WHO Regional Office for Europe, *Can people afford to pay for health care?: New evidence on financial protection in Europe*. Barcelone : Bureau de l'OMS à Barcelone. Consulté à l'adresse <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/311654/9789289054058-eng.pdf?sequence=1&isAllowed=y>, 2019.

Organisation mondiale de la santé, *OMS*. Consulté le 2 janvier 2021 dans Universal Health Coverage: https://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0005/261716/27.-Universal-health-coverage,-Factsheet-for-European-Parliament.pdf, 2014.

Acknowledgements

This paper uses data from SHARE Wave 7 (DOI: 10.6103/SHARE.w7.800). see Börsch-Supan et al.(2013) for methodological details. The SHARE data collection has been funded by the European Commission through FP5 (QLK6-CT-20 01-0 0360), FP6 (SHARE-I3: RII-CT-200 6-0 62193, COMPARE: CIT5-CT-2005-028857, SHARELIFE: CIT4-CT-2006-028812), FP7 (SHARE-PREP: GA N° 211909, SHARE-LEAP: GA N° 227822, SHARE M4: GA N° 261982 , DASISH: GA N° 283646), and Horizon 2020 (SHARE-DEV3: GA N° 676536, SHARE-COHESION: GA N° 870628, SERISS: GA N° 654221, SSHOC: GA N° 823782) and by DG Employment, Social Affairs and Inclusion through VS 2015/0195, VS 2016/0135, VS 2018/0285, VS 2019/0332, and VS 2020/0313. Additional funding from the German Ministry of Education and Research, the Max Planck Society for the Advancement of Science, the U.S. National Institute on ageing (U01_AG09740-13S2, P01_AG005842, P01_AG08291, P30_AG12815, R21_AG025169, Y1-AG-4553-01, IAG_BSR0 6-11, OGHA_04-0 64, HHSN27120130 0 071C) and from various national funding sources is gratefully acknowledged (see HYPERLINK "<http://www.share-project.org/>"www.share-project.org).

TABLE DES MATIÈRES

L'IMPACT DES OOPP SUR LES INÉGALITÉS LIÉES AU REVENU DANS LES BESOINS NON SATISFAITS EN TERMES DE SOINS DE SANTÉ DANS LES PAYS DE L'UE

1.	INTRODUCTION	457
2.	ANALYSE DE LA LITTÉRATURE SUR LES DÉTERMINANTS DES BESOINS NON SATISFAITS EN MATIÈRE DE SOINS DE SANTÉ	460
2.1.	FACTEURS LIÉS À LA CAPACITÉ ÉCONOMIQUE ET AUX OOPP	460
2.2.	FACTEURS LIÉS À LA SANTÉ	462
3.	DONNÉES ET MÉTHODES	462
3.1.	DONNÉES ET ÉCHANTILLON	462
3.2.	VARIABLES	462
3.3.	ANALYSE STATISTIQUE	463
4.	RÉSULTATS	464
4.1.	STATISTIQUES DESCRIPTIVES	464
4.2.	ANALYSE DE RÉGRESSION LOGISTIQUE BINAIRE	469
5.	DISCUSSION	477
6.	CONCLUSION ET LIMITES	479
	BIBLIOGRAPHIE	481

TABLEAU DES FIGURES ET GRAPHIQUES

TABLEAU 1 :	STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES INDÉPENDANTES POUR L'ÉCHANTILLON TOTAL, BNS EN TERMES DE MÉDICAMENTS ET BNS EN TERMES DE CONSULTATIONS MÉDICALES EN RAISON DES COÛTS	465
TABLEAU 2 :	BNS DÉCLARÉS PAR LE 1ER QUINTILE DE REVENU PAR PAYS	468
TABLEAU 3 :	BNS EN TERMES DE MÉDICAMENTS : ANALYSE DE RÉGRESSION LOGISTIQUE BINAIRE EN 4 SPÉCIFICATIONS : COEFFICIENTS ET COEFFICIENTS DE PROBABILITÉ	470
TABLEAU 4 :	BNS EN TERMES DE MÉDECINS : ANALYSE DE RÉGRESSION LOGISTIQUE BINAIRE EN 4 ÉTAPES : COEFFICIENTS ET COEFFICIENTS DE PROBABILITÉ	474
FIGURE 1 :	SOMME MÉDIANE DES OOPP ET CHARGE DES OOPP PAR REVENU EN 2017	469