

HET EFFECT VAN EIGEN BIJDAGEN OP DE INKOMENGERELATEERDE ONGELIJKHEID OP HET VLAK VAN ONVERVULDE ZORGBEHOEFTE IN DE EU-LANDEN

DOOR | **HYUNMIN PARK & MARJAN MAES**

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

1. INLEIDING

De totale uitgaven aan goederen en diensten in de gezondheidszorg in de EU-landen bedroegen in 2019 gemiddeld 8,3% van hun bbp (OECD/EU, 2020). In verschillende landen groeien de uitgaven voor gezondheidszorg sneller dan het bbp. Zo is de verhouding tussen de uitgaven voor gezondheidszorg en het bbp in België, Frankrijk, Noorwegen, Zweden en Zwitserland gestegen van bijna 4-5% in 1970 tot bijna 11% in 2019 (OECD Statistics, 2021). Deze trend doet vragen rijzen over de financiële houdbaarheid van het gezondheidszorgsysteem dat tot doel heeft alle EU-burgers een betaalbare toegang tot gezondheidszorg te bieden.

In een poging om de stijgende uitgaven voor gezondheidszorg te beteugelen, hebben veel Europese landen maatregelen geïmplementeerd die hebben geleid tot een toename van de eigen bijdragen. Volgens OECD/EU (2020) is ongeveer 20% van alle uitgaven voor gezondheidszorg afkomstig van eigen bijdragen, met als belangrijkste categorieën geneesmiddelen (zonder voorschrift en op voorschrift) en poliklinische diensten, met een gemiddeld aandeel van respectievelijk 41% en 22% in de EU-landen in 2018. Met eigen bijdragen worden uitgaven bedoeld die rechtstreeks door de patiënt worden gedragen op het moment van gebruik en dus niet worden terugbetaald door derden. De kosten voor gezondheidszorg worden bijvoorbeeld gedekt door de publieke ziekteverzekering, maar een deel van deze kosten, via aanvullende verzekeringen en eigen bijdragen, wordt gedragen door de patiënten om het morele risico te beperken. Het verwijst ook naar de kosten van behandelingen die niet gedekt worden door de publieke ziekteverzekering. Hoewel eigen bijdragen de efficiëntie in het gezondheidszorgsysteem kunnen verbeteren door de overconsumptie van onnodige gezondheidszorg te verminderen, kunnen ze ongewenste neveneffecten hebben op de gelijke toegang tot het systeem wanneer ze noodzakelijke gezondheidszorg inperken. Gemiddeld 6,6% van de Europese huishoudens meldde in 2018 financiële problemen in verband met eigen bijdragen. Wanneer we deze 6,6% verder uitsplitsen, stellen we vast dat 4,1% van deze 6,6% tot het laagste (armste) inkomenskwintiel behoort, tegenover slechts 0,3% in het hoogste inkomenskwintiel (OECD/EU, 2020).

Zonder financiële beschermingsmechanismen zullen mensen met beperkte middelen eerder afzien van gezondheidszorg. Om de ongelijkheid in het gebruik van gezondheidszorg onder kwetsbare personen te verminderen, hebben veel EU-

landen verschillende methoden ontwikkeld, zoals jaarlijkse plafonds voor eigen bijdragen en vrijstellingsmechanismen voor bepaalde groepen van personen op basis van hun leeftijd, inkomen, werkloosheid, chronische ziekten of ontvangen behandelingen (Baji et al., 2012; Hossein en Gerard, 2013). Ondanks de bestaande financiële beschermingsmechanismen erkent een groot aantal studies echter dat hogere eigen bijdragen de belangrijkste financiële barrière blijven voor het gebruik van gezondheidszorg, vooral voor gezinnen met een laag inkomen, en een sterke drijfveer vormen voor het uitstellen of niet-gebruiken van gezondheidszorg (Bremer, 2014; Fiorio en Siciliani, 2010; Lucevic et al., 2019; Piette et al., 2004; Schokkaert et al., 2017; Vogler et al., 2019; WHO Regional Office for Europe, 2019).

De uitgestelde en niet-gebruikte gezondheidszorg wordt meestal gemeten via het concept van onvervulde zorgbehoeften. Hoewel er verschillende redenen zijn voor onvervulde zorgbehoeften, zoals geografische afstand of wachttijd (OECD/EU, 2020), geven de onvervulde zorgbehoeften om financiële redenen een duidelijk beeld van de ongelijkheid in het gebruik van gezondheidszorg (Schokkaert et al., 2017). Volgens eerder onderzoek zijn onvervulde zorgbehoeften positief geassocieerd met hoge eigen bijdragen en/of een laag inkomen (Bremer, 2014; Chaupain-Guillot en Guillot, 2015; Karaca-Mandic et al., 2014; WHO, 2019). Onderzoekers vonden ook een verband tussen onvervulde zorgbehoeften en werkloosheid, hogere leeftijd, gezondheidsaandoeningen, een laag opleidingsniveau en de afwezigheid van een aanvullende ziekteverzekering (Bremer, 2014; Chaupain-Guillot en Guillot, 2015; Connolly en Wren, 2017; Hoebel et al., 2017; Lindström et al., 2017; Lucevic et al., 2019; Röttger et al., 2016; Tumin et al., 2018).

Gezien het belang en de moeilijkheid van het verzoenen van gelijkheid en efficiëntie bij het bieden van een universele gezondheidszorgdekking, is het cruciaal dat beleidsmakers en academici verder onderzoeken, zoals wij zullen doen, wat het effect is van de last van eigen bijdragen en de interactie ervan met inkomen, socio-demografische en gezondheidsgerelateerde factoren op onvervulde zorgbehoeften als gevolg van de kosten. We zullen voor de EU-landen de onvervulde behoeften analyseren voor geneesmiddelen en voor doktersbezoeken, omdat deze een aanzienlijk deel van de uitgaven voor gezondheidszorg van huishoudens uitmaken (OECD/EU, 2020). We richten ons vooral op het vermogen van de oudere, kwetsbare bevolking om een doktersbezoek/geneesmiddelen te betalen als dat nodig is. Dit is een groeiende groep, die de grootste gebruikers van geneesmiddelen op voorschrift binnen de EU omvat en vaker dan andere leeftijdsgroepen artsen raadpleegt (Eurostat, 2020; Francesca et al., 2012).

Dit onderzoek draagt op drie manieren bij aan eerdere literatuur. Ten eerste onderzoeken we de mogelijke interactie-effecten tussen de last van eigen bijdragen en inkomen op onvervulde zorgbehoeften, wat in eerder onderzoek tot gemengde resultaten leidde (Chaupain-Guillot en Guillot, 2015; Kaminska en Wulfgramm, 2019). We kunnen meer inzicht verschaffen in dit debat omdat we microgegevens over eigen bijdragen hebben gebruikt uit golf 7 (overeenkomend met het jaar 2017) van de Survey of Health Ageing and Retirement in Europe (SHARE). Dit onderzoek bevat rijke microgegevens over bijvoorbeeld de gezondheidstoestand, het gebruik van gezondheidszorg, onvervulde zorgbehoeften, inkomen en het sociaaleconomische

profiel van mensen ouder dan 50 jaar in verschillende EU-landen. De landenanalyse op EU-niveau in Chaupain-Guillot en Guillot, 2015 en Kaminska en Wulfgramm, 2019 maakt gebruik van gegevens over eigen bijdragen op landelijk niveau die geen rekening kunnen houden met individuele variaties in de hoogte van de eigen bijdragen.

Ten tweede biedt de studie, door gebruik te maken van recente gegevens uit 2017, meer actuele inzichten in de relatie tussen eigen bijdragen en onvervulde zorgbehoeften, nadat in verschillende landen hervormingen in de gezondheidszorg werden doorgevoerd in de nasleep van de staatsschuldencrisis. Eerder onderzoek van Litwin-Sapir (2009) vond dat 5% van de oudere bevolking onvervulde zorgbehoeften had, terwijl wij een lager percentage van 2-3% vonden. Ondanks deze positieve algemene evolutie, stelden we vast dat een hoge last van eigen bijdragen en in het bijzonder de last van eigen bijdragen in het laagste inkomenskwintiel dominant blijven in de verklaring van onvervulde zorgbehoeften.

Ten derde beoordelen we de relatie tussen eigen bijdragen en onvervulde zorgbehoeften in verschillende welvaartsstaten. Volgens OECD/EU (2020) hebben de mediterrane welvaartsstaten een hogere en de Scandinavische welvaartsstaten een lagere afhankelijkheid van eigen bijdragen dan het EU-gemiddelde van 22%. Na de staatsschuldencrisis in de eurozone, die met name de landen rond de Middellandse Zee heeft getroffen, hebben deze landen verschillende hervormingen doorgevoerd om de sociale uitgaven te beperken (Giovannella en Stegmüller, 2014; Kalavrezou en Jin, 2021; OECD/European Observatory on Health Systems and Policies, 2021; Mladovsky et al., 2012; Quaglio et al., 2013). Vergeleken met 2010 zien we in de mediterrane landen, zoals Griekenland, Spanje en Portugal, een duidelijke toename van hun afhankelijkheid van eigen bijdragen in combinatie met een daling van de uitgaven voor gezondheidszorg/bbp-ratio's in 2018. (OECD Statistics, 2021; Eurostat, 2021). In de continentale en Scandinavische landen is het aandeel van eigen bijdragen daarentegen eerder gedaald of gelijk gebleven (OECD Statistics, 2021). Wanneer rekening wordt gehouden met de inkomenskwintielen, lijkt dit te wijzen op een verschillende mate van ongelijke toegang tot medische zorg en geneesmiddelen in de verschillende welvaartsstaten. Volgens Eurostat (2022) meldde in Griekenland en Denemarken minder dan 1% van de mensen in het vijfde kwintiel (het rijkste) dat ze onvervulde zorgbehoeften hadden vanwege de kosten. 15% van de Grieken in het laagste inkomenskwintiel (de armsten) rapporteerden echter dezelfde soort onvervulde zorgbehoeften, tegenover slechts 5% in Denemarken. Onze analyse van microgegevens stelt ons in staat om een regressief patroon van de last van eigen bijdragen voor ouderen in mediterrane en Oost-Europese welvaartsstaten te bevestigen.

Deze paper geeft eerst een overzicht van de bevindingen uit eerdere literatuur over de relatie tussen eigen bijdragen en onvervulde zorgbehoeften. Daarna presenteren we onze gegevens in hoofdstuk 3. In hoofdstuk 4 bespreken we de resultaten van onze multivariate binaire logistische regressiemodellen om het effect te onderzoeken van eigen bijdragen en andere variabelen op de onvervulde zorgbehoeften van de oudere bevolking als gevolg van de kosten van geneesmiddelen en doktersbezoeken. Op basis van de resultaten leiden we beleidsimplicaties en beperkingen van dit onderzoek af.

2. LITERATUUROVERZICHT OVER DE DETERMINANTEN VAN ONVERVULDE ZORGBEHOEFTE

2.1. FACTOREN MET BETREKKING TOT ECONOMISCHE DRAAGKRACHT EN EIGEN BIJDRAGEN

Er lijkt een consensus te bestaan in de onderzoeksliteratuur (Bremer, 2014; Chaupain-Guillot en Guillot, 2015; Kaminska en Wulfgramme, 2019; Karaca-Mandic et al., 2014; Schokkaert et al., 2017; WHO, 2019; Lucevic et al., 2019) dat onvervulde zorgbehoeften significant en positief geassocieerd zijn met factoren zoals de hoogte van de eigen bijdragen (in euro's of uitgedrukt als % van het beschikbare inkomen) en negatief met de hoogte van het beschikbare inkomen van het huishouden (soms weerspiegeld in het inkomenskwintiel waartoe het huishouden behoort). Op dezelfde manier maakt het hebben van een inkomen onder de armoedegrens of een gepercipieerd inkomensstekort onvervulde zorgbehoeften waarschijnlijker. Een relatief klein aantal studies houdt echter rekening met de eigen bijdragen (in absolute euro's of als % van het huishoudinkomen) als verklarende variabele om de onvervulde zorgbehoeften te schatten (Chaupain-Guillot en Guillot, 2015; Kaminska en Wulfgramm, 2019; Karaca-Mandic et al., 2014; Litwin & Sapir, 2009).

Litwin en Sapir (2009) is een van de eerste studies die gebruik maakte van individu-specifieke gegevens over eigen bijdragen in een landenanalyse voor de EU. Zij gebruikten de eerste golf van SHARE en ontdekten dat inkomen en eigen bijdragen als % van het beschikbare inkomen belangrijke voorspellers zijn van onvervulde zorgbehoeften voor ouderen. In tegenstelling tot ons onderzoek maakten zij geen onderscheid tussen onvervulde zorgbehoeften op het vlak van doktersbezoeken en op het vlak van geneesmiddelen. Ze onderzochten ook niet de last van eigen bijdragen per inkomenskwintiel, terwijl dat juist onze interesse was. Wij waren ook geïnteresseerd in de onvervulde zorgbehoeften in het eerste inkomenskwintiel in verschillende welvaartsstaten.

Een ander onderzoek waarin eigen bijdragen als verklarende variabele zijn opgenomen, is het onderzoek van Karaca-Mandic et al. uit 2014 op basis van Amerikaanse gegevens. Zij vonden een significant positief effect van eigen bijdragen voor kinderen en andere gezinsleden (in dollars) op de onvervulde zorgbehoeften van kinderen. Het is mogelijk dat de eigen bijdragen uitgedrukt in dollars hoger zijn voor huishoudens met een hoog inkomen dan voor huishoudens met een laag inkomen. Maar het gebruik van eigen bijdragen in absolute dollars of euro's maakt het moeilijk om de verhouding tussen efficiëntie en gelijkheid die ontstaat door de eigen bijdragen te meten. Onze studie gebruikte daarentegen eigen bijdragen als percentage van het beschikbare inkomen in interactie met het inkomenskwintiel en liet een regressief patroon zien.

In tegenstelling tot het onderzoek van Karaca-Mandic et al. (2014), dat gegevens van één land gebruikt, richten Kaminska en Wulfgramm (2019) en Chaupain-Guillot en Guillot (2015) zich op een transnationale analyse door middel van multilevel logistische regressiemodellen met gegevens van EU-landen. Om het effect van eigen bijdragen op onvervulde zorgbehoeften te schatten, combineerden de auteurs microgegevens en macrogegevens die eigen bijdragen omvatten als aandeel van de totale uitgaven voor gezondheidszorg. De bevindingen van beide onderzoeken laten zien dat landen met een grotere afhankelijkheid van eigen bijdragen vaker melding maken van hogere onvervulde zorgbehoeften vanwege de kosten. Door echter macrogegevens

over eigen bijdragen te gebruiken, konden de onderzoeken geen rekening houden met individuele variatie in de hoogte van de eigen bijdragen. Ons onderzoek is erop gericht betere schattingen te maken door gebruik te maken van microgegevens over eigen bijdragen, die de heterogeniteit van de individuele eigen bijdragen nauwkeurig kunnen weergeven.

Daarnaast kwamen Chaupain-Guillot en Guillot (2015) en Kaminska en Wulfgramm (2019) tot verschillende conclusies met betrekking tot de interactie-effecten tussen eigen bijdragen en inkomen. Chaupain-Guillot en Guillot (2015) rapporteerden geen inkomensongelijkheid in onvervulde behoeften aan medische zorg of tandheelkundige zorg, terwijl Kaminska en Wulfgramm (2019) bevestigden dat eigen bijdragen op landelijk niveau het effect van het inkomen op onvervulde zorgbehoeften aanzienlijk versterken. De auteurs leggen uit dat, in een land met lage eigen bijdragen, mensen in het laagste inkomenskwaartiel een 2% hogere voorspelde kans hebben om melding te maken van onvervulde zorgbehoeften om financiële redenen in vergelijking met mensen in het hoogste inkomenskwaartiel. In een land met relatief hoge eigen bijdragen neemt de kloof echter toe tot 10 procent (Kaminska en Wulfgramm, 2019). Hun verschillende conclusies kunnen het gevolg zijn van de gebruikte gegevens. Beide onderzoeken maakten gebruik van microgegevens uit de EU-SILC-enquête (European Union Statistics on Income and Living Conditions). Maar terwijl Kaminska en Wulfgramm (2019) de gegevens van 2005 tot 2012 samenvoegden, analyseerden Chaupain-Guillot en Guillot (2015) alleen de gegevens van 2009. Beide studies waren geïnteresseerd in institutionele kenmerken zoals uitgaven aan gezondheidszorg/bbp, de vergoedingssystemen voor artsen (prestatievergoeding per patiëntbezoek versus een forfaitair bedrag per patiënt onafhankelijk van het aantal bezoeken) en financieringsmethoden voor de gezondheidszorg (inkomstenbelasting versus sociale bijdragen). Deze waren allemaal niet significant gerelateerd aan onvervulde zorgbehoeften.

Naast het inkomensniveau en het gebruik van inkomenskwaartielen om het economische vermogen om toegang te krijgen tot gezondheidszorg te meten, kan men denken aan andere factoren zoals dekking door een aanvullende verzekering. Een negatief effect van aanvullende (private) ziekteverzekeringen op de onvervulde zorgbehoeften wordt gevonden door Tumin et al. (2018) en Karaca-Mandic et al. (2014) op basis van Amerikaanse gegevens en door Connolly en Wren (2017) voor Ierse gegevens. Men zou ook de status op de arbeidsmarkt kunnen beschouwen als een factor die toegang tot gezondheidszorg mogelijk maakt. De bevindingen met betrekking tot het verband tussen de status op de arbeidsmarkt en onvervulde zorgbehoeften zijn gemengd. Dit kan te maken hebben met de verschillende manier waarop de gezondheidszorgstelsels in de verschillende landen georganiseerd zijn. Sommigen toonden aan dat werkloosheid of “geen werkende volwassenen in het huishouden” positief geassocieerd is met onvervulde zorgbehoeften (Kaminska en Wulfgramm, 2019; Lindstrom et al., 2017; Karaca-Mandic et al., 2014), terwijl Levesque et al. (2012) aantoonde dat werklozen of gepensioneerden in Quebec minder vaak onvervulde zorgbehoeften ervaren. Uit een ander onderzoek van Röttger et al. (2016) in Duitsland blijkt dat werkenden eerder afzien van zorg dan gepensioneerden omdat ze tijd tekort komen. Tot slot zijn er ook studies (Lucevic et al., 2019; Fjor et al., 2017) die geen significant verband vonden tussen de status op de arbeidsmarkt en onvervulde zorgbehoeften in de EU.

2.2. GEZONDHEIDSGERELATEERDE FACTOREN

Onderzoekers (Bremen, 2014; Tumin et al., 2018; Lucevic et al., 2019) ontdekten dat patiënten met een chronische ziekte eerder geneigd zijn om gezondheidszorg uit te stellen/ervan af te zien. Ook de zelfgerapporteerde gezondheidsstatus blijkt geassocieerd te zijn met hogere onvervulde zorgbehoeften (Chaupain-Guillot en Guillot, 2015; Connolly en Wren, 2017; Röttger et al., 2016; Lucevic et al., 2019; Litwin-Sapir, 2009). Het gebruik van subjectieve maatstaven voor behoeften, zoals zelfgerapporteerde gezondheid, wordt soms in twijfel getrokken omdat deze cultureel verankerd zijn. Ons onderzoek maakt ook gebruik van alternatieve maatstaven voor behoeften, zoals het aantal ziekten dat door een arts wordt gediagnosticeerd en de geneesmiddelen die worden gebruikt. Deze lijken minder vatbaar voor die kritiek.

3. GEGEVENS EN METHODEN

3.1. GEGEVENS EN STEEKPROEF

Dit onderzoek maakt gebruik van de 7de golf van de Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE), uitgevoerd in 2017. Het is een representatieve steekproef van mensen van 50 jaar of ouder uit 28 Europese landen. Aangezien de meeste respondenten uit Oost-Europese landen niet werden ondervraagd over onvervulde zorgbehoeften, is de steekproef beperkt tot respondenten in de volgende 12 EU-landen: Oostenrijk, Duitsland, Zweden, Spanje, Italië, Frankrijk, Denemarken, Zwitserland, België, Tsjechië en Polen. Dit resulteert in een steekproefgrootte van 13.919 waarnemingen.

3.2. VARIABELEN

3.2.1. Afhankelijke variabelen

“Onvervulde behoeften voor geneesmiddelen” en “onvervulde behoeften voor doktersbezoeken” zijn de twee uitkomstvariabelen die worden gemeten aan de hand van de volgende vragen:

- “Was er in de afgelopen 12 maanden een moment waarop u geneesmiddelen nodig had, maar deze niet kon betalen vanwege de kosten?”
- “Was er in de afgelopen 12 maanden een moment waarop u een doktersbezoek (huisdokter en/of specialist) nodig had, maar dit niet kon laten plaatsnemen vanwege de kosten?”

De verzamelde antwoorden zijn ofwel “ja” ofwel “nee” en worden gehercodeerd als een dummyvariabele.

3.2.2. Onafhankelijke variabelen

De onafhankelijke variabelen in de analyse zijn onderverdeeld in de volgende groepen: socio-demografisch, gezondheidsgerelateerd, economisch vermogen om te betalen voor zorg en een maatstaf voor de financiële last van eigen bijdragen.

De belangrijkste factor is de financiële last van eigen bijdragen, die voor elk individu wordt gedefinieerd als zijn totale eigen bijdragen uitgedrukt als percentage van het equivalente beschikbare inkomen van het huishouden waartoe hij behoort, waarbij:

- Eigen bijdragen betrekking hebben op alle componenten van de gezondheidszorg in de afgelopen 12 maanden, inclusief intramurale zorg, extramurale zorg, voorgeschreven geneesmiddelen en verpleeghuis/thuiszorg, fysiotherapie en medische hulpmiddelen/toestellen.
- Het equivalente beschikbare inkomen gelijk is aan het huishoudinkomen gedeeld door de vierkantswortel van de grootte van het huishouden. Het beschikbare inkomen wordt verkregen via de vraag: *“Hoeveel bedroeg het totale inkomen, na belastingen en bijdragen, dat uw hele huishouden in een gemiddelde maand had?”*

De resulterende last van eigen bijdragen wordt gehercodeerd in drie categorieën, “geen tot lage last van eigen bijdragen (0-40-percentiel)”, “gemiddelde last (40-80-percentiel)” en “hoge last (80-100-percentiel)”.

Naast de last van eigen bijdragen worden ook andere determinanten van economische toegang meegenomen. Het equivalente beschikbare inkomen, dat aangeeft of de zorg betaald kan worden, wordt ingedeeld in inkomenskwintielen. De status op de arbeidsmarkt omvat 6 categorieën: “werkend”, “gepensioneerd”, “werkloos”, “langdurig ziek/met een handicap”, “huisman/-vrouw” en “andere”. Aanvullende ziekteverzekering is gehercodeerd als dichotome maat: wel of niet beschikken over een aanvullende ziekteverzekering.

In de groep van gezondheidsgerelateerde determinanten zijn de zelf ervaren gezondheidstoestand, de aanwezigheid van een langdurige ziekte, het aantal gediagnosticeerde gezondheidsaandoeningen en het aantal geneesmiddelen dat momenteel wordt gebruikt, opgenomen. Zij meten het niveau van de individuele behoeften aan gezondheidszorg, wat volgens Schokkaert et al. (2017) een van de belangrijke determinanten van onvervulde zorgbehoeften is. De zelf ervaren gezondheidstoestand wordt verkregen door de vraag *“Zou u zeggen dat uw gezondheid uitstekend/zeer goed/goed/matig/slecht is?”* te stellen en te hercoderen naar “goed” of “niet goed”. De aanwezigheid van langdurige ziekte wordt geregistreerd als een dummyvariabele (ja/nee) om aan te geven dat respondenten chronische of langdurige gezondheidsproblemen hebben. De overige twee variabelen, het aantal gediagnosticeerde gezondheidsaandoeningen en het aantal geneesmiddelen dat momenteel wordt gebruikt, zijn onderverdeeld in “geen”, “1-2”, “3-5” en “6 en meer”.

Tot slot nemen we in de groep van sociaaleconomische determinanten het aantal jaren onderwijs, leeftijd, burgerlijke staat en geslacht op.

3.3. STATISTISCHE ANALYSE

De statistische analyse verloopt in twee stappen. Eerst worden beschrijvende statistieken besproken tussen de variabelen die van belang zijn, zoals de last van eigen bijdragen en inkomenskwintielen. Vervolgens worden multivariate binaire logistische regressies geschat, afzonderlijk voor onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en voor onvervulde behoeften voor doktersbezoeken.

We schatten de waarschijnlijkheid dat individu i onvervulde zorgbehoeften heeft met een binair responsmodel waarin $Y_i = 1$ als i onvervulde zorgbehoeften heeft

en $Y_i = 0$ als dat niet zo is. In een binair responsmodel zijn we geïnteresseerd in de waarschijnlijkheid van de respons:

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

Waarin G een niet-lineaire functie is tussen 0 en 1. De reeks variabelen x_1, \dots, x_k zijn de onafhankelijke variabelen en β_1, \dots, β_k de coëfficiënten die geschat moeten worden. Er is geen tijdsindex omdat we gegevens uit één specifieke periode gebruiken, golf 7 van SHARE. In het logit-model is G de logistische functie:

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

We schatten het model in verschillende fasen en in elke fase wordt geleidelijk een extra blok van onafhankelijke variabelen geïntroduceerd, wat een beter begrip van de interactie tussen de variabelen mogelijk maakt. De eerste fase bevat gezondheidsgerelateerde en socio-demografische variabelen om de relatie aan te tonen tussen de behoefte aan gezondheidszorg en de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen/doktersbezoeken vanwege de kosten, waarbij wordt gecontroleerd voor socio-demografische factoren.

De tweede fase voegt determinanten van economisch vermogen om toegang te krijgen tot gezondheidszorg toe: inkomenskwintielen, status op de arbeidsmarkt en dekking door een aanvullende ziekteverzekering. In de derde fase wordt de variabele van de last van eigen bijdragen geïntroduceerd. De vierde fase bevat een interactieterm tussen de last van eigen bijdragen en de inkomenskwintielen om te onderzoeken of het effect van de last van eigen bijdragen op de onvervulde zorgbehoeften verschilt naargelang het inkomenskwintiel.

4. RESULTATEN

4.1. BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN

Tabel 1 geeft informatie over de samenstelling van de steekproef en de variabelen die in de daaropvolgende analyse zullen worden gebruikt. In kolom 1 geven univariate beschrijvingen informatie over de samenstelling van de effectieve steekproef die voor de analyse is gebruikt. Wat betreft de landensamenstelling van de steekproef vertegenwoordigen de twee Scandinavische landen (Denemarken en Zweden) 17% van de totale steekproef en twee Oost-Europese landen (Tsjechië en Polen) 15%. Vijf continentale landen (Oostenrijk, Duitsland, Frankrijk, Zwitserland en België) en drie mediterrane landen (Spanje, Italië en Griekenland) vertegenwoordigen elk 34% van de steekproef.

Wat de kenmerken van de totale steekproef betreft, is een meerderheid van de respondenten ouder dan 60 jaar, gehuwd, gepensioneerd, heeft 7 jaar of langer onderwijs genoten en heeft geen aanvullende ziekteverzekering. Ongeveer 80% van de respondenten heeft 1 tot 5 gediagnosticeerde gezondheidsaandoeningen en gebruikt 1 tot 5 geneesmiddelen. Hoewel 52% van de steekproef langdurig ziek is, ervaart slechts 40% zijn gezondheid als slecht. Vrouwen maken 58% uit van de totale steekproef. Wat betreft de last van eigen bijdragen heeft de steekproef in het 40ste percentiel geen last

van eigen bijdragen of een lage last van eigen bijdragen die minder dan 1,1% van hun inkomen bedraagt. Degenen in de middencategorie (40-80-percentiel) hebben een last van eigen bijdragen die varieert van 1,1% tot minder dan 5,3% en degenen in de hoge categorie (80-100-percentiel) hebben een minimum van 5,3% en een maximum van 161%.

TABEL 1: BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN VOOR ONAFHANKELIJKE VARIABLEN VOOR DE TOTALE STEEKPROEF, ONVERVULDE BEHOEFTE VOOR GENEESMIDDELEN EN ONVERVULDE BEHOEFTE VOOR DOKTERSBEZOEKEN VANWEGE DE KOSTEN

	2017					
	Totaal steekproef		Onvervulde behoeften voor geneesmiddelen		Onvervulde behoeften voor doktersbezoeken	
	N	%	N	%	N	%
Totaal	13.919	100%	343	2,5%	469	3,4%
Land						
Denemarken (referentie)	1.280	9,2%	2	0,2%	4	0,3%
Oostenrijk	483	3,5%	4	0,8%	3	0,6%
Duitsland	832	6,0%	9	1,1%	19	2,3%
Zweden	1.065	7,7%	9	0,8%	5	0,5%
Spanje	1.278	9,2%	16	1,3%	19	1,5%
Italië	1.566	11,3%	59	3,8%	102	6,5%
Frankrijk	1.138	8,2%	42	3,7%	22	1,9%
Griekenland	1.905	13,7%	68	3,6%	179	9,4%
Zwitserland	750	5,4%	4	0,5%	4	0,5%
België	1.561	11,2%	22	1,4%	16	1,0%
Tsjechië	919	6,6%	22	2,4%	7	0,8%
Polen	1.142	8,2%	86	7,5%	89	7,8%
Leeftijd						
60-69 (referentie)	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%
Geslacht						
Man (referentie)	5.899	42,4%	108	1,8%	148	2,5%
Vrouw	8.020	57,6%	235	2,9%	321	4,0%

	2017					
	Totaal steekproef		Onvervulde behoeften voor geneesmiddelen		Onvervulde behoeften voor doktersbezoeken	
	N	%	N	%	N	%
Burgerlijke staat						
Gehuwd/samenwonend (referentie)	9.507	68,3%	185	1,9%	285	3,0%
Ongehuwd/alleenwonend	4.412	31,7%	158	3,6%	184	4,2%
Jaren onderwijs						
13+ (referentie)	4.544	32,6%	61	1,3%	83	1,8%
7-12 jaar	6.666	47,9%	183	2,7%	209	3,1%
1-6 jaar	2.523	18,1%	92	3,6%	165	6,5%
Geen onderwijs	186	1,3%	7	3,8%	12	6,5%
Zelf ervaren gezondheidstoestand						
Goed (referentie)	8.532	61,3%	110	1,3%	155	1,8%
Niet goed	5.387	38,7%	233	4,3%	314	5,8%
Langdurige ziekte						
Nee (referentie)	6.620	47,6%	97	1,5%	176	2,7%
Ja	7.294	52,4%	246	3,4%	293	4,0%
Aantal gediagnosticeerde gezondheidsaandoeningen						
0 (referentie)	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%
Aantal geneesmiddelen dat momenteel wordt gebruikt						
0 (referentie)	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%
Inkomenskwintiel						
5de kwintiel: rijkste (referentie)	2.780	20,0%	30	1,1%	30	1,1%
4de kwintiel	2.786	20,0%	23	0,8%	26	0,9%
3de kwintiel	2.785	20,0%	45	1,6%	68	2,4%
2de kwintiel	2.788	20,0%	81	2,9%	135	4,8%
1ste kwintiel: armste	2.780	20,0%	164	5,9%	210	7,6%

	2017					
	Totaal steekproef		Onvervulde behoeften voor geneesmiddelen		Onvervulde behoeften voor doktersbezoeken	
	N	%	N	%	N	%
Tewerkstelling						
Werkend (referentie)	1.410	10,1%	18	1,3%	39	2,8%
Gepensioneerd	10.191	73,2%	221	2,2%	279	2,7%
Werkloos	121	0,9%	11	9,1%	10	8,3%
Langdurig ziek/met een handicap	307	2,2%	26	8,5%	25	8,1%
Huisman/-vrouw	1.421	10,2%	50	3,5%	96	6,8%
Andere	274	2,0%	15	5,5%	20	7,3%
Aanvullende ziekteverzekering						
Ja (referentie)	4.256	30,6%	69	1,6%	53	1,2%
Nee	9.626	69,2%	274	2,8%	416	4,3%
Last van eigen bijdragen						
Geen - Laag (0-40-percentiel) (referentie)	5.484	39,4%	89	1,6%	87	1,6%
Gemiddeld (40-80-percentiel)	5.487	39,4%	116	2,1%	175	3,2%
Hoog (80-100-percentiel)	2.739	19,7%	166	6,1%	205	7,5%

Bron: Börsch-Supan, A. (2022). Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 7. Release version: 8.0.0. SHARE-ERIC. Data set. DOI: 10.6103/SHARE.w7.800; berekening en presentatie door de auteur. Gezien het kleine aantal waarnemingen met onvervulde behoeften per land, zullen we geen landdummy's weergeven in de regressieanalyse.

De tweede en derde kolom in tabel 1 presenteren bivariate beschrijvingen tussen onvervulde behoeften voor geneesmiddelen, respectievelijk doktersbezoeken, en onafhankelijke variabelen. Vrouwen, ongehuwden, mensen die 0-6 jaar onderwijs hebben genoten, tussen 50-59 jaar oud zijn, gepensioneerd of langdurig ziek zijn/een handicap hebben, geen aanvullende ziekteverzekering hebben, een hoge last van eigen bijdragen of een laag inkomen hebben, geven vaker dan mensen in andere categorieën aan dat ze onvervulde zorgbehoeften hebben vanwege de kosten. Bovendien hebben mensen die gezondheidsproblemen rapporteren een grotere kans om onvervulde zorgbehoeften te ervaren vanwege de kosten. Onze regressieanalyse bespreekt de resultaten en de verschillen die statistisch significant zijn.

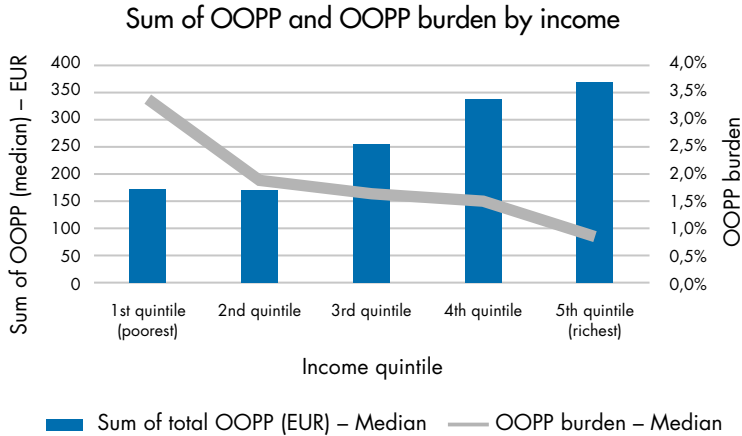
De onvervulde behoeften zijn het laagst in de Scandinavische landen (Denemarken en Zweden) en vrij hoog in de mediterrane landen (Griekenland, Italië). Tabel 2 geeft gedetailleerdere informatie door per land het percentage onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en doktersbezoeken weer te geven dat door het 1ste inkomenskwintiel

werd gerapporteerd. In de Oost-Europese en de mediterrane landen zijn deze percentages zeer hoog, terwijl in de continentale en de Scandinavische landen 0% van dezelfde inkomensgroep melding maakt van onvervulde behoeften.

TABEL 2: ONVERVULDE ZORGBEHOEFTEEN GERAPPORTEERD DOOR HET 1STE INKOMENSKWINTIEL PER LAND

	Onvervulde behoeften voor geneesmiddelen			Onvervulde behoeften voor doktersbezoeken		
	1ste (armste)	1ste (armste) / totaal	Totaal	1ste (armste)	1ste (armste) / totaal	Totaal
Oostenrijk	0	0%	4	0	0%	3
Duitsland	0	0%	9	0	0%	19
Zweden	0	0%	9	0	0%	5
Spanje	8	50%	16	8	42%	19
Italië	19	32%	59	27	26%	102
Frankrijk	0	0%	42	1	5%	22
Denemarken	0	0%	2	0	0%	4
Griekenland	38	56%	68	94	53%	179
Zwitserland	0	0%	4	0	0%	4
België	0	0%	22	0	0%	16
Tsjechië	21	95%	22	3	43%	7
Polen	78	91%	86	77	87%	89
Totaal	164	48%	343	210	45%	469

FIGUUR 1: MEDIANE SOM VAN EIGEN BIJDRAGEN EN LAST VAN EIGEN BIJDRAGEN NAAR INKOMEN IN 2017



Bron: Börsch-Supan, A. (2022). Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 7. Release version: 8.0.0. SHARE-ERIC. Data set. DOI: 10.6103/SHARE.w7.800; berekening en presentatie door de auteur.

Figuur 1 toont de som van de eigen bijdragen en de last van eigen bijdragen per inkomenskwintiel in de 12 EU-landen. Mensen in het 5de kwintiel (de rijkste) betalen het hoogste bedrag van 370 euro (mediaan) aan eigen bijdragen voor goederen en diensten in de gezondheidszorg gedurende 12 maanden, terwijl mensen in het 1ste en 2de kwintiel respectievelijk 175 en 172 euro zelf betalen. De som van de eigen bijdragen (in euro's) neemt geleidelijk toe met het inkomensniveau van het 2de tot het 5de kwintiel. De hoogste last van eigen bijdragen wordt echter opgetekend in het 1ste inkomenskwintiel (3,3%, mediaan) en de laagste in de rijkste groep (0,9%, mediaan), wat wijst op een regressief patroon.

4.2. BINAIRE LOGISTISCHE REGRESSIEANALYSE

4.2.1. Onvervulde behoeften voor geneesmiddelen vanwege de kosten

Alle specificaties van het model zijn statistisch significant en fase 4 is de voorkeurspecificatie. Tabel 3 bevat de coëfficiënten van onafhankelijke variabelen waarvan het effect op de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen vanwege de kosten is geschat. We tonen ook hun niveau van statistische significantie en de odds ratio. Omdat de coëfficiënten van een niet-lineair model moeilijk te interpreteren zijn, worden ze omgezet in odds ratio's. De odds ratio vertelt ons hoeveel meer (OR>1) of minder (OR<1) kans er is dat een gebeurtenis zich voordoet in vergelijking met een referentiegebeurtenis (met OR=1).

TABEL 3: ONVERVULDE BEHOEFTEEN VOOR GENEESMIDDELEN: 4 SPECIFICATIES VAN DE BINAIRE LOGISTISCHE REGRESSIEANALYSE: COËFFICIËNTEN EN ODDS RATIO'S

	Fase 1		Fase 2		Fase 3		Fase 4	
	beta	OR	beta	OR	beta	OR	beta	OR
Leeftijd								
60-69 (ref.)								
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
Geslacht								
Man (ref.)								
Vrouw	0,2	1,2	0,2	1,2	0,1	1,1	0,1	1,1
Burgerlijke staat								
Gehuwd/samenwonend (ref.)								
Ongehuwd/alleenwonend	0,7***	2,0	0,6***	1,8	0,6***	1,8	0,6***	1,8
Jaren onderwijs								
13+ (ref.)								
7-12 jaar	0,2	1,2	0,1	1,1	0,1	1,1	0,1	1,1
1-6 jaar	0,5**	1,6	0,2	1,2	0,2	1,3	0,2	1,2
Geen onderwijs	0,9**	2,5	0,5	1,7	0,6	1,9	0,6	1,9
Zelf ervaren gezondheidstoestand								
Goed (ref.)								
Niet goed	0,6***	1,9	0,5***	1,7	0,5***	1,7	0,5***	1,7
Langdurige ziekte								
Nee (ref.)								
Ja	0,2	1,3	0,2	1,2	0,1	1,1	0,1	1,1
Aantal gediagnosticeerde gezondheidsaandoeningen								
0 (ref.)								
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
Aantal geneesmiddelen dat momenteel wordt gebruikt								
0 (ref.)								
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

	Fase 1		Fase 2		Fase 3		Fase 4	
	beta	OR	beta	OR	beta	OR	beta	OR
Inkomenskwintiel								
5de kwintiel: rijkste (ref.)								
4de kwintiel			-0,6**	0,5	-0,7**	0,5	-1,2**	0,3
3de kwintiel			-0,1	0,9	-0,2	0,8	-0,3	0,7
2de kwintiel			0,5*	1,6	0,3	1,4	0,0	1,0
1ste kwintiel: armste			1,3***	3,5	1,0***	2,7	0,1	1,2
Tewerkstelling								
Werkend (ref.)								
Gepensioneerd			0,1	1,1	0,1	1,2	0,1	1,2
Werkloos			1,3***	3,8	1,3***	3,9	1,4***	3,9
Langdurig ziek/met een handicap			0,6*	1,8	0,6*	1,8	0,6	1,8
Huisman/-vrouw			0,3	1,3	0,3	1,4	0,3	1,4
Andere			0,3	1,4	0,3	1,3	0,3	1,3
Aanvullende ziekteverzekering								
Ja (ref.)								
Nee			0,3	1,4	0,3	1,4	0,3	1,4
Last van eigen bijdragen								
Geen - Laag (0-40-percentiel) (ref.)								
Gemiddeld (40-80-percentiel)					0,5***	1,7		
Hoog (80-100-percentiel)					1,1***	2,9		
Interactie-effecten (inkomen*last van eigen bijdragen)							P-waarde: <0,001	
4de kwintiel*gemiddeld							0,8	2,3
4de kwintiel*hoog							1,3**	3,9
3de kwintiel*gemiddeld							0,4	1,5
3de kwintiel*hoog							0,7	1,9
2de kwintiel*gemiddeld							0,3	1,3
2de kwintiel*hoog							1,2***	3,4
1ste kwintiel*gemiddeld							1,2***	3,3
1ste kwintiel*hoog							1,6***	5,2

	Fase 1		Fase 2		Fase 3		Fase 4	
	beta	OR	beta	OR	beta	OR	beta	OR
Waarnemingen	13869		13659		13656		13656	
Ontbrekende waarden	50		260		263		263	
-2 Residuele log-waarschijnlijkheid	2756,1		2663,227		2625,008		2611,0	
Chi-kwadraatverdeling	452,01		519,62		557,688		571	
Kans > chi-kwadraat	<0,001		<0,001		<0,001		<0,001	
Pseudo-R-kwadraat	0,155		0,18		0,192		0,197	
VIF	Alle VIF <5		Alle VIF <5		Alle VIF <5		-1ste inkomenskwintiel VIF = 6,8	
Hosmer en Lemeshow test	0,987		0,698		0,476		0,274	

Opmerking: p-waarde *: <0,01; **: <0,05; ***: <0,001); ref.: referentiegroep. We corrigeerden voor landdummy's (Denemarken: referentieland) in alle specificaties.

Bron: Börsch-Supan, A. (2022). Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 7. Release version: 8.0.0. SHARE-ERIC. Data set. DOI: 10.6103/SHARE.w7.800; berekening en presentatie door de auteur

Door de resultaten voor de verschillende specificaties naast elkaar te leggen, kunnen we de resultaten beter interpreteren.

a) Specificatie eerste fase (socio-demografische en gezondheidsgerelateerde variabelen)
Gecontroleerd voor socio-demografische factoren blijkt de zelf ervaren gezondheidstoestand een sterke indicator te zijn met een odds ratio van 1,9, terwijl het effect van langdurige ziekte op de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen niet significant is. Dit is volledig in lijn met eerder onderzoek dat voornamelijk met EU-SILC-gegevens werkt. Maar we gebruikten ook minder subjectieve determinanten van behoefte en verkregen vergelijkbare resultaten: mensen met meer dan 6 gediagnosticeerde gezondheidsaandoeningen lopen 3,7 keer meer kans om af te zien van hun geneesmiddelengebruik vanwege de financiële last. Evenzo is het waarschijnlijker dat mensen onvervulde behoeften voor geneesmiddelen rapporteren naarmate ze meer geneesmiddelen gebruiken.

b) Specificatie tweede fase (socio-demografische, gezondheidsgerelateerde en aan economische toegang gerelateerde variabelen)
Interessant is dat de coëfficiënten van gezondheidsgerelateerde determinanten van onvervulde behoeften vrij stabiel en robuust blijven wanneer inkomensgerelateerde variabelen worden toegevoegd. Ook de effecten van leeftijd, geslacht en burgerlijke staat blijven vergelijkbaar met die gevonden in het basismodel.

De coëfficiënten van de variabele “jaren onderwijs” zijn daarentegen niet langer significant wanneer economische variabelen in het model worden opgenomen. Dit wijst erop dat onderwijs en economische factoren nauw met elkaar verbonden zijn.

Wat betreft de nieuw toegevoegde variabelen laten de resultaten zien dat er geen significant verschil is in de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen tussen mensen die wel of geen aanvullende ziekteverzekering hebben. Wat de inkomensniveaus betreft, hebben mensen in het eerste inkomenskwintiel (de armste) 3,5 keer meer kans op onvervulde behoeften voor geneesmiddelen vanwege de kosten dan mensen in het 5de kwintiel. Dit bevestigt eerdere bevindingen in de literatuur. Wat de status op de arbeidsmarkt betreft, hebben werklozen bijna 4 keer meer kans om af te zien van hun geneesmiddelengebruik dan werkenden en hebben langdurig zieken/personen met een handicap 1,8 keer meer kans op onvervulde behoeften voor geneesmiddelen dan de referentiegroep.

- c) Specificatie derde fase (socio-demografische, gezondheidsgerelateerde en aan economische toegang gerelateerde variabelen, met inbegrip van de last van eigen bijdragen)

Het effect van de last van eigen bijdragen op de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen vanwege de kosten is sterk en positief, met een p-waarde van 0,002 voor de groep met gemiddelde eigen bijdragen (40-80-percentiel) en een p-waarde van minder dan 0,001 voor de groep met hoge eigen bijdragen (80-100-percentiel). De bevindingen leggen uit dat mensen in het 80-100-percentiel voor eigen bijdragen bijna 3 keer meer kans hebben op onvervulde behoeften voor geneesmiddelen dan mensen in het 0-40-percentiel. Mensen in het 40-80-percentiel voor eigen bijdragen hebben 1,7 keer meer kans om onvervulde behoeften voor geneesmiddelen te rapporteren dan de referentiegroep.

Het toevoegen van de last van eigen bijdragen aan het model veroorzaakt geen aanzienlijke verandering in de odds ratio's en/of p-waarden van de meeste onafhankelijke variabelen. Hij is echter duidelijk gecorreleerd met degenen die meer dan 3 gediagnosticeerde gezondheidsaandoeningen hebben, degenen die op het moment van het interview geneesmiddelen gebruiken en degenen die in het 1ste inkomenskwintiel zitten. De coëfficiënten van deze variabelen worden kleiner in omvang en/of minder significant.

- d) Specificatie vierde fase (socio-demografische, gezondheidsgerelateerde en aan economische toegang gerelateerde variabelen, met inbegrip van de last van eigen bijdragen * inkomenskwintielen)

De correlatie tussen de last van eigen bijdragen en de inkomenskwintielen in de derde specificatie motiveert ook onze laatste specificatie met interactietermen tussen de last van eigen bijdragen en het inkomenskwintiel. We breiden de analyse van Kaminska et al. (2019) dus uit door microgegevens te gebruiken in plaats van geaggregeerde statistieken over eigen bijdragen. De p-waarde van vier individuele interactietermen (1ste kwintiel*hoge eigen bijdragen, 1ste kwintiel*gemiddelde eigen bijdragen, 2de kwintiel*hoge eigen bijdragen en 4de kwintiel*hoge eigen bijdragen) blijkt significant te zijn. Het 1ste inkomenskwintiel heeft een hoge VIF-waarde van 6,2, wat duidt op de correlatie met het interactie-effect 1ste kwintiel*hoge last van eigen bijdragen.

4.2.2. Onvervulde behoeften voor doktersbezoeken

Tabel 5 geeft gedetailleerde informatie over de coëfficiënten, hun p-waarde en de odd ratio's van onafhankelijke variabelen met betrekking tot hun effecten op de onvervulde behoeften voor doktersbezoeken (huisartsen/specialisten) vanwege de kosten. De steekproef die hier is gebruikt, is dezelfde als die voor de analyse van de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen. De resultaten worden gepresenteerd in hetzelfde formaat als voor de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen. Vanwege de aanzienlijke overeenkomsten in de bevindingen van de analyse voor onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en onvervulde behoeften voor doktersbezoeken rapporteren we hier echter alleen de resultaten die afwijken van de bevindingen voor de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen. In het bijzonder zien we dat het aantal jaren onderwijs significant blijft, zelfs na de introductie van inkomensgerelateerde variabelen. De grootte van de odds ratio van de gezondheidsgerelateerde variabelen, d.w.z. werkloos zijn, de last van eigen bijdragen en de interactieterm van de last van eigen bijdragen met de inkomenskwintielen, is lager.

TABEL 4: ONVERVULDE BEHOEFTE VOOR DOKTERSBEZOeken: BINAIRE LOGISTISCHE REGRESSIEANALYSE IN 4 FASEN: COEFFICIENTEN EN ODDS RATIO'S

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	beta	OR	beta	OR	beta	OR	beta	OR
Leeftijd								
60-69 (ref.)								
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
Geslacht								
Man (ref.)								
Vrouw	0,3***	1,3	0,2**	1,3	0,2*	1,2	0,2*	1,2
Burgerlijke staat								
Gehuwd/ samenwonend (ref.)								
Ongehuwd/ alleenwonend	0,5***	1,6	0,4***	1,5	0,4***	1,5	0,4***	1,5
Jaren onderwijs								
13+ (ref.)								
7-12 jaar	0,0	1,0	-0,1	0,9	-0,1	0,9	-0,1	0,9
1-6 jaar	0,2	1,3	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
Geen onderwijs	1,0***	2,7	0,7*	2,0	0,8**	2,2	0,8**	2,1

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	beta	OR	beta	OR	beta	OR	beta	OR
Zelf ervaren gezondheidstoestand								
Goed (ref.)								
Niet goed	0,8***	2,2	0,8***	2,1	0,7***	2,1	0,7***	2,1
Langdurige ziekte								
Nee (ref.)								
Ja	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
Aantal gediagnosticeerde gezondheidsaandoeningen								
0 (ref.)								
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
Aantal geneesmiddelen dat momenteel wordt gebruikt								
0 (ref.)								
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
Inkomenskwintiel								
5de kwintiel: rijkste (ref.)								
4de kwintiel			-0,5*	0,6	-0,6*	0,6	-0,3	0,7
3de kwintiel			0,1	1,1	0,0	1,0	-0,7*	0,5
2de kwintiel			0,5**	1,6	0,4	1,4	0,2	1,2
1ste kwintiel: armste			1,0***	2,7	0,8**	2,2	0,6*	1,8
Tewerkstelling								
Werkend (ref.)								
Gepensioneerd			-0,1	0,9	-0,1	0,9	-0,1	0,9
Werkloos			0,8*	2,1	0,8*	2,2	0,9*	2,1
Langdurig ziek/met een handicap			0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0
Huisman/-vrouw			0,1	1,1	0,1	1,1	0,1	1,1
Andere			0,0	1,0	0,0	1,0	0,0	1,0

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	beta	OR	beta	OR	beta	OR	beta	OR
Aanvullende ziekteverzekering								
Ja (referentie)								
Nee			0,2	1,2	0,2	1,3	0,2	1,3
Last van eigen bijdragen								
Geen - Laag (0-40-percentiel) (ref.)								
Gemiddeld (40-80-percentiel)					0,3**	1,3		
Hoog (80-100-percentiel)					0,7***	2,0		
Interactie-effecten (last van eigen bijdragen*inkomen)							P-waarde: <0,001	
4de kwintiel*gemiddeld							-0,4	0,7
4de kwintiel*hoog							0,0	1,0
3de kwintiel*gemiddeld							1,1***	2,9
3de kwintiel*hoog							1,4***	4,0
2de kwintiel*gemiddeld							0,3	1,4
2de kwintiel*hoog							0,7**	2,0
1ste kwintiel*gemiddeld							0,3	1,4
1ste kwintiel*hoog							0,7***	2,0
Waarnemingen	13875		13665		13662		13662	
Ontbrekende waarden	44		254		257		257	
-2 Residuele log- waarschijnlijkheid (volledig model)	3381,1		3318,147		3297,101		3286,3	
Chi-kwadraatverdeling	704,66		753,138		773,976		784,3	
Kans > chi-kwadraat	<0,001		<0,001		<0,001		<0,001	
Pseudo-R-kwadraat	0,194		0,208		0,214		0,217	
VIF	Alle VIF <5		Alle VIF <5		Alle VIF <5		1ste inkomens- kwintiel VIF = 6,2	
Hosmer en Lemeshow test	0,380		0,223		0,034		0,079	

Opmerking: p-waarde *: <0,01; **: <0,05; ***: <0,001; ref.: referentiegroep.

Bron: Börsch-Supan, A. (2022). Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) Wave 7. Release version: 8.0.0. SHARE-ERIC. Data set. DOI: 10.6103/SHARE.w7.800; berekening en presentatie door de auteur.

5. DISCUSSIE

Onze bevindingen ondersteunen de conclusies van eerdere onderzoeken die een positieve relatie laten zien tussen onvervulde zorgbehoeften en een financiële last van eigen bijdragen. Een hoge financiële last van eigen bijdragen blijkt een groot obstakel te zijn voor gelijke toegang tot geneesmiddelen en in mindere mate tot doktersbezoeken. Dit verschil in het effect van de eigen bijdragen op de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en doktersbezoeken kan worden verklaard door de mate waarin EU-landen afhankelijk zijn van eigen bijdragen om deze twee componenten van de gezondheidszorg te betalen. Zoals besproken in de literatuurstudie ging in 2018 gemiddeld 41% van de eigen bijdragen naar geneesmiddelen en 22% naar poliklinische diensten in EU-landen (OECD/EU, 2020). Gezien de relatief hogere tarieven voor gebruikers voor geneesmiddelen is het mogelijk dat de oudere bevolking die zich een doktersbezoek kan veroorloven, geen geneesmiddelen kan kopen.

Dit onderzoek bevestigt ook dat personen met een laag inkomen op oudere leeftijd vaker onvervulde behoeften ervaren voor doktersbezoeken en geneesmiddelen dan personen met een hoog inkomen. De bevinding komt overeen met de conclusies van eerder onderzoek (Karaca-Mandic et al., 2014; Kaminska en Wulfgramm, 2019; Chaupain-Guillot en Guillot, 2015; Litwin en Sapir, 2009). Net als bij de last van eigen bijdragen, heeft het behoren tot het laagste inkomenskwintiel een iets grotere impact op de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen dan op de onvervulde behoeften voor doktersbezoeken.

Een van de interessante bevindingen van onze studie is dat de last van eigen bijdragen regressief is: hij neemt toe met de inkomenskwintielen. We ontdekten dat, terwijl het percentage van de oudere bevolking met onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en doktersbezoeken rond een gemiddelde van 2,5-3,4% schommelt in de EU-landen, het percentage onvervulde behoeften in het laagste inkomenskwintiel sterk verspreid is over de landen. Aan de ene kant bestaan onvervulde behoeften bijna niet in het laagste inkomenskwintiel in de Scandinavische en Bismarckiaanse welvaartsstaten, terwijl het percentage onvervulde behoeften onder de armen rond de 50% schommelt in de mediterrane landen. Dit suggereert dat beleid een verschil kan maken bij het aanpakken van ongelijke toegang tot gezondheidszorgsystemen.

Wat de gezondheidsgerelateerde variabelen betreft, blijkt het ervaren van een slechte gezondheidstoestand door ouderen één van de sterke indicatoren te zijn, wat eerder onderzoek ondersteunt (Röttger et al., 2016; Connolly en Wren, 2017; Chaupain-Guillot en Guillot, 2015). Zoals Chaupain-Guillot en Guillot (2015) uitleggen, kan een slechte gezondheidstoestand leiden tot een hogere behoefte aan gezondheidszorg en kan daardoor de kans vergroten dat men afziet van doktersbezoeken/geneesmiddelen vanwege de kosten. Volgens dezelfde redenering kan de positieve associatie tussen het hebben van meerdere gezondheidsaandoeningen en de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en doktersbezoeken worden verklaard aan de hand van de odds ratio's van respectievelijk 3,1 en 1,9.

Het is interessant om ook andere indicatoren van behoefte te gebruiken, aangezien het zelfgerapporteerde niveau van zorgbehoeften van mensen gebaseerd kan zijn op hun perceptie en verwachtingen van essentiële zorginterventies en zorgsystemen (Connolly

en Wren, 2017; Chaupain-Guillot en Guillot, 2015). Het subjectieve proces van het bepalen van zorgbehoeften en het zoeken van medische hulp kan worden beïnvloed door cultuur of nationale gezondheidszorgsystemen.

Daarnaast heeft het gebruik van meerdere geneesmiddelen een sterk positief effect op niet alleen de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen, maar ook de onvervulde behoeften voor doktersbezoeken. Uit het onderzoek blijkt dat mensen die meerdere geneesmiddelen gebruiken bijna twee keer zo vaak afzien van een doktersbezoek vanwege de kosten, vergeleken met mensen die geen geneesmiddelen gebruiken. De bevinding suggereert ook dat hoge uitgaven aan geneesmiddelen mensen kunnen aanzetten tot gedragsverandering in het gebruik van andere soorten gezondheidszorg, zoals doktersbezoeken. Het potentiële keteneffect benadrukt dat een beleid dat gericht is op één specifiek onderdeel van de gezondheidszorg, ontworpen en geëvalueerd moet worden rekening houdend met het effect ervan op andere onderdelen van de gezondheidszorg.

Wat betreft de status op de arbeidsmarkt valideert deze studie de positieve associatie tussen werkloosheid en onvervulde behoeften voor doktersbezoeken en geneesmiddelen vanwege de kosten, wat in lijn is met bevindingen uit eerdere studies (Lindstrom et al., 2017; Kaminska en Wulfgramm, 2019). Volgens de analyse leidt werkloosheid tot meer onvervulde behoeften bij het gebruik van geneesmiddelen dan bij doktersbezoeken. Een andere interessante bevinding is dat er geen significant effect is van pensionering op beide soorten onvervulde behoeften. Dat zou kunnen betekenen dat de socialezekerheids- en/of pensioenstelsels in de EU-landen goed functioneren en hebben voorkomen dat gepensioneerden afzien van medische goederen en diensten vanwege de financiële lasten. Wat betreft de oudere bevolking die langdurig ziek is of een handicap heeft, lijken hun onvervulde behoeften voor geneesmiddelen vanwege de kosten significant hoger dan voor de oudere bevolking met een baan, terwijl er geen verschil is gevonden tussen de twee groepen in onvervulde behoeften voor doktersbezoeken. Dit wijst erop dat de combinatie van kwetsbaarheden op oudere leeftijden de toegang tot geneesmiddelen om financiële redenen kan belemmeren.

Tot slot laten de bevindingen van dit onderzoek zien dat er geen significant effect is van een aanvullende ziekteverzekering op de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en doktersbezoeken vanwege de kosten. Dit komt niet overeen met conclusies uit eerder onderzoek van Tumin et al. (2018) en Connolly en Wren (2017). Dit zou het gevolg kunnen zijn van de hoge correlatie tussen het hebben van een aanvullende verzekering en het hebben van een hoog inkomen. Als alleen mensen in de kwintielen met een hoog inkomen een aanvullende ziekteverzekering hebben, kan het effect daarvan worden geabsorbeerd door het effect van het inkomen. Bovendien verschilt de mate waarin een land afhankelijk is van particuliere verzekeringen om de uitgaven voor gezondheidszorg te financieren van land tot land. Als gevolg hiervan kan het land- of institutionele effect hier ook een rol hebben gespeeld, waardoor verdere studie nodig is om deze dynamiek volledig te begrijpen.

6. CONCLUSIE EN BEPERKINGEN

Dit onderzoek bestudeert het effect van de last van eigen bijdragen, van variabelen met betrekking tot economisch vermogen, gezondheidsgerelateerde en socio-demografische variabelen op de onvervulde behoefte van de oudere bevolking aan geneesmiddelen en doktersbezoeken (huisarts en specialisten) om financiële redenen in de EU-landen. Hoewel de onvervulde zorgbehoeften onder ouderen daalde van 5% in 2004 tot 2,5-3,4% in 2017, stellen we vast dat in het laagste inkomenskwintiel de impact van de last van eigen bijdragen op de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en voor doktersbezoeken significant is.

De bevindingen tonen aan dat ondanks de bestaande financiële beschermingsmechanismen, onder de oudere bevolking mensen met een hoge last van eigen bijdragen, een laag inkomen, geen baan, een slechte gezondheidstoestand en hogere medische behoeften nog steeds afzien van het gebruik van medische goederen en diensten vanwege de kosten. In het bijzonder lijken de effecten van de last van eigen bijdragen, inkomen en werkstatus prominenter aanwezig in de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen dan in die voor doktersbezoeken, wat duidt op een minder gelijke toegang tot geneesmiddelen.

Wat de vergelijking tussen EU-landen betreft, kan een laag percentage onvervulde zorgbehoeften in de bevolking in het algemeen de moeilijke toegang tot gezondheidszorg voor lage inkomensgroepen verbergen. Dit is wat we hebben vastgesteld voor het Middellandse Zeegebied en enkele Oost-Europese landen. Maar ook in hoge inkomenskwintielen was de impact van een hoge last van eigen bijdragen op de onvervulde zorgbehoeften significant. Dat betekent dat niet alleen de mediterrane landen, maar ook de continentale landen waakzaam moeten blijven en inspanningen moeten leveren om een universele dekking van de gezondheidszorg voor alle burgers te garanderen. Gezien deze bevindingen wordt aanbevolen dat elk EU-land beoordeelt in hoeverre het huidige gezondheidsbeleid en de financiële beschermingsinstrumenten zorgen voor een gelijke toegang tot gezondheidszorg voor de oudere bevolking, vooral die met beperkte middelen en grotere gezondheidsproblemen.

Ondanks de interessante bevindingen en beleidsimplicaties die deze paper aan het licht brengt, zijn er een paar belangrijke beperkingen van deze studie. Ten eerste beschrijft deze landenanalyse het effect van verschillende nationale gezondheidszorgsituaties op de onvervulde zorgbehoeften. Het statische model geeft echter geen informatie over het tijdsvariërende verband tussen de last van eigen bijdragen en onvervulde zorgbehoeften. Aangezien veel EU-landen de eigen bijdragen na de financiële crisis hebben ingevoerd of verhoogd, zou een analyse met paneldata een interessantere dynamiek tussen de variabelen in de loop van de tijd aan het licht kunnen brengen. Dit zou ons ook in staat stellen om de paneldatastructuur van de gegevens te benutten door te experimenteren met vaste effecten voor het land. Ten tweede zijn de Oost-Europese landen ondervertegenwoordigd in de steekproef van deze studie. Enkel respondenten uit twee landen, Tsjechië en Polen, beantwoordden vragen over onvervulde zorgbehoeften in golf 7. Verder onderzoek met meer steekproeven uit Oost-Europese landen is nodig. Ten derde zijn de inkomenskwintielen in deze studie gebaseerd op de gepoolde steekproef uit alle landen en weerspiegelen ze niet de inkomensverdeling binnen elk land. Om het effect van inkomen nauwkeuriger te

bepalen, wordt verder onderzoek aanbevolen met de inkomenskwintielen afzonderlijk per land. Tot slot zullen meer waarnemingen voor onvervulde zorgbehoeften in de toekomst helpen om dit gebied beter te onderzoeken en een nauwkeurigere analyse mogelijk te maken.

Om de beleidsvorming te verbeteren, vinden we het interessant om de gevolgen van de correlatie tussen de onvervulde behoeften voor geneesmiddelen en de onvervulde behoeften voor doktersbezoeken verder te onderzoeken. Om een voorschrift voor geneesmiddelen te verkrijgen, is eerst een consult met een huisarts of specialist vereist. Als een patiënt zich geen doktersbezoek kan veroorloven en dus geen voorschrift voor een geneesmiddel krijgt, zou dit automatisch kunnen leiden tot een onvervulde behoefte voor geneesmiddelen. Daarom zou het belangrijk zijn om te onderzoeken hoe de onvervulde behoefte voor geneesmiddelen kan worden verminderd wanneer de oudere bevolking betere toegang heeft tot doktersbezoeken.

BIBLIOGRAFIE

Baji, P., Boncz, I., Jenei, G. en 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: 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. Data set. 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). Geraadpleegd via <http://www.healtheconomicsreview.com/content/4/1/36>, 2014.

Chaupain-Guillot, S. en 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. en 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]*. Geraadpleegd op 28.11.2021 via Eurostat: Statistics Explained: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Healthcare_activities_statistics_-_consultations#Consultations_of_doctors, augustus 2020.

Eurostat, Expenditure for selected health care functions by health care financing schemes [Eurostat]. Geraadpleegd op 02.01.2022 via https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=hlth_sha11_hchf&lang=en, 1 december 2021.

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

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

Francesca, C., Hans-Georg, E. en 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: 10.1056/NEJMp1209034, 2021.

Giovanella, L. en 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. en Lampert, T., Health system characteristics and unmet care needs in Europe: an analysis based

on EU-SILC data. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(1127). DOI: 10.3390/ijerph14101127, 2017.

Hossein, Z. en 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. en Jin, H., *IMF WORKING PAPERS: Healthcare Reform in Greece: Progress and Reform Priorities*. International Monetary Fund. Geraadpleegd via <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. en 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. en 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. en 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. en 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. Geraadpleegd via <http://www.biomedcentral.com/1471-2296/13/66>, 2012.

Lindström, C., Rosvall, M. en 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. en 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., ... 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. en McKee, M., *Health Policy Responses to the Financial Crisis in Europe*. Denemarken: WHO Regional Office for Europe. Geraadpleegd via https://serval.unil.ch/resource/serval:BIB_349FC3BFEA78.P001/REF.pdf, 2012.

OECD Statistics, *Health: Health expenditure and financing*. Geraadpleegd op 14.05.2022 via OECD Statistics: <https://stats.oecd.org>, november 2021.

OECD/EU, *Health at a Glance: Europe 2020: State of Health in the EU Cycle*. Parijs: 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*. Parijs / European Observatory on Health Systems and Policies, Brussel: OECD Publishing. Geraadpleegd op 07.01.2022 via <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/4ab8ea73-en.pdf?expires=1641676137&id=id&accname=guest&checksum=AC03E2CA63FD505B08329DEB10255666>, 2021.

Piette, J. D., Heisler, M. en 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. en McDaid, D., Austerity and health in Europe. *Health Policy*(113), 13-19, 2013.

Röttger, J., Blümel, M., Köppen, J. & 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. en 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*. Geraadpleegd op 24.03.2022 via 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. en Tumin, R., Local Income Inequality, Individual Socioeconomic Status, and Unmet Healthcare Needs in Ohio, USA. *Health Equity*, 2.1, 37-44. DOI: 10.1089/heq.2017.0058, 2018.

Vogler, S., Dedet, G. en 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*. Barcelona: The WHO Barcelona Office. Geraadpleegd via <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/311654/9789289054058-eng.pdf?sequence=1&isAllowed=y>, 2019.

World Health Organization, *WHO*. Geraadpleegd op 02.01.2021 via 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").

INHOUDSTAFEL

HET EFFECT VAN EIGEN BIJDRAGEN OP DE INKOMENSGERELATEERDE ONGELIJKHEID OP HET VLAK VAN ONVERVULDE ZORGBEHOEFTE IN DE EU-LANDEN

1.	INLEIDING	453
2.	LITERATUUROVERZICHT OVER DE DETERMINANTEN VAN ONVERVULDE ZORGBEHOEFTE	456
2.1.	FACTOREN MET BETREKKING TOT ECONOMISCHE DRAAGKRACHT EN EIGEN BIJDRAGEN	456
2.2.	GEZONDHEIDSGERELATEERDE FACTOREN	458
3.	GEGEVENS EN METHODEN	458
3.1.	GEGEVENS EN STEEKPROEF	458
3.2.	VARIABLEN	458
3.3.	STATISTISCHE ANALYSE	459
4.	RESULTATEN	460
4.1.	BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN	460
4.2.	BINAIRE LOGISTISCHE REGRESSIEANALYSE	465
5.	DISCUSSIE	473
6.	CONCLUSIE EN BEPERKINGEN	475
	BIBLIOGRAFIE	477

LIJST VAN TABELLEN EN FIGUREN

TABEL 1:	BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN VOOR ONAFHANKELIJKE VARIABLEN VOOR DE TOTALE STEEKPROEF, ONVERVULDE BEHOEFTE VOOR GENEESMIDDELEN EN ONVERVULDE BEHOEFTE VOOR DOKTERSBEZOeken VANWEGE DE KOSTEN	461
TABEL 2:	ONVERVULDE ZORGBEHOEFTE GERAPORTEERD DOOR HET 1STE INKOMENSKWINTIEL PER LAND	464
TABEL 3:	ONVERVULDE BEHOEFTE VOOR GENEESMIDDELEN: 4 SPECIFICATIES VAN DE BINAIRE LOGISTISCHE REGRESSIEANALYSE: COEFFICIENTEN EN ODDS RATIO'S	466
TABEL 4:	ONVERVULDE BEHOEFTE VOOR DOKTERSBEZOeken: BINAIRE LOGISTISCHE REGRESSIEANALYSE IN 4 FASEN: COEFFICIENTEN EN ODDS RATIO'S	470
FIGUUR 1:	MEDIANE SOM VAN EIGEN BIJDRAGEN EN LAST VAN EIGEN BIJDRAGEN NAAR INKOMEN IN 2017	465