

WAT ZIJN DE BEPALENDE FACTOREN VOOR DE GEOGRAFISCHE VERSCHILLEN IN DE INVALIDITEITSGRAAD IN BELGIË?¹

DOOR | OCTAVE DE BROUWER EN ILAN TOJEROW

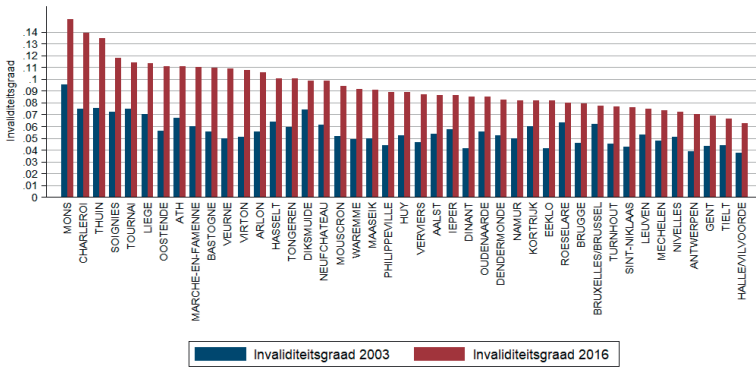
DULBEA, SBS – EM, Université libre de Bruxelles

1. INLEIDING

Met een invaliditeitsgraad² van 8,87% bereikte België in 2016 een historisch hoge graad. De toename ervan sinds 15 jaar is een verontrustend fenomeen, zowel vanwege de economische kosten als vanwege de maatschappelijke vragen die het oproept. Hoewel er recent veel maatregelen zijn genomen om het fenomeen te beperken, zijn de oorzaken van deze snelle toename nog steeds slecht gekend. Deze studie stelt voor om een bijzonder belangrijke dimensie van de invaliditeit in België te belichten, namelijk de geografische heterogeniteit ervan. Zoals blijkt uit figuur 1 zijn de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad immers groot en vertonen ze geen convergerende trajecten in het afgelopen decennium.

(1) Dit artikel werd opgesteld met financiële steun van de Federale Overheidsdienst Sociale Zekerheid in het kader van de onderzoeksovereenkomst "Onderzoek naar de redenen van de verschillen tussen arrondissementen op het vlak van de erkenning van invaliditeit".

(2) In dit hele document wordt de invaliditeitsgraad gedefinieerd als het aantal invaliden gedeeld door het aantal voor vergoeding in aanmerking komende houders waarvan de bruggepensioneerden worden afgetrokken (VH-brug). Bruggepensioneerden zijn immers voor vergoeding in aanmerking komende houders voor wie de waarschijnlijkheid om in invaliditeit te treden, onbestaande is, omdat ze al een gunstiger financieel stelsel genieten.

FIGUUR 1: GEOGRAFISCHE SPREIDING VAN DE INVALIDITEITSGRAAD 2003-2016 – WERKNEMERS

Bronnen: RIZIV-gegevens en eigen berekeningen.

Vanuit dit perspectief zullen we eerst de verschillende factoren identificeren die aan de oorsprong liggen van de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad in België. Zodra deze factoren geïdentificeerd zijn, zullen we beoordelen in welke mate zij de geografische variatie in de invaliditeitsgraad kunnen verklaren. In deze studie zullen we ons richten op het stelsel van de werknemers en de werkzoekenden, dus niet op de zelfstandigen. Hoewel er geografische verschillen bestaan in de invaliditeitsgraad bij de zelfstandigen, zijn deze immers in de loop van de tijd stabiel gebleven. Bovendien is de invaliditeitsgraad bij zelfstandigen relatief laag in bijna alle arrondissementen terwijl grote verschillen qua niveaus en trajecten worden vastgesteld bij de werknemers.

In deze studie voeren we statistische analyses uit op twee niveaus. Ten eerste wordt een macro-economische analyse op gemeentelijk niveau uitgevoerd om de sociaal-economische factoren te bepalen die de lokale invaliditeitsgraad beïnvloeden. Ten tweede wordt een analyse op individueel niveau uitgevoerd op basis van een representatieve steekproef van de Belgische bevolking met het doel om het effect van in een bepaald arrondissement te wonen op de waarschijnlijkheid om in invaliditeit te treden, te beoordelen door te controleren op een groot aantal individuele kenmerken.

Beide analyses zijn complementair in de zin dat de macro-economische analyse (op gemeentelijk niveau) wordt uitgevoerd op voorraden (hier de invaliditeitsgraad),

terwijl de micro-economische analyse (op individueel niveau) wordt uitgevoerd op stromen (hier de individuele waarschijnlijkheid om in invaliditeit te treden). Bovendien zullen de econometrische methoden die in elke analyse worden gebruikt, aanzienlijk verschillen. In de macro-economische analyse zullen we de econometrische methoden van de paneldata (het 'pooled OLS'-model en het 'fixed effects'-model) gebruiken door het effect van een reeks sociaaleconomische variabelen en een vast arrondissementseffect op de gemeentelijke invaliditeitsgraad te analyseren. Ten eerste zal deze analyse het mogelijk maken te bepalen welke sociaaleconomische kenmerken van invloed zijn op de lokale invaliditeitsgraad. Ten tweede zullen we bestuderen hoe de arrondissementseffecten evolueren wanneer we geleidelijk de verklarende variabelen in het model opnemen. Op deze manier kunnen we het deel van de heterogeniteit van de arrondissementseffecten meten dat te wijten is aan een verschillende samenstelling van de bevolking wat betreft waarneembare eigenschappen en het deel van de heterogeniteit dat onverklaard blijft door het model. In de micro-economische analyse zal een lineair waarschijnlijkheidsmodel worden gebruikt om de individuele waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit in de loop van een periode van twee jaar te schatten. Deze waarschijnlijkheid zal afzonderlijk worden geschat voor elk arrondissement. Het opnemen van de individuele kenmerken in het model zal het mogelijk maken de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit in elk arrondissement te schatten door de effecten van de bevolkingssamenstelling te elimineren (dat wil zeggen door aan te nemen dat de waarneembare individuele kenmerken homogeen verdeeld zijn tussen alle arrondissementen).

Verschuillende interessante resultaten komen uit deze studie naar voren. Ten eerste laten we zien dat de geografische verschillen niet op bevredigende wijze kunnen worden verklaard door de verschillen in de leeftijdsopbouw, de verhouding mannen/vrouwen of de verhouding bedienden/arbeiders. Ten tweede bestaat er een negatieve voorwaardelijke correlatie tussen de temporele evolutie van de werkloosheidsgraad en de temporele evolutie van de invaliditeitsgraad. Als al het overige gelijk is, leidt een toename (afname) van de werkloosheidsgraad met één procentpunt immers tot een afname (toename) van de invaliditeitsgraad met 0,247 procentpunten. Dit resultaat, samen met de waarneming dat er bij de werklozen een sterke toename is in hun graad van intrede in invaliditeit, wijst erop dat er een transfer van een deel van de werklozen naar het invaliditeitsstelsel heeft plaatsgevonden in de loop van de periode die door deze studie wordt bestreken. Ten derde, op individueel niveau, is de situatie ten aanzien van de arbeidsmarkt (namelijk het feit werkloos te zijn, het aantal voorafgaande kwartalen van werkloosheid of het jaarkomen) evenzeer de belangrijkste oorzaak van overgang naar het invaliditeitsstelsel als de belangrijkste waarneembare factor die de geografische verschillen in de waarschijnlijkheid om

in invaliditeit te treden verklaart. Hoewel ons model de geografische verschillen in de waarschijnlijkheid om in invaliditeit te treden relatief goed kan verklaren voor de arrondissementen tussen het eerste en derde kwartiel, kan het, ten slotte, de uiterste waarden bovenaan en onderaan in de geografische spreiding niet goed verklaren. Terwijl ons model de geografische verschillen in de graad van intrede in invaliditeit verklaart voor de ziekten buiten psychische stoornissen en ziekten van het bewegingsstelsel, verklaart dit bovendien niet voldoende de geografische verschillen die voor deze twee ziektegroepen worden waargenomen. Dit resultaat wijst erop dat andere niet-waargenomen factoren een aanzienlijke invloed hebben op de graad van intrede in invaliditeit voor deze twee ziektegroepen.

De structuur van het artikel is als volgt. Ten eerste geven we een beschrijving van de invaliditeitssituatie in België om een totaalbeeld te hebben van het onderwerp. Ten tweede bespreken we de verklarende factoren van de invaliditeitsgraad die al in de wetenschappelijke literatuur zijn bestudeerd. Ten derde beschrijven we de gegevens van onze steekproeven en stellen we een aantal feiten vast met betrekking tot de geografische spreiding van de invaliditeitsgraad. Ten vierde beschrijven we de resultaten van de macro-economische en micro-economische analyse. Ten slotte trekken we onze conclusies.

2. DE INVALIDITEITSSITUATIE IN BELGIË

Voordat we beginnen aan meer diepgaande statistische analyses, is het belangrijk om de belangrijkste aspecten van de invaliditeit in België te identificeren. Daarvoor bieden we een aantal beschrijvende statistieken die zijn samengesteld op basis van gegevens van het Rijksinstituut voor ziekte- en invaliditeitsverzekering (RIZIV).³ We concentreren ons hier op 4 dimensies, namelijk het type ziekte, de leeftijd, het geslacht en het statuut van bediende/arbeider.

Twee ziektegroepen maken het overgrote deel van het invalidenbestand uit, namelijk psychische stoornissen en ziekten van het bewegingsstelsel en het bindweefsel.⁴ Deze twee ziektegroepen alleen al waren goed voor 65% van het totale aantal invaliden in 2015 en kenden ook de snelste toenames in de periode 2006-2015, met respectievelijk +73% voor psychische stoornissen en

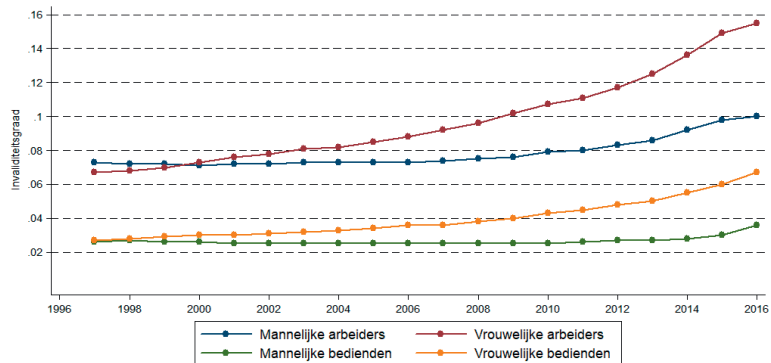
(3) Opgemerkt moet worden dat er andere beschrijvende analyses zijn uitgevoerd in de jaarverslagen van het RIZIV en door de Nationale Bank van België (NBB) (Saks, 2017).

(4) Het RIZIV past een indeling van de invaliden in 17 ziektegroepen toe.

+89% voor ziekten van het bewegingsstelsel en het bindweefsel. Interessant is dat deze twee ziektegroepen ook domineren in de meeste andere landen van de Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling (OESO) (OESO, 2010).

Zoals blijkt uit figuur 2, is de toename van de invaliditeitsgraad in de afgelopen vijftien jaar voorts grotendeels het gevolg van een toename van de invaliditeitsgraad van vrouwen en in het bijzonder van vrouwen met het statuut van arbeidsters.⁵ De groep met de kleinste toename is die van de mannelijke bedienden, hoewel er sinds 2008 een lichte stijging wordt vastgesteld.

FIGUUR 2: EVOLUTIE VAN DE INVALIDITEITSGRAAD PER GESLACHT EN SOCIAAL STATUUT



Bronnen: RIZIV-gegevens en eigen berekeningen. Opmerking: de invaliditeitsgraad wordt gedefinieerd als het aantal invaliden gedeeld door het aantal voor vergoeding in aanmerking komende houders waarvan de brugpensioneerden worden afgetrokken (VH-brug).

(5) Opgemerkt moet worden dat deze indeling is opgesteld door het RIZIV en geen onderscheid maakt tussen werkzoekenden en werknemers. Werklozen worden dus ingedeeld op basis van het laatste beroep vóór de werkloosheid.

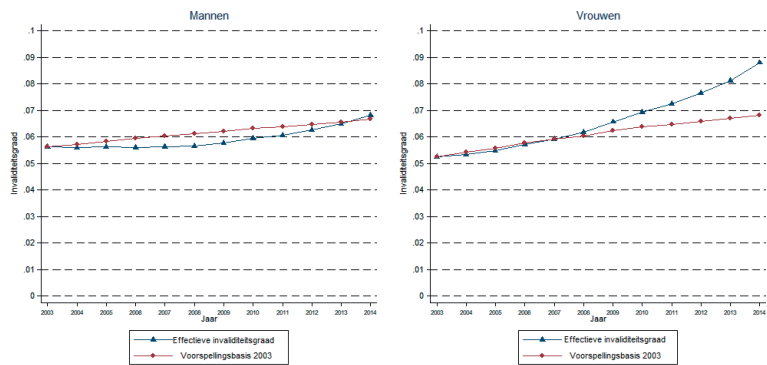
Om te berekenen welk aandeel van de toename van het totale invaliditeitspercentage verband houdt met de toename van het invaliditeitspercentage van de arbeidsters, hebben we de “shift-share”-methode gebruikt. Deze methode maakt het mogelijk de evolutie van de totale invaliditeitsgraad te ontleden in een intragroepseffect (evolutie van de invaliditeitsgraad binnen elke werknemersgroep) en een intergroepseffect (evolutie van het relatieve aandeel van elke werknemersgroep in de beroepsbevolking).⁶ Uit deze analyse blijkt dat 80% van de toename van de invaliditeitsgraad tussen 2003 en 2014 te wijten is aan de toename van de invaliditeitsgraad bij vrouwen, waarvan 50% voor de arbeidsters en 30% voor de vrouwelijke bedienden. Met andere woorden, het is niet de toename van het aandeel vrouwen (met een hogere gemiddelde invaliditeitsgraad) die de toename van de nationale invaliditeitsgraad heeft veroorzaakt, maar de sterke toename van de invaliditeitsgraad bij de vrouwen en in het bijzonder bij de arbeidsters.

Een belangrijke component van het risico van intrede in invaliditeit is uiteraard de leeftijd. Enerzijds is leeftijd een belangrijke bepalende factor om het risico van gezondheidsproblemen te ondervinden en anderzijds verergert de leeftijd de verschillen in het gezondheidsniveau tussen verschillende bevolkingsgroepen met verschillende levensomstandigheden. Om de rol van de vergrijzing van de bevolking in de invaliditeitsgraad te bestuderen voor verschillende werknemersgroepen, hebben we gebruik gemaakt van een oefening waarbij de evolutie van de effectieve invaliditeitsgraad wordt vergeleken met de invaliditeitsgraad die zou worden waargenomen als de invaliditeitsgraad binnen elke leeftijdsgroep constant was gebleven. Met andere woorden: we construeren de hypothetische evolutie van de invaliditeitsgraad in het geval dat alleen de samenstelling van de leeftijdsopbouw zou zijn veranderd in de loop van de bestudeerde periode. Figuur 3 toont het resultaat van deze oefening, waarbij het jaar 2003 als referentie wordt genomen. We nemen opnieuw belangrijke verschillen waar tussen de mannen en de vrouwen. Bij de mannen zien we immers dat de invaliditeitsgraad in 2014 vrijwel gelijk is aan de hypothetische graad geconstrueerd op basis van het jaar 2003. Een eenvoudige berekening toont dat de evolutie van de leeftijdsopbouw 88,2% van de toename van de invaliditeitsgraad in de beschouwde periode kan verklaren voor de mannen. Met andere woorden, de vergrijzing van de bevolking vormt de belangrijkste factor in de toename van de invaliditeitsgraad bij de mannen. Voor de vrouwen zien we daarentegen dat er tussen 2007 en 2008 een loskoppeling van de effectieve invaliditeitsgraad is opgetreden. Onze berekeningen geven aan dat slechts 43,4%

(6) We beschrijven de resultaten die met deze methode zijn verkregen in de bijlage (Bijlage 1).

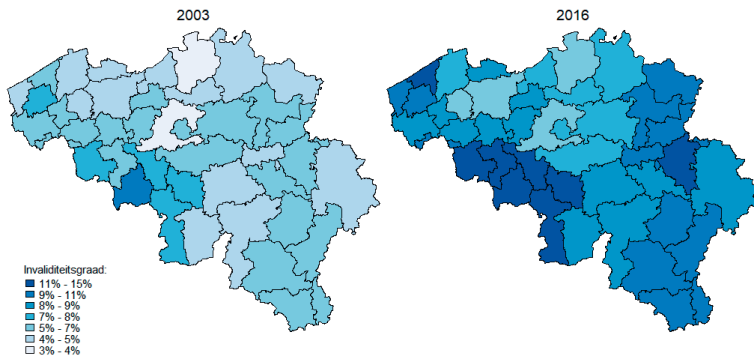
van de toename van de invaliditeitsgraad kan worden verklaard door de evolutie van de leeftijdsopbouw. Met andere woorden, de vergrijzing van de bevolking verklaart de toename van de invaliditeitsgraad bij de vrouwen slechts gedeeltelijk.

FIGUUR 3: VERGELIJKING VAN DE EFFECTIEVE EN VOORSPELDE INVALIDITEITSGRAAD OP BASIS VAN HET JAAR 2003



Bronnen: RIZIV-gegevens en eigen berekeningen.

Om een beeld te krijgen van de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad in België, brengt figuur 4 de invaliditeitsgraad in België in 2003 en 2016 in kaart. We zien op deze kaart dat, hoewel er in 2003 al geografische verschillen bestonden, deze in de periode 2003-2016 groter zijn geworden. De laagste invaliditeitsgraad wordt waargenomen in de arrondissementen Halle-Vilvoorde, Tielt en Gent. In de periode 2003-2016 hebben deze arrondissementen bovendien een beperkte toename van de invaliditeitsgraad gekend. De arrondissementen Henegouwen, Luik en in mindere mate Oostende hebben de hoogste invaliditeitsgraad. Figuur 1 toont in het bijzonder dat de arrondissementen Bergen (15%), Charleroi (13,9%) en Thuin (13,5%) een invaliditeitsgraad hebben die ruim boven het nationale gemiddelde ligt.

FIGUUR 4: KAART VAN DE INVALIDITEITSGRAAD IN 2003 EN 2016

Bronnen: RIZIV-gegevens en eigen berekeningen.

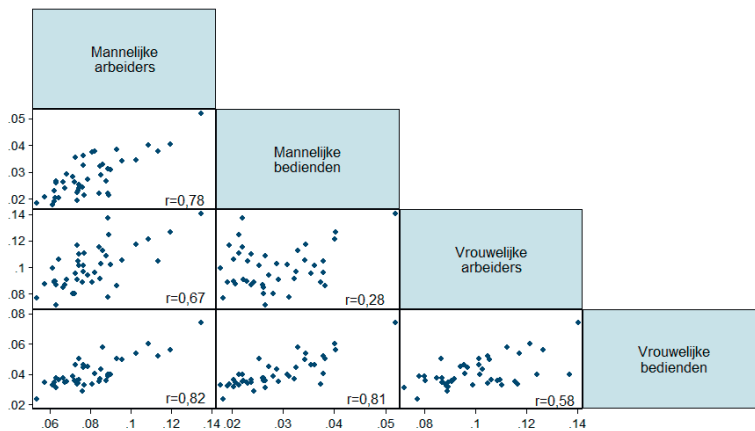
We bestuderen nu hoe de eerder bestudeerde factoren (leeftijd, sociaal statuut, verhouding mannen/vrouwen) de verschillen in de invaliditeitsgraad tussen de arrondissementen beïnvloeden. Daarvoor gaan we enerzijds over tot een analyse van de correlaties tussen de invaliditeitsgraad per arrondissement voor de verschillende werknemersgroepen (per geslacht, sociaal statuut en type ziekte) en anderzijds tot een standaardisatie van de invaliditeitsgraad per leeftijd, geslacht en sociaal statuut.⁷

Figuur 5 laat zien dat de invaliditeitscijfers per arrondissement in de verschillende werknemersgroepen (per geslacht en sociaal statuut) sterk onderling gecorreleerd zijn. Alleen de relatie tussen de mannelijke bedienden en de arbeidsters lijkt zwakker te zijn ($r=0,28$), wat erop wijst dat sommige arrondissementen een hoge invaliditeitsgraad kunnen hebben bij de eerstgenoemden en een lage invaliditeitsgraad bij de laatstgenoemden. De hoge correlatie in de andere groepen wijst erop dat

(7) De standaardisatie van de invaliditeitsgraad bestaat uit het vergelijken van de invaliditeitsgraad tussen de arrondissementen, ervan uitgaande dat ze een gelijk aandeel werknemers van elke groep bevatten. Standaardisatie bestaat hier dus uit het beschouwen van gelijke aandelen in leeftijds groepen, geslacht en sociaal statuut.

er een arrondissementseffect is dat de verschillende werknemersgroepen gemeen hebben.

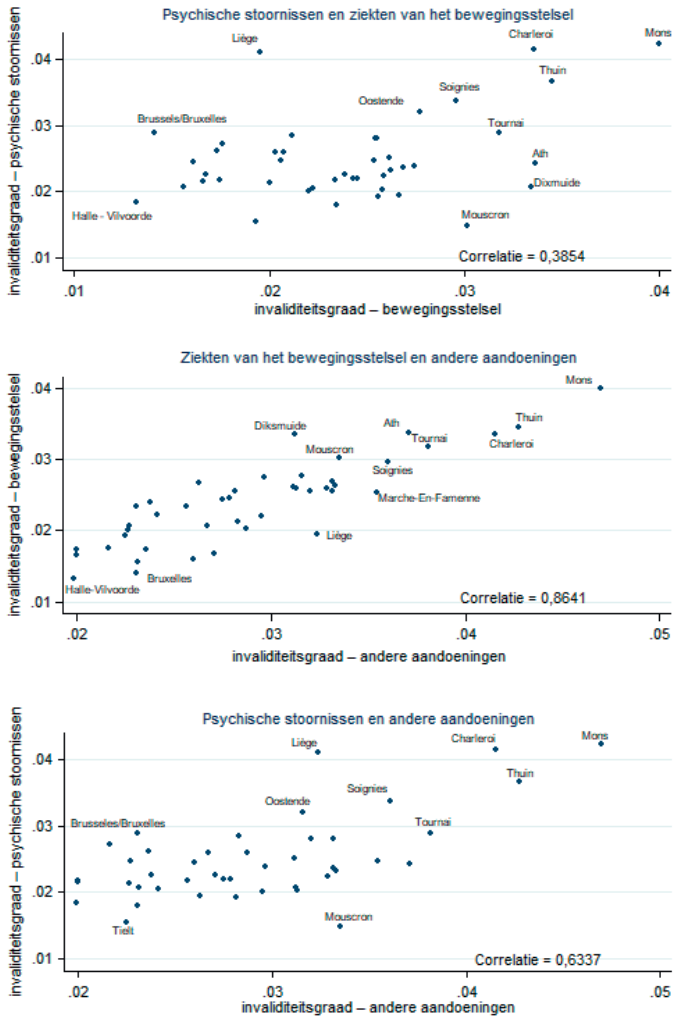
FIGUUR 5: CORRELOGRAM VAN DE INVALIDITEITSGRAAD PER GESLACHT EN TYPE OVEREENKOMST



Bronnen: RIZIV-gegevens en eigen berekeningen.

Door dezelfde correlatieoefening uit te voeren voor de verschillende ziektegroepen, verkrijgen we vergelijkbare resultaten, namelijk dat de lokale invaliditeitscijfers voor verschillende ziektegroepen sterk onderling gecorreleerd zijn. Slechts enkele waarnemingen vallen op in de groep psychische stoornissen, namelijk Luik en (in mindere mate) Brussel, waar de invaliditeitsgraad in de groep psychische stoornissen bijzonder hoog is vergeleken met de andere ziektegroepen, en Moeskroen, waar deze laatste bijzonder laag is.

FIGUUR 6: CORRELATIES VAN DE INVALIDITEITSGRAAD VOOR VERSCHILLENDE ZIEKTEGROEPEN



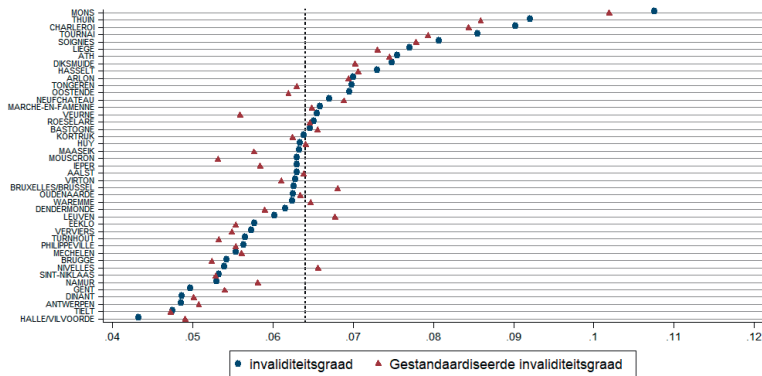
Bronnen: RIZIV-gegevens en eigen berekeningen.

Figuur 7 toont de variatie tussen de arrondissementen in de waargenomen gestandaardiseerde invaliditeitsgraad.⁸ Om ons niet op een jaar in het bijzonder te concentreren, hebben we hier het gemiddelde van de effectieve en gestandaardiseerde invaliditeitsgraad voor de periode 2005-2013 weergegeven. De verticale stippellijn geeft het algemene gemiddelde weer. Deze grafiek toont een heterogeniteit in de manier waarop de arrondissementen reageren op de standaardisatie. Voor sommige arrondissementen (Nijvel, Leuven en Brussel) ligt de gestandaardiseerde invaliditeitsgraad immers ver boven de effectieve invaliditeitsgraad. Voor andere arrondissementen (Ieper, Moeskroen, Maaseik, Veurne, Oostende en Tongeren) ligt de invaliditeitsgraad ver onder de effectieve graad. Voor deze arrondissementen speelt de samenstelling van de beroepsbevolking wat betreft leeftijdsopbouw, verhoudingen mannen/vrouwen en bedienden/arbeiders een belangrijke rol in de lokale invaliditeitsgraad. Voor het overgrote deel van de arrondissementen vermindert de standaardisatie echter slechts gedeeltelijk de afwijkingen van het gemiddelde.⁹ Dit toont aan dat voor de meeste arrondissementen de verschillen in leeftijdsopbouw, verhoudingen mannen/vrouwen en bedienden/arbeiders slechts een klein deel van hun afwijking van het nationale gemiddelde verklaren. Er moeten dus nog andere factoren geïdentificeerd worden.

(8) Meer in het bijzonder bestaat de directe standaardisatiemethode erin het effect van de verschillen tussen arrondissementen wat betreft leeftijdsopbouw van de bevolking weg te nemen. Om dat te doen, wordt voor elk arrondissement een hypothetische invaliditeitsgraad berekend, ervan uitgaande dat de leeftijdsopbouw, het aantal mannen en vrouwen evenals het aantal bedienden en arbeiders in alle arrondissementen dezelfde zijn. Formeel hebben we: $Taux_{invstandard_i} = \frac{\sum_{i=1}^n taux_{invik} * \overline{Tl}_i}{\overline{Tl}}$ waarin i staat voor de leeftijdsgroep en de werknemersgroep (bv. mannelijke arbeider van 40-44 jaar), k staat voor het arrondissement en \overline{Tl}_i staat voor het gemiddelde aantal voor vergoeding in aanmerking komende houders van de groep i per arrondissement in België. Met andere woorden, deze formule gaat ervan uit dat elk arrondissement een vergelijkbaar aantal voor vergoeding in aanmerking komende houders heeft in elk geslacht, elk sociaal statuut en elke leeftijdsgroep.

(9) Bijvoorbeeld: de invaliditeitsgraad van Bergen gaat van 10,8% naar 10,2%, waarbij de afwijking van het gemiddelde even groot blijft.

FIGUUR 7: EFFECTIEVE EN GESTANDAARDISEERDE INVALIDITEITSGRAAD PER LEEFTIJD, GESLACHT EN SOCIAAL STATUUT



Kortom, in dit beschrijvende deel hebben we verschillende belangrijke aspecten van invaliditeit in België kunnen tonen. Ten eerste is er een stijgende trend in alle arrondissementen. Deze trend is vooral uitgesproken bij de vrouwen en in het bijzonder bij de vrouwen met het statuut van arbeidsters. Terwijl de vergrijzing van de bevolking 88% van de toename van de invaliditeitsgraad bij de mannen tussen 2003 en 2014 verklaart, verklaart deze bovendien slechts 43% van de toename bij de vrouwen. Verder zijn bij de verschillende invaliderende ziekten psychische stoornissen en ziekten van het bewegingsstelsel het meest vertegenwoordigd; ze zijn goed voor 65% van het totale aantal gevallen van invaliditeit. Wat de geografische dimensie betreft, hebben we vastgesteld dat de hoge invaliditeitsgraad geconcentreerd is in bepaalde geografische gebieden, namelijk in Henegouwen en in mindere mate in Luik, Limburg en West-Vlaanderen. We hebben vervolgens vastgesteld dat de invaliditeitscijfers van de verschillende werknemersgroepen in elk arrondissement sterk onderling gecorreleerd zijn (met uitzondering van de mannelijke bedienden en de arbeidsters). De invaliditeitscijfers per type ziekte zijn ook onderling gecorreleerd, op enkele uitzonderingen na. Door de standaardisatiemethode toe te passen, hebben we ten slotte vastgesteld dat de samenstelling van de beroepsbevolking op het vlak van leeftijd, verhouding mannen/ vrouwen en statuut bediende/arbeider, een belangrijke rol speelt voor een minderheid van de arrondissementen. Voor de grote meerderheid van de arrondissementen speelt dit samenstellingseffect slechts een beperkte rol. Andere te identificeren factoren spelen dus een belangrijke rol in de lokale invaliditeitsgraad.

3. OVERZICHT VAN DE LITERatuur

Voordat we onze econometrische analyses beschrijven, bespreken we in dit deel de huidige wetenschappelijke kennis over de bepalende factoren van invaliditeit. Het doel is hier een kader te bieden om te begrijpen hoe geografische verschillen in de invaliditeitsgraad kunnen optreden en zo variabelen te identificeren om in onze econometrische analyses op te nemen. Opgemerkt moet worden dat het aantal studies met Belgische gegevens erg laag is, dus zullen we ons concentreren op studies in andere landen, met name in de Verenigde Staten, Noorwegen, Zweden en Nederland.

We onderscheiden hier vier grote categorieën van factoren die de evolutie van de invaliditeitsgraad in een bepaald gebied kunnen verklaren. Dit zijn: de lokale demografische structuur, de lokale arbeidsmarkt, de lokale sociale structuur en de organisatie van het lokale gezondheidszorgstelsel. Deze vier categorieën groeperen uiteraard vele factoren die met elkaar interageren. Er moet ook worden opgemerkt dat de geografische mobiliteit een vijfde dynamische factor vormt, die werkt via de geografische groepering van mensen met een vergelijkbaar gezondheidsniveau. Ten slotte bespreken we hoe sommige studies hebben geprobeerd om de rol van verschillende stimulerende effecten in het proces dat leidt tot invaliditeit te kwantificeren, of om de overblijvende arbeidsgeschiktheid van invaliden te schatten.

3.1. LOKALE DEMOGRAFISCHE STRUCTUUR

In het vorige deel hebben we vastgesteld dat de recente evolutie van de demografische structuur de evolutie van de invaliditeitsgraad in België slechts gedeeltelijk kan verklaren, laat staan de heterogeniteit tussen de arrondissementen. Verschillende studies hebben vergelijkbare resultaten verkregen voor andere landen. In de Verenigde Staten laten Duggan en Imberman (2008) zien dat de evolutie van de leeftijdsopbouw tussen 1984 en 2003 slechts 6% van de toename van de invaliditeitsgraad kan verklaren, waarvan 15,5% voor de mannen en slechts 3,6% voor de vrouwen. Vergelijkbare resultaten werden verkregen voor een groot aantal OESO-landen (OESO, 2010). Een andere verklaring die vaak wordt aangehaald om de evolutie van het aantal invaliden te verklaren, is de toename van de participatie van de vrouwen op de arbeidsmarkt, die heeft geleid tot een toename van het aantal verzekerden en bijgevolg van het aantal invaliden. Opgemerkt moet worden dat deze verklaring alleen geldig is om de toename van het *aantal* invaliden en niet de toename van de *invaliditeitsgraad* te verklaren, die grotendeels heeft plaatsgevonden binnen elke werknemersgroep (per geslacht-

sociale groep). Merk tot slot op dat, hoewel de demografische structuur slechts een klein deel van de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad kan verklaren, het mogelijk is dat deze *interageert* met andere variabelen. In onze gegevens zien we bijvoorbeeld dat het verschil in invaliditeitsgraad tussen de twee arrondissementen aan de uiteinden van de geografische spreiding van de invaliditeitsgraad in 2013 (Max.-Min.) 2,9 procentpunten bedroeg voor de 30- tot 34-jarigen en 14,7 procentpunten voor de 55- tot 59-jarigen. Met andere woorden, de vergrijzing van de bevolking verscherpt waarschijnlijk de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad door het aandeel ouderen te vergroten, voor wie de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad het grootst zijn.

3.2. LOKALE ARBEIDSMARKT

De lokale arbeidsmarkt kan de gezondheid en het invaliditeitsrisico beïnvloeden via vele mechanismen. We zullen bijgevolg alleen de resultaten bespreken van een aantal studies die hebben geprobeerd om (1) de effecten van de economische cyclus en (2) het effect van de arbeidsomstandigheden op het invaliditeitsrisico te meten. Een patroon dat in alle bestudeerde landen werd waargenomen, is dat de invaliditeitsgraad negatief gecorreleerd is met het lokale inkomen per hoofd van de bevolking (OESO, 2010). Deze correlatie is echter moeilijk te interpreteren vanwege het aantal mogelijke verklaringen (omgekeerde causaliteit, reeds bestaande trends, lokale toegang tot gezondheidszorg, enz.). Om het oorzakelijke verband tussen de lokale economische conjunctuur en de lokale invaliditeitsgraad te isoleren, hebben verschillende studies methoden met instrumentele variabelen gebruikt, die erin bestaan exogene variaties in het lokale inkomen per hoofd van de bevolking te exploiteren en hun effect op de lokale invaliditeitsgraad te meten (Black et al., 2002; Charles et al., 2017). Door gebruik te maken van de interactie tussen de lokale hulpbronnen (op districtsniveau), olie en steenkool en de prijzen van deze grondstoffen als instrumenten, schatten Black et al. (2002) en Charles et al. (2017) zo voor de Verenigde Staten dat een exogene toename van 1% van het lokale inkomen per inwoner leidt tot een afname van de uitgaven voor invaliditeit per inwoner tussen 0,3% en 0,4%. Ondanks een duidelijk vastgesteld oorzakelijk effect kan de economische situatie de lokale invaliditeitsgraad beïnvloeden via een groot aantal mechanismen. Om deze te identificeren, hebben andere studies daarom gebruik gemaakt van micro-economische gegevens die een fijnere analyse van de bepalende factoren voor de intrede in/uitgang uit invaliditeit mogelijk maken. Bratsberg et al. (2013) laten voor Noorwegen zien dat het verlies van een job de kans op

permanente invaliditeit binnen vier jaar met 100% (50%) verhoogt bij de mannen (vrouwen). Volgens hun berekeningen zou jobverlies 28% (13%) van het totale aantal gevallen van intrede in invaliditeit kunnen verklaren bij de mannen (vrouwen) in Noorwegen. Hoewel het oorzakelijk verband met invaliditeit niet rechtstreeks is aangetoond, laten andere studies zien dat een periode van economische recessie ook de gezondheid van werknemers kan beïnvloeden door een afname van de investeringen in de veiligheid van de bedrijven (Boone et al., 2011; Mc Manus en Schaur, 2016) of een toename van de stress van de werknemers vanwege het risico op jobverlies (Colantone et al., 2015; Caroli en Godard, 2016). Economische omstandigheden kunnen ook de invaliditeitsgraad beïnvloeden door de uitvalsgraad van dit statuut. Verschillende studies hebben het belang aangetoond van de rol van de werkgever (Fevang et al., 2014) evenals financiële prikkels op de terugkeer naar het werk van personen in invaliditeit (Fevang et al., 2017; Kostol en Mogstad, 2014; Campolieti en Ridell, 2012; Borghans et al., 2014). Het is immers mogelijk dat een hoog risico om opnieuw werkloos te worden eenmaal ze teruggekeerd zijn op de arbeidsmarkt, sommige personen in invaliditeit ontmoedigt om terug aan het werk te gaan of een nieuwe job te zoeken. Ten slotte verwijst een dynamischer aspect dat niet in de literatuur is onderzocht, naar de geografische mobiliteit van bedrijven. Het is mogelijk dat ongunstige economische omstandigheden op lange termijn leiden tot het vertrek van bepaalde bedrijven die betere arbeidsomstandigheden bieden. Dit selectie-effect kan op termijn leiden tot een toename van de lokale invaliditeitsgraad.

3.3. LOKALE SOCIALE STRUCTUUR

Verschillende studies hebben aangetoond dat de sociale omgeving waarin iedereen leeft, een centrale bepalende factor is voor de gezondheid en de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit (Ahlburg, 1998; Anderson et al., 2003; Dahl et al., 2014; Sim en Yen, 1999; Trannoy, 2010). We gaan hier nader in op verschillende mechanismen waardoor de sociale omgeving de lokale invaliditeitsgraad kan beïnvloeden. Ten eerste hebben verschillende studies een intergenerationele correlatie gevonden op het vlak van de geestelijke en fysieke gezondheid (Ahlburg, 1998; Trannoy, 2010). Deze correlatie vloeit evenzeer voort uit biologische factoren van genetische orde of factoren die verbonden zijn aan de gezondheid van de ouders (Van den Berg et al., 2006) als de manier waarop de gezinsomgeving de sociaaleconomische situatie van elke persoon beïnvloedt (Currie, 2009). Behalve familiebanden kan de sociale omgeving de gezondheid beïnvloeden via vele kanalen, zoals de sociaaleconomische kenmerken van de woonwijk (Honold et al., 2012), het bestaan van etnische

discriminatie in een wijk (Williams et al., 2003) of de toegang tot sociale en sportieve activiteiten. Ten slotte kan de sociale omgeving, afgezien van het effect op de gezondheid, ook de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit beïnvloeden via wederzijdse beïnvloedingseffecten. Met andere woorden, een financieel steunprogramma kan aantrekkelijker worden voor een persoon als personen uit zijn naaste omgeving ervan profiteren. Dahl et al. (2014) hebben bijvoorbeeld voor Noorwegen laten zien dat de waarschijnlijkheid dat een ouder een invaliditeitsuitkering ontvangt, de waarschijnlijkheid dat het kind na 6 (10) jaar ook een invaliditeitsuitkering ontvangt met 6 (12) procentpunten verhoogt. Andere studies hebben ook aangetoond dat sociale netwerken zoals de collega's, burens of de etnische groep invloed kunnen uitoefenen op de waarschijnlijkheid van een invaliditeitsuitkering te genieten. Dit resultaat geeft aan dat de dynamiek van invaliditeit zichzelf kan onderhouden of zich kan versnellen in de loop van de tijd als gevolg van een hefboomeffect (Dahl et al., 2014; Bratsberg et al., 2014; Markussen en Roed, 2015; Rege et al., 2012; Furtado en Theodoropoulos, 2012).

3.4. LOKAAL GEZONDHEIDSZORGSTELSEL

De organisatie van het lokale gezondheidszorgstelsel kan de intrede in invaliditeit beïnvloeden via een doeltreffend preventiestelsel, de kwaliteit van de geboden zorg of de manier waarop de artsen de arbeidsongeschiktheid beoordelen. Verschillende studies hebben immers het belang aangetoond van preventiediensten voor gezondheidsrisico's op het werk om chronische ziekten en psychische stoornissen te verminderen (Loisel et al., 2005; Shaw et al., 2009). Voor zover ons bekend is, heeft echter nog geen enkele studie geprobeerd om te bepalen welke effecten de aanwezigheid van gezondheidspreventiediensten op lokaal niveau heeft voor de ruimtelijke ongelijkheden in de invaliditeitsgraad. Een ander aspect dat bijzondere aandacht heeft gekregen, is de procedure voor het beoordelen van de arbeidsongeschiktheid. We kunnen logischerwijs verwachten dat een strengere evaluatieprocedure van de toepassingen tot een lager evenwichtsniveau van het aantal intredes in invaliditeit leidt, als voor een deel van de potentiële intreders wordt geweigerd of afgeraden om het invaliditeitsprogramma toe te passen. Om het effect van een strengere controle op de toepassingen in Nederland te schatten, hebben De Jong et al. (2011) een willekeurig

experiment uitgevoerd waarin een nieuwe strengere evaluatiemethode¹⁰ werd ingevoerd in slechts bepaalde regio's van het land. Hieruit bleek dat het aantal intredes in invaliditeit aanzienlijk daalde in de regio's waar het programma werd ingevoerd. Bovendien wordt het effect voornamelijk vastgesteld door een afname van het aantal toepassingen en niet door een toename van het aantal afgewezen aanvragen, wat wijst op een aanzienlijk ontradend effect. Beperking van de toegang tot andere financiële steunprogramma's kan ook leiden tot een toename van het aantal intredes in invaliditeit als de controle bij de toegang tot het invaliditeitsprogramma zelf onvolmaakt is. Verschillende studies hebben aangetoond dat er substitutie-effecten bestaan tussen invaliditeit en andere financiële steunprogramma's (Borghans et al., 2014; Stabuli, 2011; Petrongolo, 2008; Lammers et al., 2013), met name als gevolg van wetswijzigingen die de toegang tot bepaalde programma's beperken. Aangezien de beoordelingsprocedure in België op federaal niveau is vastgelegd, zijn de regels voor de toegang tot invaliditeitsuitkeringen in alle arrondissementen dezelfde. Het invaliditeitsstatuut wordt op lokaal niveau echter toegekend door de ziekenfondsen, dus bestaat de mogelijkheid dat de raadgevende geneesheren verschillende beoordelingscriteria hanteren, afhankelijk van de werkomgeving waarin ze zich bevinden. Hoewel geen enkele studie deze hypothese heeft onderzocht, tonen studies in Noorwegen aan dat kenmerken zoals de leeftijd en het geslacht van de artsen een grote invloed hebben op hun neiging om arbeidsongeschiktheid positief te beoordelen (Markussen et al., 2011; Markussen et al., 2013).

3.5. RUIMTELIJKE MOBILITEIT

De mobiliteit van personen zal waarschijnlijk de ruimtelijke ongelijkheden in de invaliditeitsgraad verscherpen als personen met hetzelfde gezondheidsniveau geneigd zijn om zich in dezelfde geografische gebieden te groeperen. Dat komt door het feit dat gezondheid over het algemeen gecorreleerd is met een reeks sociaaleconomische kenmerken (opleiding, leeftijd, inkomen enz.) die op hun beurt de mobiliteit beïnvloeden. Er kunnen dus selectie-effecten verschijnen wanneer personen in goede (slechte) gezondheid vertrekken uit (aankomen in) gebieden waar het gemiddelde gezondheidsniveau laag is. Mobiliteit is een

(10) Deze methode bestaat hoofdzakelijk uit het geven van meer tijd aan de personen die verantwoordelijk zijn voor de beoordeling van de uitkeringsaanvraag, door met name een groter aantal telefoongesprekken of persoonlijke ontmoetingen met de aanvragers van uitkeringen en hun werkgever toe te laten.

factor die zich onderscheidt van de andere vier hierboven genoemde factoren door het feit dat mobiliteit een onderlinge verbinding tussen de verschillende geografische entiteiten met zich meebrengt, wat niet het geval is voor de andere factoren. Migratiestromen veranderen immers de samenstelling van de bevolking, zowel in de geografische gebieden van vertrek als die van aankomst, en wijzigen de gemiddelde gezondheidstoestand van elk geografisch gebied naargelang de gezondheidstoestand van de aankomers/vertrekkers daarboven of daaronder ligt. Hoewel het kortetermijneffect van mobiliteit erg klein is¹¹, kunnen de langetermijneffecten een belangrijke rol spelen.

3.6. STIMULERENDE EFFECTEN VS. OBJECTIEVE GEZONDHEID

Een veel voorkomende vraag die in veel studies centraal staat, is die van het onderscheid tussen stimulerende effecten en effecten die alleen verband houden met de “objectieve” gezondheid van de begunstigden. Met andere woorden, welk aandeel van de temporele of ruimtelijke schommelingen in de invaliditeitsgraad kan worden verklaard door de evolutie van de objectieve gezondheid van de bevolking? De meeste economen zijn verdeeld over de kwestie. Sommige onderzoekers beweren immers dat de evolutie van de gezondheidstoestand slechts een marginale rol speelt in de evolutie van de invaliditeitsgraad vanwege het feit dat men in de Verenigde Staten een verbetering in een groot aantal gezondheidsindicatoren en een toename van de invaliditeitsgraad heeft waargenomen tussen 1990 en 2003 (Autor, 2011; Mc Vicar, 2007; Duggan en Imberman, 2008). In België meldt de gezondheidsenquête een toename van het percentage van de bevolking (van 15 jaar en ouder) met een of meer langdurige ziekten van 26,9% in 2004 tot 28,5% in 2013, evenals een toename van het aantal mensen met depressieve stoornissen van 10% (6%) in 2004 tot 18% (11%) in 2013 bij de vrouwen (mannen). Het is daarom moeilijk om het aandeel van de schommelingen in de invaliditeitsgraad als gevolg van schommelingen in het gezondheidsniveau van de bevolking in tijd of ruimte te bepalen aan de hand van geaggregeerde gezondheidsindicatoren.

Een nauwkeurigere manier om de effecten van verschillende prikkels te meten, is door exogene variaties in deze prikkels te exploiteren die alleen bepaalde groepen beïnvloeden, om het oorzakelijk effect ervan te isoleren. Financiële prikkels

(11) In onze individuele gegevens zien we dat ongeveer 3% van de bevolking van arrondissement verandert van het ene jaar op het andere.

(het bedrag van de invaliditeitsuitkering of de afwijking ervan van bezoldigd werk) waren de klasse van prikkels waarover de studies zich het meest hebben gebogen (Fevang et al., 2017; Kostol en Mogstad, 2014; Campolieti en Ridell, 2012; Borghans et al., 2014). Verschillende studies in Noorwegen hebben zo een aanzienlijk negatief effect van het bedrag van de invaliditeitsuitkeringen op de graad van terugkeer naar het werk aangetoond (Fevang et al., 2017; Kostol en Mogstad, 2014), maar met zeer heterogene effecten naargelang van de leeftijd en het opleidingsniveau¹², evenals neveneffecten op de andere socialezekerheidsprogramma's (werkloosheid en brugpensioen). Campolieti en Ridell (2012) stellen daarentegen geen effect vast van een verlaging van het bedrag van de invaliditeitsuitkeringen in Canada op de instroom van intreders in invaliditeit. In België heeft de periode die wordt gekenmerkt door de hoogste stijging van de invaliditeitsgraad (2007-2012), geen ingrijpende hervorming gekend noch van het bedrag van de invaliditeitsuitkeringen, noch van het bedrag van de werkloosheidsuitkeringen of van andere financiële steunprogramma's. Anderzijds beperkten enkele belangrijke hervormingen tussen 2006 en 2007 de toegang tot verschillende financiële steunprogramma's. Vooral de aanscherping van de toegangsvoorwaarden tot het stelsel van het brugpensioen in 2007 evenals de activering van het zoeken naar werk voor langdurig werklozen zijn mogelijke verklaringen die momenteel worden onderzocht (De Brouwer et al., 2018).

3.7. CONCLUSIES VAN HET DEEL

Samenvattend heeft dit overzicht van de literatuur de respectieve rol van vijf factoren besproken die de geografische variaties in de invaliditeitsgraad kunnen verklaren. Het nut van dit overzicht van de literatuur voor deze studie is tweeledig. Ten eerste zullen de resultaten die in de volgende delen worden waargenomen, systematisch worden vergeleken met de resultaten die in de wetenschappelijke literatuur zijn verkregen. Ten tweede stelt dit overzicht van de literatuur ons in staat om bepaalde variabelen te identificeren die moeten worden opgenomen in de econometrische analyses die hieronder worden uitgevoerd. Onze studie richt zich hoofdzakelijk op de economische en demografische factoren en laat de studie van de andere factoren (verschillen in het medisch aanbod, beoordelingscriteria van de genesheren, netwerkeffecten) voor toekomstig onderzoek.

(12) Kostol en Mogstad (2014) tonen aan dat het effect van financiële prikkels om terugkeer naar het werk aan te moedigen alleen significant is voor mensen onder de 50 jaar. Er wordt daarentegen geen enkel effect waargenomen bij de 50-plussers.

4. MACRO-ECONOMISCHE ANALYSE VAN DE BEPALENDE FACTOREN VOOR DE INVALIDITEITSGRAAD

4.1. INLEIDING

In dit deel analyseren we de invaliditeitsgraad door de gemeente als een analyse-eenheid te beschouwen en koppelen deze aan verschillende socio-economische variabelen. Het doel hier is dus om een econometrisch model vast te stellen waarmee de variabelen geïdentificeerd kunnen worden die de geografische variaties in de invaliditeitsgraad kunnen verklaren, en kan worden bepaald welk aandeel van deze variatie te bepalen dat door ons model kan worden verklaard. Onze databank bevat een reeks jaarlijkse variabelen op gemeentelijk niveau voor de periode 2009-2013. Deze periode werd voornamelijk gekozen vanwege de beschikbaarheid van gegevens, maar ook omdat deze samenvalt met de sterkste stijging van de invaliditeitsgraad in België. We hebben gegevens op gemeentelijk niveau verzameld uit verschillende bronnen (de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid (KSZ), het RIZIV, de Rijksdienst voor Sociale Zekerheid (RSZ) en het Belgisch Bureau voor de Statistiek (Statbel)). De bronnen van elke variabele zijn beschikbaar in bijlage 2. De onderstaande tabel toont de lijst van de gebruikte variabelen en hun gemiddelde en standaardafwijking tussen de gemeenten in 2011.

TABEL 1: LIJST VAN DE VARIABELEN EN BESCHRIJVENDE STATISTIEKEN VOOR 2011

Variabele	Gemiddelde	Standaardafwijking
Invaliditeitsgraad	0.060	0.018
Werkloosheidsgraad	0.066	0.041
Mediaan inkomen (ln)	9.714	0.076
Aandeel faillissementen bij de beroepsbevolking	0.002	0.001
Aandeel arbeiders	0.526	0.118
Gemiddelde leeftijd van de beroepsbevolking	43.287	0.789
Aandeel actieve vrouwen	0.467	0.015
Bevolkingsdichtheid (ln)	5.766	1.147
Aandeel buitenlanders van EU-oorsprong	0.052	0.070
Aandeel buitenlanders van niet-EU-oorsprong	0.111	0.087
Sterftecijfer	0.009	0.002
Totaal aantal gemeenten	577	

Opmerking: (1) De gemiddelden nemen de gemeente als de waarnemings-eenheid. (2) De gemeenten met minder dan 1.000 actieve personen werden weggelaten vanwege de grote variabiliteit van de variabelen in deze gemeenten. Het aantal gemeenten is dus 577 in plaats van 589.

Doordat we over een longitudinale steekproef (die meerdere jaren bestrijkt) beschikken, kunnen we hier standaardmethoden van paneldata gebruiken. Met andere woorden, we kunnen een verband leggen tussen de verklarende variabelen en de invaliditeitsgraad rekening houdend met een niet-waargenomen gemeentelijk effect dat vast is in de tijd ('fixed effects'-model). In de volgende delen wordt nader ingegaan op het gebruikte econometrische model en de verkregen resultaten.

4.2. SCHATTINGSMETHODE

Formeel wordt ons model beschreven door de volgende vergelijking:

$$y_{it} = \gamma + \alpha_i + \delta_t + \sum_{k=1}^K x_{kit}\beta_k + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Waarin i , t respectievelijk de gemeente en het jaar vertegenwoordigen, y de afhankelijke variabele is (hier de invaliditeitsgraad), α_i een gemeentelijk effect is dat vast is in de tijd, δ_t een tijdelijk effect is dat alle gemeenten gemeen hebben, x_k ($k=1, \dots, K$) een geheel van verklarende variabelen is en ε de foutterm is.

Deze vergelijking kan op verschillende manieren worden geschat, afhankelijk van de gemaakte aannames over de correlatie tussen de foutterm, het vaste effect en de verklarende variabelen. Hier schatten we dit model op twee manieren: ten eerste schatten we een eenvoudig 'pooled OLS'-model, door de gemeentelijke invaliditeitsgraad terug te brengen tot de constante γ , de tijdelijke variabele δ_t en de verklarende variabelen door een vast arrondissementseffect toe te voegen. Ten tweede schatten we de vergelijking (1) in een 'fixed effects'-model¹³, dat wil zeggen door de jaarlijkse variatie van de invaliditeitsgraad $\Delta_{(t+1,t)} y_i$ terug te brengen tot de jaarlijkse variatie van de verklarende variabelen. Het voordeel van

(13) Een alternatief model voor het 'fixed effects'-model is het 'random effects'-model. De Hausman-test maakt het mogelijk te bepalen of het 'fixed effects'-model of het 'random effects'-model moet worden gebruikt. Hier geeft de Hausman-test aan dat het 'fixed effects'-model moet worden gebruikt. We melden dus niet de resultaten van het 'random effects'-model.

dit model is dat het de potentiële bias van de schatters wegneemt, die voortvloeit uit de correlatie tussen het gemeentelijke vaste effect en de foutterm. Het is dan echter niet langer mogelijk om het effect van het arrondissement op de invaliditeitsgraad te schatten vanwege de colineariteit tussen het gemeentelijke vaste effect en het vaste arrondissementseffect. De coëfficiënten die worden verkregen door het 'fixed effects'-model, zullen minder vertekend zijn dan de kleinste-kwadraten-schatting als het gemeentelijke vaste effect gecorreleerd is met de foutterm. De vergelijking tussen de resultaten van de twee modellen is echter interessant omdat we hiermee de correlatie tussen de verschillende variabelen kunnen vergelijken wanneer ze in niveaus ('pooled OLS') of in eerste verschillen ('fixed effects') worden beschouwd. Ten slotte bestuderen we hoe de spreiding van het arrondissementseffect evolueert voor en na inclusie van de verklarende variabelen in het lineaire model. Met andere woorden, voor elk arrondissement vergelijken we de gemiddelde invaliditeitsgraad met de voorspelde invaliditeitsgraad op basis van het lineaire model, door op alle andere verklarende variabelen te controleren.¹⁴ Deze manier van werken maakt het mogelijk om te voorspellen wat de voorspelde invaliditeitsgraad is voor een gemeente in een bepaald arrondissement, als al het overige gelijk blijft. Merk ten slotte op dat, aangezien invaliditeit een langdurige arbeidsongeschiktheid inhoudt, het dus waarschijnlijk is dat de variabelen de invaliditeitsgraad met een zekere vertraging beïnvloeden. Om dit probleem op te lossen, nemen we tijdsverschillen van twee jaar in het 'fixed effects'-model (2009-2011 en 2011-2013).

4.3. RESULTATEN

Tabel 2 toont de resultaten van de schatting van vergelijking (1) volgens het 'pooled OLS'-model en het 'fixed effects'-model. We zien verschillende interessante elementen verschijnen. Ten eerste is de coëfficiënt geassocieerd met de werkloosheidsgraad positief en significant in het 'pooled OLS'-model. Door de vergelijking in eerste verschillen te schatten, wordt deze coëfficiënt daarentegen significant negatief. Met andere woorden, hoewel de invaliditeitsgraad hoog is in de gemeenten met een hoge werkloosheidsgraad, gaat een stijging van de werkloosheidsgraad op jaarbasis over het algemeen gepaard met een daling van de invaliditeitsgraad. Om dit verband te verduidelijken, geeft figuur 8 het verband tussen de gemiddelde werkloosheidsgraad en de gemiddelde invaliditeitsgraad (links) en hun verband in eerste verschillen

(14) Dat wil zeggen, uitgaande van gelijkwaardige niveaus van de andere verklarende variabelen in alle gemeenten.

(rechts) weer voor elke regio. We zien twee mogelijke interpretaties voor dit resultaat. Ofwel is het verband tussen de twee variabelen gerelateerd aan het feit dat bepaalde factoren die zich hebben voorgedaan tussen 2009 en 2013, de invaliditeitsgraad positief en de werkloosheidsgraad negatief hebben beïnvloed (of omgekeerd). Deze verklaring is onwaarschijnlijk, aangezien uit de wetenschappelijke literatuur blijkt dat de economische situatie beide variabelen in dezelfde richting beïnvloedt (Black et al., 2002; Charles et al., 2017). Ofwel heeft de evolutie van de werkloosheidsgraad een rechtstreeks effect op de invaliditeitsgraad, dat wil zeggen dat er een transfer heeft plaatsgevonden tussen beide programma's. We zullen in het volgende deel terugkomen op deze laatste hypothese door te tonen dat werkzoekenden een aanzienlijk hogere graad van intrede in invaliditeit hebben dan werknemers.

We zien ook dat de economische situatie (gemeten op basis van het mediane inkomen en de faillissementsgraad per actieve persoon) weinig of geen effect lijken te hebben op de invaliditeitsgraad. Hoewel beide coëfficiënten verwachte tekens hebben (min voor het mediane inkomen en plus voor het aantal faillissementen per actieve persoon), is immers alleen de coëfficiënt geassocieerd met de temporele variatie van het mediane inkomen lichtelijk significant. Dit resultaat kan op twee manieren worden geïnterpreteerd; ofwel is het mediane inkomen geen indicator die de lokale economische situatie correct weergeeft (bijvoorbeeld vanwege de starheid van de lonen), ofwel heeft de economische situatie een lage impact op de invaliditeitsgraad op middellange termijn.

De andere waargenomen resultaten lijken overeen te stemmen met de eerdere waarnemingen. We nemen immers een positief verband waar tussen het aandeel arbeiders, de gemiddelde leeftijd van de beroepsbevolking en het aandeel actieve vrouwen (met gemiddeld een hogere invaliditeitsgraad dan de mannen) en de invaliditeitsgraad, zowel in het 'pooled OLS'-model als in het 'fixed effects'-model. Een ander interessant resultaat is dat de bevolkingsdichtheid positief gerelateerd is aan de invaliditeitsgraad in het 'pooled OLS'-model en negatief in het 'fixed effects'-model. Dit geeft aan dat, bij overigens gelijke omstandigheden, de dichter bevolkte gemeenten een hogere gemiddelde invaliditeitsgraad hebben. Het minteken verkregen met het 'fixed effects'-model is waarschijnlijk een mechanisch resultaat gerelateerd aan het feit dat een toename van de bevolkingsdichtheid de noemer van de invaliditeitsgraad verhoogt (het aantal actieve personen per gemeente), wat leidt tot een negatief verband tussen de evolutie van deze twee variabelen.

De coëfficiënt geassocieerd met het sterftcijfer is alleen positief in het 'pooled OLS'-model. Met andere woorden, de evolutie van het sterftcijfer in een gemeente lijkt de invaliditeitsgraad niet te beïnvloeden. Dit resultaat moet met de nodige voorzichtigheid worden geïnterpreteerd. Het is immers mogelijk dat het sterftcijfer een slechte indicator is om de werkelijke gezondheid van de inwoners van een gemeente weer te geven. Het wordt immers slechts weinig beïnvloed door het bestaan van chronische ziekten of psychische stoornissen, waarvan de mortaliteit laag is. Ten slotte houden we geen verband tussen het aandeel actieve personen van buitenlandse herkomst en de invaliditeitsgraad, wat erop wijst dat deze groepen vergelijkbare invaliditeitscijfers hebben met die van de personen van Belgische herkomst.

TABEL 2: RESULTATEN VAN DE SCHATTING VAN VERGELIJKING (1)

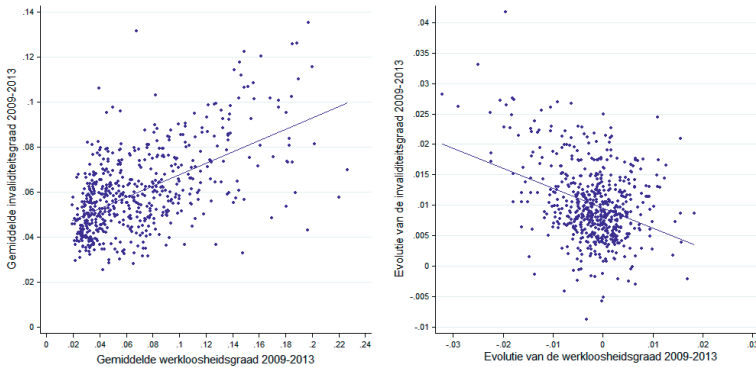
Variabelen	(1) Pooled OLS	(2) Fixed effects
Werkloosheidsgraad	0.0864** (0.0406)	-0.247*** (0.0331)
Mediaan inkomen (ln)	-0.0189 (0.0129)	-0.0157* (0.00858)
Aantal faillissementen bij de beroepsbevolking	0.140 (0.487)	0.0588 (0.197)
Aandeel arbeiders	0.125*** (0.00861)	0.104*** (0.0158)
Gemiddelde leeftijd van de beroepsbevolking	0.00279*** (0.000733)	0.00146 (0.000938)
Aandeel actieve vrouwen	0.108** (0.0427)	0.109*** (0.0350)
Bevolkingsdichtheid (ln)	0.00344*** (0.00102)	-0.0422*** (0.0153)
Aandeel actieve buitenlanders van niet-EU-oorsprong	-0.0190 (0.0129)	0.00293 (0.0243)
Aandeel actieve buitenlanders van EU-oorsprong	-0.0128 (0.00946)	-0.0177 (0.0330)
Sterftecijfer	0.949*** (0.215)	-0.0818 (0.107)
Vast arrondissementseffect	Ja	Nee
Vast gemeente-effect	Nee	Ja
Temporeel effect	Ja	Ja
Geclusterde standaardfouten per arrondissement	Ja	Ja
Opmerkingen	1.728	1.728
R-kwadraat	0.7928	0.7340
Aantal gemeenten	577	577

Standaardfouten tussen haakjes.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Opmerking: Deze tabel toont de resultaten van de schatting van vergelijking (1) op basis van kleinsten kwadraten en in eerste verschillen, voor de periode 2009-2013.

FIGUUR 8: CORRELATIE TUSSEN DE WERKLOOSHEIDSGRAAD EN DE INVALIDITEITSGRAAD IN NIVEAUS (LINKS) EN IN EERSTE VERSCHILLEN (RECHTS)

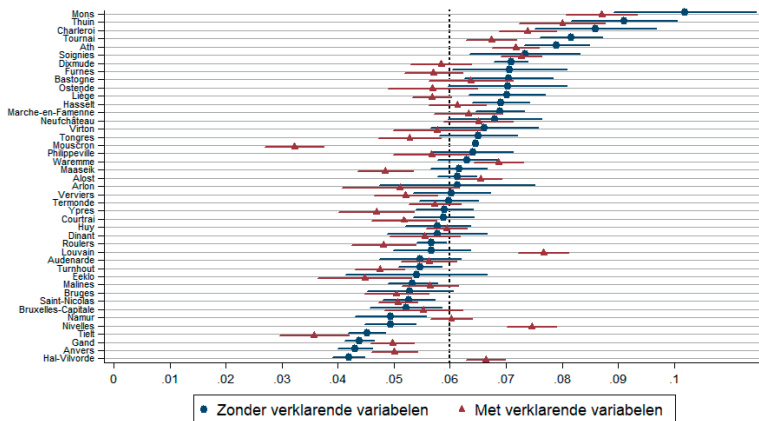


Opmerking: deze figuur toont links de invaliditeitsgraad naargelang van de werkloosheidsgraad en rechts het verband tussen de temporele evolutie van deze variabelen tussen 2009 en 2013. Er zijn regressielijnen toegevoegd aan de grafieken.

Figuur 9 ten slotte, geeft de variatie van het arrondissementseffect met en zonder opname van de controlevariabelen in het 'pooled OLS'-model weer. De verticale stippellijn geeft de gemiddelde invaliditeitsgraad aan. In het blauw (rood) wordt de gemiddelde invaliditeitsgraad weergegeven per arrondissement zonder (met) opname van de controlevariabelen in het model. Deze grafiek toont verschillende interessante elementen. Ten eerste zijn, zoals eerder vastgesteld, de arrondissementen met de gemeenten met de hoogste invaliditeitsgraad voornamelijk verbonden aan de provincie Henegouwen. De gemeentelijke invaliditeitsgraad varieerde in de vijf arrondissementen met de hoogste graad immers tussen 8% en 10% in de onderzochte periode, wat twee keer zoveel is als in de arrondissementen met de laagste invaliditeitsgraad. Ten tweede stellen we vast dat zelfs door alle controlevariabelen in ons model op te nemen, de heterogeniteit van de arrondissementseffecten groot blijft. De arrondissementen bovenaan in de spreiding blijven aanzienlijk boven het nationale gemiddelde, terwijl veel andere arrondissementen significant onder het nationale gemiddelde liggen. Ten derde variëren sommige arrondissementseffecten aanzienlijk na opname van de verklarende variabelen in het model. Vooral de arrondissementen Halle-Vilvoorde, Nijvel en Leuven

hebben een invaliditeitsgraad die significant boven het gemiddelde ligt wanneer de verklarende variabelen worden opgenomen in het model. Het tegenovergestelde wordt waargenomen voor de arrondissementen Tielt en Moeskroen.

FIGUUR 9: INVALIDITEITSGRAAD PER ARRONDISSEMENT, VOORSPELD ZONDER EN MET CONTROLEVARIABLEN



4.4. CONCLUSIES VAN DE MACRO-ECONOMISCHE ANALYSE

In dit deel hebben we het effect van verschillende variabelen op de invaliditeitsgraad bestudeerd door de gemeente als waarnemingseenheid te nemen. De opname van een arrondissementseffect in het model heeft ons vervolgens in staat gesteld om te bekijken of deze variabelen de verschillen in invaliditeitsgraad tussen de arrondissementen kunnen verklaren. De vergelijking van de resultaten van het 'pooled OLS'- en 'fixed effects'-model was nuttig om de robuustheid van de resultaten te beoordelen, vooral wanneer de bias die het gevolg is van de correlatie tussen het vaste effect en de foutterm wordt verwijderd. Zo blijkt uit de resultaten dat deze bias vooral belangrijk is als we het effect van de werkloosheidsgraad op de invaliditeitsgraad willen beoordelen. Terwijl het OLS-model een positief effect van de werkloosheid op de invaliditeitsgraad zou hebben aangegeven, toont het 'fixed effects'-model

dat een positieve evolutie van de werkloosheidsgraad een negatieve invloed heeft op de invaliditeitsgraad. Meer bepaald leidt, als al het overige gelijk is, een toename (afname) van de werkloosheidsgraad met één procentpunt immers tot een afname (toename) van de invaliditeitsgraad met 0,247 procentpunten. Een mogelijke verklaring is dat er een transfer van de werkloosheid naar de invaliditeit heeft plaatsgevonden in de onderzochte periode. Een manier om deze hypothese na te gaan is door de evolutie van de uitstroom uit de werkloosheid naar de invaliditeit te analyseren, wat we in het volgende deel doen. Ten slotte hebben we vastgesteld dat het arrondissementseffect aanzienlijk blijft, zelfs na de verklarende variabelen in het model te hebben opgenomen, wat aangeeft dat andere variabelen de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad beïnvloeden. We hebben echter gezien dat het arrondissementseffect voor sommige arrondissementen aanzienlijk verandert na opname van de variabelen in het model (Halle-Vilvoorde, Nijvel, Leuven, Moeskroen). Een zorgvuldigere studie naar de redenen voor dit resultaat zou interessant zijn in de toekomst.

5. MICRO-ECONOMISCHE ANALYSE

In dit deel voeren we een micro-economische analyse uit van de bepalende factoren voor de intrede in invaliditeit. Ons doel is hier om te bepalen welk aandeel van de ruimtelijke heterogeniteit in de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit kan worden verklaard door verschillen in de samenstelling van de bevolking in elk geografisch gebied. Vervolgens bepalen we welke factoren de geschatte waarschijnlijkheidsverschillen het best kunnen verklaren door geleidelijk controlevariabelen in onze schattingen op te nemen.

5.1. GEGEVENS

We gebruiken hier een representatieve steekproef van de Belgische bevolking van de KSZ. De KSZ is een instelling die een groot aantal administratieve gegevens afkomstig van de verschillende takken van de sociale zekerheid centraliseert voor elke persoon die in België geregistreerd is.

We hebben een willekeurige steekproef geselecteerd van 6% van de totale bevolking van 20-70 jaar die in 2007 in België woonde. De steekproef was ingedeeld naar geslacht en naar arrondissement. Van de geselecteerde personen werd een reeks variabelen geëxtraheerd op de laatste dag van elk kwartaal, tussen 2003 en 2014. In totaal beschikken we over een eerste steekproef van 416.987 personen, gevolgd gedurende 48 kwartalen. Aangezien de hoeveelheid

informatie die de gegevens bevatten, groter is dan noodzakelijk om onze schattingen uit te voeren, verminderen we het aantal perioden en creëren we een aantal variabelen die de informatie in de steekproef samenvatten. Na herwerking van onze gegevens bekijken we dus het statuut¹⁵ van elke persoon aan het begin en aan het einde van 4 periodes (zie de econometrische methode hierna), namelijk: 2005q1-2006q4; 2007q1-2008q4; 2009q1-2010q4; 2011q1-2012q4 en 2013q1-2014q4.

We verwijderen ook een aantal personen uit onze steekproef. Aangezien onze analyse betrekking heeft op de werknemers en de werklozen, behouden we alleen de personen met dit statuut in het eerste kwartaal van elke periode en verwijderen we de ambtenaren (die onderworpen zijn aan een andere wetgeving dan de rest van de werknemers), de zelfstandigen en de niet-actieve personen. We verwijderen ook de personen die in invaliditeit waren in de 12 maanden voorafgaand aan het basiskwartaal van elke periode, evenals de personen met meer dan 5 kwartalen primaire arbeidsongeschiktheid in de afgelopen twee jaar om intredes als gevolg van recidieven of ernstige gezondheidsproblemen die al lang bestaan, te vermijden. Om te vermijden dat resultaten worden gestuurd door afwijkende waarden, verwijderen we bovendien de personen met een inkomen boven het 99e percentiel van de verdeling. We beschikken dus in totaal over 862.190 waarnemingen en 219.374 personen.

5.2. **ECONOMETRISCHE ANALYSE**

Onze econometrische analyse bestaat uit een schatting van de individuele waarschijnlijkheid om in invaliditeit te treden in de loop van een bepaalde periode voor de werknemers en de werklozen. Omdat een persoon slechts na één jaar arbeidsongeschiktheid het statuut van invalide verwerft, moeten we een relatief lange periode in aanmerking nemen om deze waarschijnlijkheid te schatten. Daarom hebben we onze steekproef in 4 periodes verdeeld (2005q1-2006q4; 2007q1-2008q4; 2009q1-2010q4; 2011q1-2012q4 en 2013q1-2014q4) en modelleren we de waarschijnlijkheid dat een persoon in invaliditeit treedt in de loop van een bepaalde periode als een functie van een geheel van verklarende variabelen en een foutterm. Intrede in invaliditeit wordt hier gedefinieerd als "zich gedurende ten minste een kwartaal in invaliditeit bevinden in de loop van een bepaalde periode".

(15) Het statuut neemt hier de volgende vormen aan: "Tewerkgesteld", "Werkloos", "Zelfstandige", "In invaliditeit" of "Niet actief".

Formeel schatten we het volgende lineaire waarschijnlijkheidsmodel:

$$Y_{ijt} = \tau + \delta_t + \gamma_j + x_{it_0}\beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

In deze formule staan i, j, t respectievelijk voor de persoon, het arrondissement en de periode Y_{ijt} is een variabele gelijk aan 1 als persoon i in het arrondissement in invaliditeit treedt tussen het eerste en het laatste kwartaal van periode t ($t = \{2005q1-2006q4; 2007q1-2008q4; 2009q1-2010q4; 2011q1-2012q4$ en $2013q1-2014q4\}$), δ_t en γ_j staan respectievelijk voor een temporeel effect en een arrondissementseffect, x_{it_0} is een vector van waarneembare individuele kenmerken in het eerste kwartaal van elke periode en ε_{ijt} is een foutterm. Bijlage 3 geeft de schattingsmethode van vergelijking (2) grafisch weer.

Ons doel hier is om de geografische variatie van de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit te verklaren door de geografische variatie van de vector van waarneembare kenmerken x_{it} . In een klassiek lineair model kan deze oefening eenvoudig worden uitgevoerd door de R^2 van de regressie te bekijken (die het percentage van de variantie vertegenwoordigt van de afhankelijke variabele die wordt verklaard door de variantie van de verklarende variabelen). Het feit van op individueel niveau te werken, bemoeilijkt de analyse aangezien we hier een foutterm ε_{it} en een arrondissementseffect γ_j hebben. We hebben dus besloten te werk te gaan zoals in het vorige deel door de verandering in het arrondissementseffect vóór en na opname van de controlevariabelen in het model te analyseren. Om het vermogen van het model om de geografische heterogeniteit van de invaliditeitsgraad te verklaren en te bepalen, presenteren we verschillende spreidingsindicatoren van de geschatte waarschijnlijkheid, door er geleidelijk de verklarende variabelen in op te nemen. Een zwakke residuele variatie geeft aan dat de percentages goed kunnen worden verklaard door een ongelijke geografische spreiding van de individuele kenmerken, terwijl een sterke residuele variatie aangeeft dat andere elementen die niet opgenomen zijn in het model de waargenomen verschillen beïnvloeden.

Onze analyse zal worden uitgevoerd op verschillende niveaus. In eerste instantie zullen we de waarschijnlijkheid om in invaliditeit te treden, per arrondissement schatten voor de werknemers en werklozen samen. Op deze manier kunnen we het belang van de geografische verdeling van de sociaal-economische categorieën (werknemers en werklozen) op de geografische heterogeniteit van de graad van intrede in invaliditeit beoordelen. Vervolgens voeren we een afzonderlijke analyse uit voor de werknemers en de werkzoekenden.

De verklarende variabelen die opgenomen zijn in vergelijking (2), zijn geselecteerd op basis van de wetenschappelijke literatuur en hun beschikbaarheid in de KSZ. We hebben immers de factoren besproken die de geografische variaties van de invaliditeitsgraad mogelijkwijs kunnen verklaren, en groeperen deze in 3 categorieën: (1) demografische factoren, (2) factoren in verband met de situatie op de arbeidsmarkt en de kenmerken van de beklede functie en (3) factoren in verband met de eventuele medische voorgeschiedenis van de personen. Helaas laten onze gegevens ons niet toe om de effecten van de sociale omgeving van de personen of andere effecten gerelateerd aan het gezondheidszorgaanbod in de arrondissementen te identificeren. Tabel 3 toont alle variabelen die in onze analyse zijn gebruikt.

TABEL 1: VERKLARENDE VARIABELEN IN DE MICRO-ECONOMISCHE ANALYSE

Categorie	Variabelen
Privéleven	Geslacht (2)
	Leeftijdsgroep in 2007 (8)
	Type huishouden (8)
	Nationaliteit (3)
	Arrondissement (43)
Situatie op de arbeidsmarkt	Statuut van werknemer/werkloze (2)
	Aantal kwartalen werkloos in de loop van de laatste 8 kwartalen
Kenmerken van de baan	Brutomaandloon
	Anciënniteit bij de huidige werkgever
	Activiteitssector NACE 2digits (21)
	Openbare/privésector (2)
	Voltijdsequivalent
	OCMW (2)
Gezondheidsgeschiedenis	Aantal kwartalen in primaire arbeidsongeschiktheid in de loop van de laatste 8 kwartalen
	Fonds voor Arbeidsongevallen (2)
	Fonds voor Beroepsziekten (2)
	Fonds voor Gehandicapten (2)

Opmerkingen: (1) Voor de categoriale variabelen wordt het aantal categorieën tussen haakjes vermeld. (2) De variabelen OCMW, Fonds voor Arbeidsongevallen, Fonds voor Beroepsziekten en Fonds voor Gehandicapten zijn 0/1-variabelen die aangeven of de persoon financiële steun genoot van een van de fondsen in de loop van het referentiekwartaal.

5.3. RESULTATEN

In dit deel geven we de resultaten van de schatting van vergelijking (2) voor verschillende categorieën van personen (werknemers en werklozen samen, werknemers en werklozen) en voor verschillende categorieën van ziekten (psychische stoornissen/ziekten van het bewegingsstelsel en andere ziekten).

5.4. WERKNEMERS EN WERKLOZEN SAMEN

De resultaten van de schatting van vergelijking (2) worden gegeven in de tabellen 4, 5 en 6. Tabel 4 toont meer bepaald het effect aan van verschillende kenmerken van het privéleven, tabel 5 richt zich op het effect van de situatie op de arbeidsmarkt en tabel 6 ten slotte, richt zich op het effect van de medische voorgeschiedenis van de personen op de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit. We onderscheiden ook de intrede in invaliditeit volgens twee ziektegroepen: (1) psychische stoornissen en ziekten van het bewegingsstelsel¹⁶ en (2) 'andere ziekten'¹⁷. Dit onderscheid is belangrijk vanwege de sterke toename van psychische stoornissen en ziekten van het bewegingsstelsel in de afgelopen jaren. In de resultatentabellen tonen we voor de afzonderlijke variabelen voor elke referentiemodaliteit de geschatte waarschijnlijkheid voor een individu in deze modaliteit en geven voor de andere modaliteiten het waarschijnlijkheidsverschil ten opzichte van de referentiemodaliteit.

Alvorens te bestuderen hoe de schatting van het model het mogelijk maakt om de geografische verschillen in de graad van intrede in invaliditeit te begrijpen, tonen we eerst de resultaten voor elke variabele die in het model is opgenomen. Ten eerste stellen we vast dat personen van niet-Europese nationaliteit minder waarschijnlijkheid hebben om in invaliditeit te treden

(16) We wilden deze twee categorieën ziekten niet onderscheiden om de resultaten voldoende nauwkeurig te houden.

(17) De groep 'andere ziekten' bestaat voornamelijk uit hart- en vaatziekten, letsels door ongevallen, tumoren en ziekten van het zenuwstelsel.

wegens psychische stoornissen en ziekten van het bewegingsstelsel. Bij overigens gelijke omstandigheden heeft een persoon met een niet-EU-nationaliteit een waarschijnlijkheid van 0,21 procentpunt minder om in invaliditeit te treden binnen twee jaar, dat wil zeggen een 22%¹⁸ lagere waarschijnlijkheid dan een persoon met de Belgische nationaliteit. Ten tweede hebben huishoudens van alleenstaanden met en zonder kinderen een aanzienlijk hogere waarschijnlijkheid om in invaliditeit te treden dan andere types huishoudens. Vooral een huishouden van een alleenstaande met kinderen heeft een waarschijnlijkheid op invaliditeit van 0,5 procentpunt meer (67%¹⁹) dan een gehuwde met kinderen.

(18) $0.0021/0.0095=0.22$.

(19) $(0.0089+0.0043)/(0.0089-0.001)-1=0.67$.

TABEL 4: RESULTATEN VAN DE SCHATTING VAN VERGELIJKING (2): EFFECTEN VAN DE KENMERKEN VAN HET PRIVELEVEN OP DE WAARSCHIJNLIJKHEID OM IN INVALIDITEIT TE TREDEN

Variabelen	(1) Totaal	(2) Psychische stoornissen/ ziekten van het bewegingsstelsel	(3) Andere ziekten
Periode			
2005q1-2006q4	0.0058 (ref.) (0.0002)	0.0034 (ref.) (0.0002)	0.0024 (ref.) (0.0001)
2007q1-2008q4	+0.0029*** (0.0003)	+0.0019*** (0.0002)	+0.0010*** (0.0002)
2009q1-2010q4	+0.0034*** (0.0003)	+0.0023*** (0.0002)	+0.0011*** (0.0002)
2011q1-2012q4	+0.0046*** (0.0003)	+0.0030*** (0.0003)	+0.0015*** (0.0002)
2013q1-2014q4	+0.0077*** (0.0003)	+0.0054*** (0.0003)	+0.0023*** (0.0002)
Leeftijdsgroep in 2007			
20-24 jaar	0.0018 (ref.) (0.0003)	0.0015 (ref.) (0.0002)	0.0003 (ref.) (0.0001)
25-29 jaar	+0.0030*** (0.0003)	+0.0020*** (0.0002)	+0.0011*** (0.0002)
30-34 jaar	+0.0059*** (0.0004)	+0.0038*** (0.0003)	+0.0020*** (0.0002)
35-39 jaar	+0.0078*** (0.0004)	+0.0049*** (0.0003)	+0.0029*** (0.0002)
40-44 jaar	+0.0101*** (0.0004)	+0.0062*** (0.0003)	+0.0039*** (0.0002)
45-49 jaar	+0.0127*** (0.0004)	+0.0072*** (0.0004)	+0.0054*** (0.0002)
50-54 jaar	+0.0121*** (0.0005)	+0.00601*** (0.0004)	+0.0061*** (0.0003)
55-59 jaar	+0.0119*** (0.0006)	+0.0057*** (0.0005)	+0.0062*** (0.0004)

Nationaliteit			
België	0.0095 (ref.) (0.0001)	0.0060 (ref.) (0.00008)	0.0035 (ref.) (0.00007)
EU 28	-8.38e-05 (0.0005)	-0.0003 (0.0004)	+0.0002 (0.0003)
Buiten EU	-0.0021*** (0.0008)	-0.0016** (0.0007)	-0.0006 (0.0005)
Type huishouden			
Kind	0.0089 (ref.) (0.0003)	0.0055 (ref.) (0.0002)	0.0034 (ref.) (0.0002)
Alleenstaande zonder kinderen	+0.0030*** (0.0004)	+0.0020*** (0.0003)	+0.0010*** (0.0003)
Alleenstaande met kinderen	+0.0043*** (0.0006)	+0.0036*** (0.0005)	+0.0008** (0.0004)
Gehuwd zonder kinderen	+0.0008* (0.0005)	+0.0002 (0.0004)	+0.0005* (0.0003)
Gehuwd met kinderen	-0.0010*** (0.0004)	-0.0006** (0.0003)	-0.0004* (0.0002)
Samenwonend zonder kinderen	+0.0007* (0.0004)	+0.0003 (0.0003)	+0.0004* (0.0002)
Samenwonend met kinderen	-0.0005 (0.0004)	-0.0003 (0.0003)	-0.0002 (0.0002)
Andere	+0.0018*** (0.0007)	+0.0019*** (0.0006)	-2.51e-05 (0.0004)
Opmerkingen	862.190	862.190	862.190

Geclusterde robuuste standaardfouten op individueel niveau tussen haakjes.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Opmerking: Deze tabel toont de resultaten van de schatting van vergelijking (2) door een lineair waarschijnlijkheidsmodel. Voor de afzonderlijke variabelen hebben we voor elke referentiemodaliteit de geschatte waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit aangegeven. Voor de andere modaliteiten vertegenwoordigt de geassocieerde coëfficiënt het waarschijnlijkheidsverschil ten opzichte van de referentiemodaliteit. Elke variabele wordt waargenomen in het eerste kwartaal van elke periode (2005q1, 2007q1, 2009q1, 2011q1 en 2013q1).

We stellen vervolgens vast dat kortdurende en langdurige werkzoekenden een veel hogere waarschijnlijkheid van intrede hebben dan werknemers. Bij overigens gelijke omstandigheden heeft een vrouw die al meer dan 8 kwartalen werkloos is een waarschijnlijkheid van 0,37 procentpunt meer (45%) dan een werkende vrouw. We nemen ook een aanzienlijk verschil waar tussen de bedienden en de arbeiders, wat niet verwonderlijk is gezien de trends die in de vorige delen werden waargenomen. De aanzienlijke verschillen in de graad van intrede in invaliditeit tussen werknemers en werklozen, gecombineerd met de aanzienlijke verschillen in werkloosheidsgraad tussen de arrondissementen vormen een interessante mogelijkheid om de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad te verklaren. Meer in het algemeen blijkt dat personen die verder van de arbeidsmarkt staan of die een laag inkomen hebben, het meest geneigd zijn om in invaliditeit te treden.

TABEL 5: RESULTATEN VAN DE SCHATTING VAN VERGELIJKING (2) – VERVOLG: EFFECTEN VAN DE SITUATIE OP DE ARBEIDSMARKT OP DE WAARSCHIJNLIJKHEID OM IN INVALIDITEIT TE TREDEN

Variabelen	(1)	(2)	(3)
	Totaal	Psychische stoornissen/ ziekten van het bewegingsstelsel	Andere ziekten
Geslacht-type overeenkomst			
Vrouwelijke bediende	0.0082 (ref.) 0.0002	0.0051 (ref.) (0.0002)	0.0032 (ref.) (0.0001)
Mannelijke bediende	+9.18e-05 (0.0002)	-4.89e-06 (0.0002)	+9.69e-05 (0.0001)
Vrouwelijke arbeider	+0.0027*** (0.0004)	+0.0025*** (0.0004)	+0.0003 (0.0003)
Mannelijke arbeider	+0.0019*** (0.0002)	+0.0009*** (0.0002)	+0.0009*** (0.0002)
Vrouwelijke werkloze <8 kwartalen	+0.0037*** (0.0010)	+0.0045*** (0.0009)	-0.0007 (0.0006)
Mannelijke werkloze <8 kwartalen	+0.0021** (0.0010)	+0.0010 (0.0008)	+0.0010* (0.0006)
Vrouwelijke werkloze >8 kwartalen	+0.0042*** (0.0015)	+0.0038*** (0.0012)	+0.0005 (0.0008)
Mannelijke werkloze >8 kwartalen	+0.0031** (0.0015)	+0.0003 (0.0012)	+0.0028*** (0.0010)

Aantal kwartalen werkloos (in de loop van de laatste 2 jaar)	+0.0005*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.0001* (7.96e-05)
Totaal jaarinkomen (ln)	-0.0075*** (0.0003)	-0.0046*** (0.0002)	-0.0029*** (0.0002)
OCMW			
Nee	0.0094 (ref.) (0.0001)	0.0059 (ref.) (0.00008)	0.0035 (ref.) (0.00006)
Ja	+0.0046** (0.0020)	+0.0045** (0.0017)	+0.0002 (0.0010)
Opmerkingen	862.190	862.190	862.190

Gecclusterde robuuste standaardfouten op individueel niveau tussen haakjes.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Opmerking: Deze tabel toont de resultaten van de schatting van vergelijking (2) door een lineair waarschijnlijkheidsmodel. Voor de afzonderlijke variabelen hebben we voor elke referentiemodaliteit de geschatte waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit aangegeven. Voor de andere modaliteiten vertegenwoordigt de geassocieerde coëfficiënt het waarschijnlijkheidsverschil ten opzichte van de referentiemodaliteit. Elke variabele wordt waargenomen in het eerste kwartaal van elke periode (2005q1, 2007q1, 2009q1, 2011q1 en 2013q1). De variabele OCMW is gelijk aan 1 als de persoon financiële steun van het OCMW geniet in het referentiekwartaal.

Een weinig verwonderlijk resultaat is ten slotte dat personen met een medische voorgeschiedenis (steun van een andere gezondheidsinstelling of perioden van primaire arbeidsongeschiktheid) een aanzienlijk grotere waarschijnlijkheid op invaliditeit hebben dan het gemiddelde. Tabel 6 toont bijvoorbeeld voor iemand die in de voorgaande twee jaar gedurende een kwartaal in primaire arbeidsongeschiktheid is geweest, de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit met 1 procentpunt (129%) verhoogt. Het effect van een uitkering van het Fonds voor Arbeidsongevallen verhoogt de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit met 4,2 procentpunten (446%). Een uitkering van het Fonds voor Beroepsziekten daarentegen verhoogt de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit niet op significante wijze.

TABEL 6: RESULTATEN VAN DE SCHATTING VAN VERGELIJKING (2) – VERVOLG: EFFECT VAN DE MEDISCHE VOORGESCHIEDENIS OP DE WAARSCHIJNLIJKHEID OM IN INVALIDITEIT TE TREDEN

Variabelen	(1) Totaal	(2) Psychische stoornissen/ ziekten van het bewegingsstelsel	(3) Andere ziekten
Aantal kwartalen in arbeidsongeschiktheid (in de loop van de laatste 2 jaar)			
0 kwartalen	0.0077 (ref.) (0.0001)	0.0047 (ref.) (0.00007)	0.0030 (ref.) (0.00006)
1 kwartaal	+0.0105*** (0.0006)	+0.0074*** (0.0005)	+0.0031*** (0.0004)
2 kwartalen	+0.0276*** (0.0015)	+0.0200*** (0.0013)	+0.0076*** (0.0009)
3 kwartalen	+0.0515*** (0.0032)	+0.0398*** (0.0027)	+0.0117*** (0.0016)
4 kwartalen	+0.0783*** (0.0063)	+0.0532*** (0.0052)	+0.0251*** (0.0036)
5 kwartalen	+0.123*** (0.0205)	+0.0919*** (0.0180)	+0.0309*** (0.0112)
Uitkering Fonds voor Gehandicapten			
Nee	0.0094 (ref.) (0.0001)	0.0059 (ref.) (0.00008)	0.0035 (ref.) (0.00006)
Ja	+0.0157*** (0.0043)	+0.0104*** (0.0035)	+0.0052** (0.0025)
Uitkering Fonds voor Arbeidsongevallen			
Nee	0.0094 (ref.) (0.0001)	0.0059 (ref.) (0.00008)	0.0035 (ref.) (0.00006)
Ja	+0.0422*** (0.0065)	+0.0187*** (0.00463)	+0.0235*** (0.0047)
Uitkering Fonds voor Beroepsziekten			
Nee	0.0094 (ref.) (0.0001)	0.0059 (ref.) (0.00008)	0.0035 (ref.) (0.00007)
Ja	+0.0020 (0.0023)	+0.0013 (0.0019)	+0.0006 (0.0015)
Opmerkingen	862.190	862.190	862.190

Gelusterde robuuste standaardfouten op individueel niveau tussen haakjes.

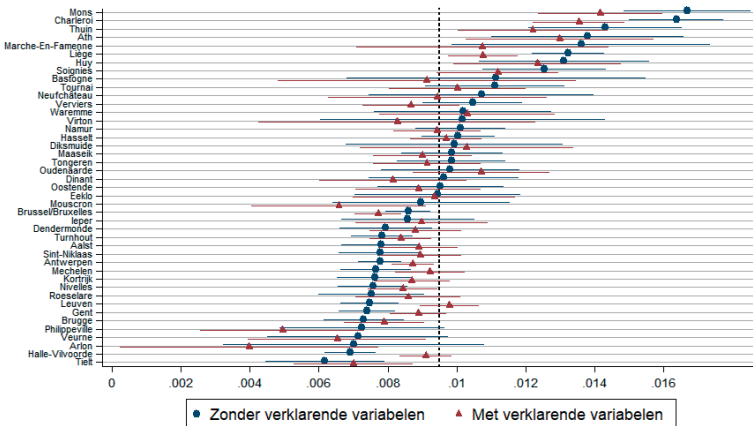
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Opmerking: Deze tabel toont de resultaten van de schatting van vergelijking (2) door een lineair waarschijnlijkheidsmodel. Voor de afzonderlijke variabelen hebben we voor elke referentiemodaliteit de geschatte waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit aangegeven. Voor de andere modaliteiten vertegenwoordigt de geassocieerde coëfficiënt het waarschijnlijkheidsverschil ten opzichte van de referentiemodaliteit. Elke variabele wordt waargenomen in het eerste kwartaal van de referentieperiode. De variabelen 0/1 verwijzen hier naar het feit van al dan niet financiële steun te krijgen van de betrokken instelling tijdens het referentiekwartaal.

Figuur 10 illustreert grafisch de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit per arrondissement (met 95% betrouwbaarheidsintervallen), zoals geschat door vergelijking (2). In het blauw worden de geschatte waarschijnlijkheidscijfers weergegeven door alleen het arrondissementseffect en het temporele effect in het model te introduceren, en in het rood de geschatte waarschijnlijkheidscijfers door alle verklarende variabelen te introduceren.²⁰ De verticale stippellijn geeft het algemeen gemiddelde van de coëfficiënten weer. We stellen vast dat de opname van de verklarende variabelen de grote meerderheid van de coëfficiënten dichter bij het nationale gemiddelde brengt. De opname van de verklarende variabelen in het model maakt immers veel coëfficiënten niet significant verschillend van het nationale gemiddelde. Alvorens de controlevariabelen in het model op te nemen, liggen meer bepaald 23 (van de 43) arrondissementen significant boven of onder het nationale gemiddelde. Dit aantal wordt teruggebracht tot 13 wanneer we de controlevariabelen in het model opnemen. De arrondissementen bovenaan en onderaan in de verdeling blijven echter ver boven en onder het gemiddelde, wat aangeeft dat de invloed van factoren die niet in het model zijn opgenomen, belangrijk blijft voor deze arrondissementen. Een diepgaande bespreking van deze factoren zal in het volgende deel worden voorgesteld. Laten we niet vergeten dat deze niet-waargenomen factoren hetzij individuele variabelen kunnen zijn die ongelijk verdeeld zijn over de arrondissementen, of kenmerken die eigen zijn aan de arrondissementen zelf (zoals kenmerken gerelateerd aan de wijk, aan het gezondheidszorgaanbod, aan de beoordelingscriteria van de artsen, enz.).

(20) Ter herinnering, de lijst van de verklarende variabelen voor deze regressie is als volgt: periode, leeftijd in 2007, nationaliteit, geslacht-sociaal statuut, type huishouden, aantal kwartalen in arbeidsongeschiktheid (in de 2 voorgaande jaren), aantal kwartalen in werkloosheid (in de 2 voorgaande jaren), totaal jaarinkomen (logaritme), dummy OCMW's, dummy Fonds voor Arbeidsongevallen, dummy Fonds voor Beroepsziekten, dummy Fonds voor Gehandicapten.

FIGUUR 10: VOORSPELLING VAN DE WAARSCHIJNLIJKHEID VAN INTREDE IN INVALIDITEIT PER ARRONDISSEMENT ZONDER EN MET CONTROLEVARIABLEN



Om de variabelen die de meeste invloed hebben op de heterogeniteit van arrondissementseffecten, nauwkeuriger te kunnen identificeren, herschatten we vergelijking (3), ditmaal door geleidelijk de verklarende variabelen op te nemen en de evolutie van de variabiliteit van coëfficiënten waar te nemen. Voor elke ziektecategorie maken we vier schattingen. Ten eerste nemen we er alleen het arrondissementseffect in op. Ten tweede voegen we de kenmerken van het privéleven van de personen toe (leeftijd in 2007, nationaliteit, type huishouden). Ten derde voegen we de variabelen met betrekking tot de positie van de personen in relatie tot de arbeidsmarkt toe (geslacht-sociaal statuut, aantal kwartalen werkloos, totaal jaarinkomen, dummy²¹ OCMW). Ten slotte voegen we de variabelen met betrekking tot de gezondheid van de personen toe (aantal kwartalen in arbeidsongeschiktheid, dummy Fonds voor Arbeidsongevallen, dummy Fonds voor Beroepsziekten, dummy Fonds voor Gehandicapten). Tabel 7 toont verschillende variabiliteitsindices voor elke regressie en elke ziektecategorie en figuur 11 geeft de verschillende kwantielen grafisch weer in een boxplot. We stellen vast dat het Max-Min-

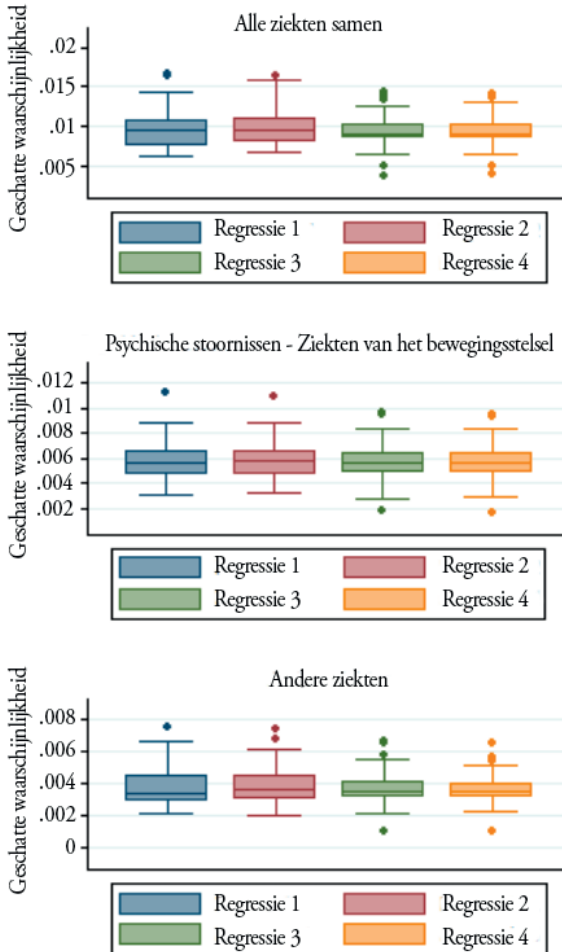
(21) Het begrip “dummy” verwijst naar een binaire variabele die de waarde 0 of 1 kan hebben; de waarde 0 betekent dan “niet van toepassing” of “niet aanwezig” en de waarde 1 “wel van toepassing” of “aanwezig”.

verschil vrijwel onveranderd blijft in alle modelspecificaties, wat aangeeft dat de variabelen de heterogeniteit van de coëfficiënten aan de uiterste grenzen van de geografische verdeling slecht verklaren. Het standaardverschil varieert ook niet sterk, waarschijnlijk vanwege de invloed van de uiterste waarden. Het verschil tussen het derde en het eerste kwartiel neemt echter sterk af (van 0,32 pp tot 0,19 pp) na opname van de variabelen die de personen ten aanzien van de arbeidsmarkt aangeven. We concluderen uit dit resultaat dat onder de onderzochte factoren de ongelijkheden in toegang tot werk de belangrijkste oorzaken zijn van de geografische verschillen in de invaliditeitsgraad. Een andere interessante vaststelling is dat het model de heterogeniteit van de coëfficiënten voor de categorie “andere ziekten” beter lijkt te verklaren. Wanneer we het interkwartielverschil bekijken, zien we immers dat dit voor psychische stoornissen en ziekten van het bewegingsapparaat 0,19 tot 0,16 pp gaat (afname van 16%) terwijl het voor andere ziekten van 0,15 tot 0,09 pp gaat (afname van 40%). Het is dus moeilijker om de geografische verschillen te verklaren in de graad van intrede in invaliditeit voor psychische stoornissen en ziekten van het bewegingsstelsel.

TABEL 7: VARIABILITEITSINDICES VAN DE COEFFICIENTEN PER TYPE ZIEKTE

Alle ziekten samen	Reg. 1	Reg. 2	Reg. 3	Reg. 4
Max-Min	0,0105	0,0095	0,0105	0,0102
P75-P25	0,0031	0,0033	0,0019	0,0018
St. verschil	0,0026	0,0025	0,0021	0,0020
Psychische stoornissen/ ziekten van het bewegingsstelsel	Reg. 1	Reg. 2	Reg. 3	Reg. 4
Max-Min	0,0082	0,0077	0,0078	0,0078
P75-P25	0,0019	0,0018	0,0017	0,0016
St. verschil	0,0019	0,0018	0,0016	0,0015
Andere ziekten	Reg. 1	Reg. 2	Reg. 3	Reg. 4
Max-Min	0,0053	0,0053	0,0056	0,0054
P75-P25	0,0015	0,0015	0,0010	0,0009
St. verschil	0,0012	0,0012	0,0011	0,0010

FIGUUR 11: SPREIDING VAN DE GESCHATTE WAARSCHIJNLIJKHEID BIJ GELEIDELIJKE OPNAME VAN DE VERKLARENDE VARIABLEN

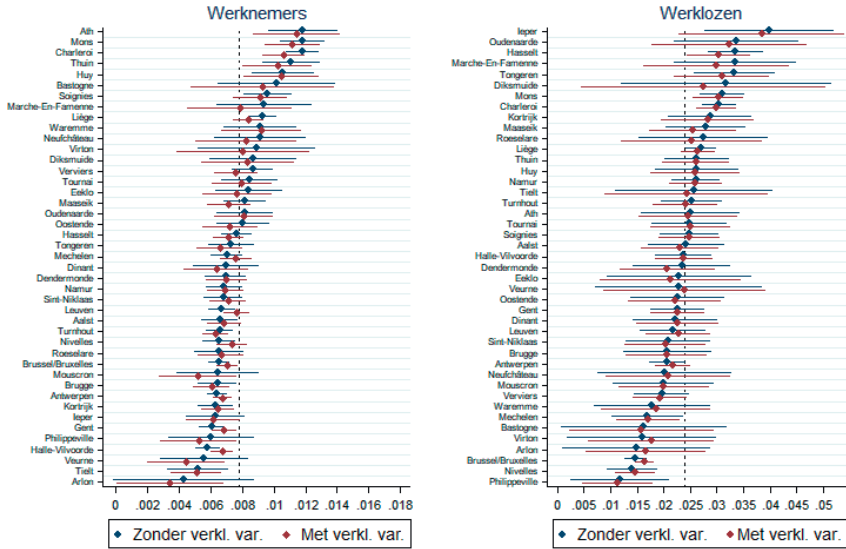


5.5. AFZONDERLIJKE ANALYSE VAN DE WERKNEMERS EN DE WERKLOZEN

In het vorige deel hebben we vergelijking (2) voor de werknemers en de werklozen geschat. Het voordeel van deze twee categorieën in eenzelfde regressie is dat men aldus de geografische heterogeniteit van de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit kan verklaren door geografische verschillen in de werkloosheidsgraad. De beperking is echter dat het niet mogelijk is om variabelen op te nemen die betrekking hebben op slechts één categorie, bijvoorbeeld het loon of de activiteitensector voor werknemers. We tonen daarom in dit deel de resultaten van de schatting van vergelijking (2) voor de werknemers en werklozen afzonderlijk. We kunnen dus meer verklarende variabelen toevoegen aan het model, vooral voor de werknemers, en bekijken hoe deze de heterogeniteit van de waargenomen coëfficiënten beïnvloeden. Een ander voordeel is dat we kunnen bekijken of de arrondissementseffecten homogeen zijn in deze twee categorieën.

De resultaten worden grafisch weergegeven in figuur 12. We zien hier dat de coëfficiënten voor en na opname van de verklarende variabelen in het model erg weinig van elkaar verschillen voor zowel werknemers als werklozen. Voor werklozen zijn de betrouwbaarheidsintervallen bovendien bijzonder breed, wat elke interpretatie moeilijk maakt. De kenmerken van de beklede functies kunnen dus niet de geografische verschillen in de graad van intrede in invaliditeit verklaren die in onze gegevens worden waargenomen. Een andere interessante vaststelling is dat het arrondissementseffect bij de werknemers en de werklozen heterogeen lijkt te zijn. Bij de werknemers staan de arrondissementen Aat, Bergen, Charleroi en Thuin bovenaan in de verdeling, terwijl bij de werklozen de geschatte waarschijnlijkheid het hoogst is voor de arrondissementen Ieper, Oudenaarde, Hasselt en Marche-en-Famenne. Verschillende factoren beïnvloeden dus de residuele variatie van de waargenomen coëfficiënten voor de werknemers en de werklozen, wat het belang aantoonde om de risico's van intrede in invaliditeit te onderscheiden volgens de positie op de arbeidsmarkt.

FIGUUR 12: VOORSPELLING VAN DE GESCHATTE WAARSCHIJNLIJKHEID VAN INTREDE IN INVALIDITEIT – WERKNEMERS EN WERKLOZEN



5.6. BESPREKING VAN DE RESULTATEN

Samengevat hebben de vorige twee delen een aantal interessante feiten getoond. Ten eerste is de positie van de personen ten aanzien van de arbeidsmarkt een bijzonder belangrijke factor bij het verklaren van de geografische verschillen in de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit. Dit is in het bijzonder het geval voor de categorie “andere ziekten”. Hoewel het geschatte model de heterogeniteit van de coëfficiënten geassocieerd met de arrondissementen in het midden van de verdeling (tussen het eerste en het derde kwartiel) relatief goed lijkt te verklaren, verklaart het ten tweede slecht de uiterste waarden bovenaan en onderaan in de geografische verdeling. Ten derde is het arrondissementseffect verschillend voor werknemers en werklozen. De volgorde van de arrondissementen in de verdeling van de geschatte coëfficiënten verandert immers aanzienlijk naargelang de werknemers of de werklozen in aanmerking worden genomen. De niet-waargenomen

factoren die de geografische verschillen in de graad van intrede in invaliditeit veroorzaken, zijn dus verschillend voor werknemers en werklozen. Ten vierde verandert de opname van de verklarende variabelen in het model de spreiding van de coëfficiënten zeer weinig wanneer we de werknemers en de werklozen afzonderlijk beschouwen.

Deze resultaten tonen dus aan dat een aanzienlijk percentage van de geografische heterogeniteit van de waarschijnlijkheid van intrede in invaliditeit onverklaard blijft, vooral voor de arrondissementen bovenaan en onderaan in de verdeling en voor psychische stoornissen/ziekten van het bewegingsstelsel. Hiervoor zijn er verschillende mogelijke verklaringen. Ten eerste verschilt het effect van de in het model opgenomen variabelen naargelang van de arrondissementen. Dat kan het geval zijn als er sneeuwbaaleffecten zijn (bv. in het geval van netwerkeffecten) of als verschillende variabelen interageren²² (bv. als het effect van het type huishouden verschilt naargelang van de positie op de arbeidsmarkt). Ten tweede kunnen niet-waargenomen kenmerken eigen aan de personen zelf de spreiding van de waargenomen coëfficiënten beïnvloeden. Met andere woorden, er kan een samenstellingseffect zijn dat niet in aanmerking wordt genomen door ons model. Ten derde kan de heterogeniteit van de geschatte coëfficiënten te wijten zijn aan kenmerken die eigen zijn aan de arrondissementen zelf. Jammer genoeg is het onmogelijk om met het hier ontwikkelde model deze laatste twee verklaringen te onderscheiden.²³ De twee econometrische analyses laten meestal zien dat een transfer van de werkloosheid naar de invaliditeit heeft plaatsgevonden tijdens de onderzochte periode. Terwijl de macro-economische analyse een negatief verband heeft aangetoond tussen de evolutie van de werkloosheidsgraad en de invaliditeitsgraad, heeft de micro-economische analyse aangetoond dat de graad van intrede in invaliditeit bij werklozen ongeveer drie keer hoger is dan die bij werknemers. Deze verklaring kan een niet te verwaarlozen aandeel van de geografische verschillen in de graad van intrede in invaliditeit verklaren. Het feit dat er een grote heterogeniteit is in de geschatte coëfficiënten voor de werknemers wijst er echter op dat andere factoren aan het werk zijn.

(22) We hebben verschillende interactie-effecten getest door de volgende interacties in vergelijking (3) op te nemen: aantal kwartalen werkloos*geslacht-sociaal statuut, type huishouden* geslacht-sociaal statuut, totaal inkomen* geslacht-sociaal statuut, leeftijd in 2007* geslacht-sociaal statuut en leeftijd in 2007* geslacht-sociaal statuut*type huishouden. De resultaten blijven echter vrijwel ongewijzigd.

(23) Voor een uitgebreidere identificatiemethode, zie Finkelstein et al. (2016).

6. CONCLUSIES

In dit artikel hebben we de geografische bepalende factoren voor de invaliditeitsgraad in België in de periode 2003-2013 bestudeerd door ons te concentreren op het werknemersstelsel. Onze statistische analyses waren onderverdeeld in twee hoofddelen: een macro-economisch deel en een micro-economisch deel. We hebben ook een reeks beschrijvende statistieken over de stand van zaken van de invaliditeit in België gegeven en de mogelijke oorzaken van bestaande geografische ongelijkheden besproken. Het beschrijvende deel wees op verschillende interessante elementen.

Ten eerste hebben de arrondissementen van de provincie Henegouwen (met uitzondering van Moeskroen) de afgelopen vijftien jaar een sterke stijging van hun invaliditeitsgraad gekend en hebben zij vandaag samen met Luik de hoogste invaliditeitsgraad in België. Het zou dus interessant zijn dat toekomstige studies zich meer in het bijzonder op deze provincie toeleegen. Ten tweede heeft de standaardisatiemethode aangetoond dat de geografische ongelijkheden in de leeftijdsstructuur of in de verhoudingen man/vrouw en bediende/arbeider de sterke geografische verschillen in de invaliditeitsgraad niet kunnen verklaren. Ten derde is, afgezien van het geografische aspect, invaliditeit en de toename daarvan een fenomeen dat vooral de vrouwen en meer bepaald de arbeidsters treft en dat in de meeste gevallen verband houdt met psychische stoornissen (depressie, burn-out, fibromyalgie, CVS, ...) en ziekten van het bewegingsstelsel (artrose, reuma, spit, ...). De toename van de invaliditeitsgraad bij de vrouwen is immers goed voor 80% van de toename van de nationale invaliditeitsgraad, terwijl zij slechts ongeveer 49% van de beroepsbevolking vertegenwoordigen. Terwijl de (lichte) toename van de invaliditeitsgraad bij de mannen voor 88% kan worden verklaard door de vergrijzing van de beroepsbevolking tussen 2003 en 2014, kan, ten slotte, slechts 43% van de (sterke) toename van de invaliditeitsgraad bij de vrouwen worden verklaard door de vergrijzing van de bevolking. In het macro-economische deel hebben we getracht om de lokale invaliditeitsgraad (op gemeentelijk niveau) te verklaren door een reeks sociaal-economische factoren. We hebben zo vastgesteld dat deze werd beïnvloed door een reeks factoren, zoals de gemiddelde leeftijd van de beroepsbevolking, de verhouding bedienden/arbeiders, de werkloosheidsgraad, de bevolkingsdichtheid en de verhouding mannen/vrouwen. Het interessantste resultaat is dat de voorwaardelijke correlatie tussen de werkloosheidsgraad en de invaliditeitsgraad significant negatief wordt wanneer de regressie in eerste verschillen ('fixed effects'-model) wordt uitgevoerd. Dit resultaat lijkt erop te wijzen dat er een transfer van de werkloosheid naar de invaliditeit heeft plaatsgevonden tijdens de onderzochte

periode. Het inzicht in de oorzaken van een dergelijk fenomeen valt buiten het bestek van deze studie en er wordt momenteel onderzoek gedaan in die richting.²⁴ Door het arrondissementseffect op de invaliditeitsgraad te isoleren, heeft de macro-economische analyse ook aangetoond dat de arrondissementen bovenaan in de geografische spreiding ver boven het nationale gemiddelde blijven, zelfs na opname van de verklarende variabelen in het model, wat erop wijst dat andere factoren de geografische heterogeniteit van de waargenomen invaliditeitsgraad beïnvloeden.

Om de bepalende factoren voor de intrede in invaliditeit grondiger te onderzoeken, gebruikten we een representatieve steekproef van 6% van de bevolking die in 2007 in België woonde. In deze micro-economische analyse hebben we de waarschijnlijkheid geschat dat een persoon over een horizon van twee jaar in invaliditeit treedt, op basis van een reeks waarneembare kenmerken. Aan de hand van dit model kunnen de waarschijnlijkheidsverschillen tussen arrondissementen relatief goed worden verklaard voor de arrondissementen in het midden van de geografische verdeling (tussen het 1^{ste} en het 3^{de} kwartiel). Net zoals in de macro-economische analyse verklaart het model echter slecht waarom sommige arrondissementen ver van het nationale gemiddelde liggen. We hebben gezien dat bij de waarneembare kenmerken de situatie ten aanzien van de arbeidsmarkt de belangrijkste factor is om de heterogeniteit van de geschatte coëfficiënten tussen de arrondissementen te verklaren. Bovendien lijken verschillende factoren de heterogeniteit van de geschatte coëfficiënten voor werknemers en werklozen te beïnvloeden. Meer bepaald is bij de werknemers de graad van intrede in invaliditeit het hoogst in de arrondissementen van Henegouwen terwijl deze bij de werklozen bijzonder hoog is in de arrondissementen Ieper, Oudenaarde, Hasselt en Marche-en-Famenne. Wij denken dat deze vaststelling belangrijk is en uitgebreider zou moeten worden onderzocht. Met het hier ontwikkelde model kan echter niet worden verklaard of de residuele heterogeniteit te wijten is aan een samenstellingseffect (niet-waargenomen individuele kenmerken, heterogeen verdeeld in de ruimte) of aan een effect dat eigen is aan de arrondissementen zelf. In het licht van de wetenschappelijke literatuur achten wij dat beide verklaringen even geloofwaardig en moeilijk te onderscheiden zijn. Het samenstellingseffect zou de lokale sociale structuur en een reeks praktijken (voeding, fysiek, sociaal) omvatten die beïnvloed worden door het sociale

(24) Zie De Brouwer et al. (2018).

milieu. Het arrondissementseffect omvat het lokale gezondheidszorgstelsel, in het bijzonder de toegang tot kwaliteitsvolle preventieve zorg en medische follow-up. Er kunnen ook verschillen in de beoordelingscriteria voor invaliditeit worden verondersteld, zoals enkele eerdere studies voor Noorwegen hebben aangetoond (Markussen et al., 2011). De verkenning van deze verschillende verklaringen wordt overgelaten aan toekomstig onderzoek.

(Vertaling)

7. BIBLIOGRAFIE

Ahlburg, D., Intergenerational transmission of health, *The American Economic Review*, 88(2), pp. 265-270, 1998.

Anderson, L. M., Scrimshaw, S. C., Fullilove, M. T. en Fielding, J. E., The Community Guide's model for linking the social environment to health, *American journal of preventive medicine*, 24(3), pp. 12-20, 2003.

Autor, D. H. en Duggan, M. G., The rise in the disability rolls and the decline in unemployment, *The Quarterly Journal of Economics*, 118.1, pp. 157-206, 2003.

Autor, D. H. en Duggan, M. G., The growth in the social security disability rolls: a fiscal crisis unfolding, *Journal of Economic perspectives*, 20.3, pp. 71-96, 2006.

Black, D., Daniel, K. en Sanders, S., The impact of economic conditions on participation in disability programs: evidence from the coal boom and bust, *American Economic Review*, 92(1), pp. 27-50, 2002.

Boone, J. et al., Recessions are bad for workplace safety, *Journal of health economics*, 30.4, pp. 764-773, 2011.

Borghans, L., Gielen, A. C. en Luttmer, E. FP, Social support substitution and the earnings rebound: evidence from a regression discontinuity in disability insurance reform, *American Economic Journal: Economic Policy*, 6.4, pp. 34-70, 2014.

Bratberg, Espen, Nilsen, Øivind Anti en Vaage, Kjell, Assessing the intergenerational correlation in disability pension reciprocity, *Oxford Economic Papers*, 67.2, pp. 205-226, 2014.

Bratsberg, B., Fevang, E. en Røed, K., Job loss and disability insurance, *Labour Economics*, 24, 137-150, 2014.

Campolieti, M. en Riddell, Ch., Disability policy and the labor market: evidence from a natural experiment in Canada, 1998-2006, *Journal of Public Economics*, 96.3-4, pp. 306-316, 2012.

Caroli, E. en Godard, M., Does job insecurity deteriorate health?, *Health economics*, 25(2), pp. 131-147, 2016.

Charles, K. K., Li, Y. en Stephens, Jr, M., Disability Benefit Take-Up and Local Labor Market Conditions, *Review of Economics and Statistics*, (0), 2017.

Colantone, I., Crinò, R. en Ogliari, L., *The hidden cost of globalization: Import competition and mental distress*, Working paper, 2015.

Currie, J., Healthy, wealthy, and wise: socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development, *Journal of Economic Literature*, 47(1), pp. 87-122, 2009.

Dahl, G. B., Kostøl, A. R. en Mogstad, M., Family welfare cultures, *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), pp. 1711-1752, 2014.

De Brouwer, O., Leduc, E. en Tojerow, I., The effect of changes in the unemployment benefit program on entry flows into the incapacity insurance: a focus on job search monitoring schemes of the older long-term unemployed, *DULBEA working paper*, 2018.

De Jong, Ph., Lindeboom, M. en Van der Klaauw, B., Screening disability insurance applications, *Journal of the European Economic Association*, 9.1, pp. 106-129, 2011.

Duggan, M. en Imberman, S. A., Why are the disability rolls skyrocketing? The contribution of population characteristics, economic conditions, and program generosity, in *Health at older ages: The causes and consequences of declining disability among the elderly*, University of Chicago Press, pp. 337-379, 2009.

Fevang, E., Markussen, S. en Røed, K., The sick pay trap, *Journal of Labor Economics*, 32(2), pp. 305-336, 2014.

Furtado, D. en Theodoropoulos, N., *Immigrant networks and the take-up of disability programs: evidence from US census data*, Working paper, 2012.

Honold, J., Beyer, R., Lakes, T. en van der Meer, E., Multiple environmental burdens and neighborhood-related health of city residents, *Journal of Environmental Psychology*, 32(4), pp. 305-317, 2012.

Jones, A. M. en Wildman, J., Health, income and relative deprivation: evidence from the BHPS, *Journal of health economics*, 27.2, pp. 308-324, 2008.

Kostol, A. R. en Mogstad, M., How financial incentives induce disability insurance recipients to return to work, *American Economic Review*, 104(2), pp. 624-55, 2014.

Lammers, M., Bloemen, H. en Hochguertel, S., Job search requirements for older unemployed: transitions to employment, early retirement and disability benefits, *European Economic Review*, 58, pp. 31-57, 2013.

Loisel, P., Buchbinder, R., Hazard, R., Keller, R., Scheel, I., Van Tulder, M. en Webster, B., Prevention of work disability due to musculoskeletal disorders: the challenge of implementing evidence, *Journal of occupational rehabilitation*, 15(4), pp. 507-524, 2005.

Maestas, N., Mullen, K. J. en Strand, A., Does disability insurance receipt discourage work? Using examiner assignment to estimate causal effects of SSDI receipt, *American Economic Review*, 103(5), pp. 1797-1829, 2013.

Markussen, S., Røed, K., Røgeberg, O. J. en Gaure, S., The anatomy of absenteeism, *Journal of health economics*, 30(2), pp. 277-292, 2011.

Markussen, S., Røed, K. en Røgeberg, O., The changing of the guards: can family doctors contain worker absenteeism?, *Journal of health economics*, 32(6), pp. 1230-1239, 2013.

Markussen, S. en Røed, K., Social insurance networks, *Journal of Human resources*, 50(4), pp. 1081-1113, 2015.

McManus, T. C. en Schaur, G., The effects of import competition on worker health, *Journal of International Economics*, 102, pp. 160-172, 2016.

McVicar, D., Why have UK disability benefit rolls grown so much?, *Journal of Economic Surveys*, 22(1), pp. 114-139, 2008.

Nordberg, M. en Røed, K., Economic Incentives, Business Cycles and Long Term Sickness Absence, *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 48.2, pp. 203-230, 2009.

Organisation for Economic Cooperation and Development, *Sickness, Disability and Work: Breaking the Barriers: A Synthesis of Findings across OECD Countries*, OECD Publishing, 2010.

Petrongolo, B., The long-term effects of job search requirements: evidence from the UK JSA reform, *Journal of Public Economics*, 93(11-12), pp. 1234-1253, 2009.

Rege, M., Telle, K. en Votruba, M., Social interaction effects in disability pension participation: evidence from plant downsizing, *The Scandinavian Journal of Economics*, 114.4, pp. 1208-1239, 2012.

RIZIV, *Verklarende factoren met betrekking tot de stijging van het aantal invaliden*, Studiedienst RIZIV, 2014.

Saks, Y., Mieux comprendre l'évolution du nombre de bénéficiaires de l'assurance-invalidité, *BNB Revue Economique*, 2017.

Shaw, W. S., Van der Windt, D. A., Main, C. J., Loisel, P. en Linton, S. J., Early patient screening and intervention to address individual-level occupational factors ("blue flags") in back disability, *Journal of occupational rehabilitation*, 19(1), pp. 64-80, 2009.

Staubli, S., The impact of stricter criteria for disability insurance on labor force participation, *Journal of Public Economics*, 95.9-10, pp. 1223-1235, 2011.

Syme, S. L. en Yen, I. H., The social environment and health: a discussion of the epidemiologic literature, *Annual review of public health*, 20(1), pp. 287-308, 1999.

Trannoy, A., Tubeuf, S., Jusot, F. en Devaux, M., Inequality of opportunities in health in France: a first pass, *Health economics*, 19(8), pp. 921-938, 2010.

Van den Berg, G. J., Lindeboom, M. en Portrait, F., Economic conditions early in life and individual mortality, *American Economic Review*, 96(1), pp. 290-302, 2006.

Williams, D. R., Neighbors, H. W. en Jackson, J. S., Racial/ethnic discrimination and health: findings from community studies, *American journal of public health*, 93(2), pp. 200-208, 2003.

8. BIJLAGEN

8.1. BIJLAGE 1: BESCHRIJVING VAN DE 'SHIFT SHARE'-METHODE

Om het relatieve belang van elke werknemersgroep (gedefinieerd naar geslacht en sociaal statuut) in de totale toename van de invaliditeitsgraad te berekenen, maken we gebruik van de 'shift-share'-methode. Deze methode scheidt de toename van de nationale invaliditeitsgraad in twee effecten:

Samenstellingseffect: evolutie van de totale invaliditeitsgraad die toe te schrijven is aan de evolutie van het aandeel van een werknemersgroep in de totale werkgelegenheid.

'Intern' effect: evolutie van de totale invaliditeitsgraad die toe te schrijven is aan de evolutie van de invaliditeitsgraad binnen elke werknemersgroep.

Formeel is deze formule gebaseerd op log-linearisatiemethoden en wordt hij als volgt weergegeven:

$$\Delta Taux.inv = \sum_{i=1}^I \left(\frac{N_i}{N} \right) * \Delta Taux.inv_i + \sum_{i=1}^I \Delta \left(\frac{N_i}{N} \right) * \overline{Taux.inv}_i$$

In deze formule staat Δ voor het verschil tussen 2003 en 2014, staat N_i voor het aantal voor vergoeding in aanmerking komende houders in elke groep (mannelijke arbeider, vrouwelijke arbeider, ...), N voor het totale aantal voor vergoeding in aanmerking komende houders en geeft de balk het gemiddelde van de variabele tussen 2003 en 2014 aan²⁵. De eerste term van de som is het intragroepseffect, terwijl de tweede term het samenstellingseffect is. Er dient op gewezen dat elk effect het product is van twee elementen. Het intragroepseffect bestaat in feite uit de evolutie van de invaliditeitsgraad voor elke groep, vermenigvuldigd met het relatieve aandeel van deze groep. We zouden bijvoorbeeld een aanzienlijk intragroepseffect kunnen waarnemen als gevolg van een lichte toename van de invaliditeitsgraad in een grote meerderheidsgroep en een klein intragroepseffect ondanks een sterke toename van de invaliditeitsgraad in een kleine minderheidsgroep.

(25) We gebruiken het jaar 2003 omdat deze datum het begin lijkt te zijn van een versnelling in de toename van de invaliditeitsgraad.

TABEL 8: ANALYSE PER GESLACHT EN SOCIALE GROEP (WERKNEMERS)

Geslacht-sociaal statuut	Aantal VH-brug ⁽⁶⁾		Aandeel in het totale aantal VH-brug werknemers		Intragroeps- effect 2003-2014	Intergroeps- effect 2003-2014	Bijdrage in de totale evolutie 2003-2014
	2003	2014	2003	2014			
Mannelijke arbeiders	1.280.181	1.320.862	34,80%	32,00%	0,0062688	-0,00229	0,00398 (17,00%)
Vrouwelijke arbeiders	718.312	832.919	19,50%	20,20%	0,01091	0,00072	0,01163 (49,70%)
Mannelijke bedienden	681.181	774.057	18,50%	18,80%	0,00056	0,00007	0,00063 (2,70%)
Vrouwelijke bedienden	998.573	1.197.253	27,10%	29,00%	0,00635	0,00082	0,00716 (30,60%)
Totaal	3.678.247	4.125.091	100%	100%	0,02408	-0,0006849	0,0234 (100%)

Bronnen: RIZIV-gegevens en eigen berekeningen.

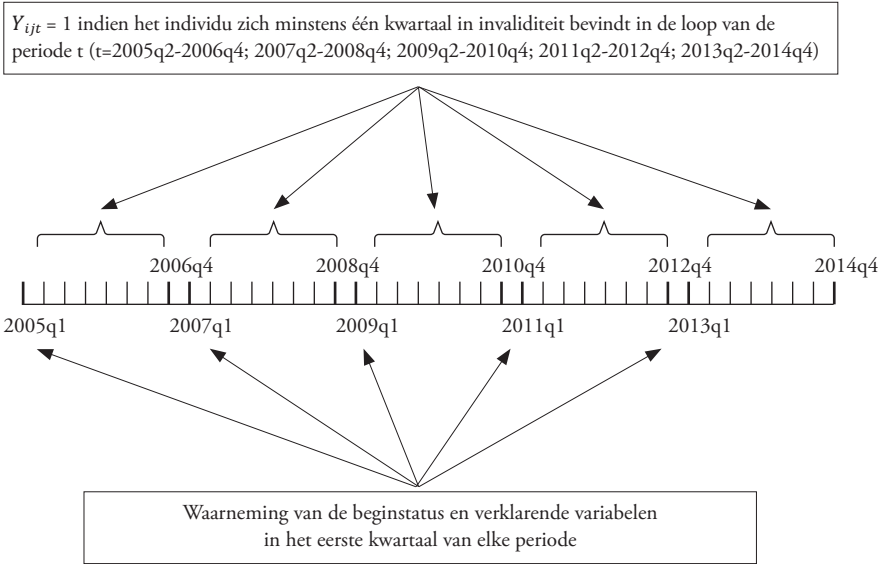
Opmerkingen: De kolommen 2 en 3 (4 en 5) vermelden het aantal VH-brug in elke werknemersgroep in 2003 en 2014. De kolommen 6 en 7 vermelden het intra- en intergroeps-effect voor elke groep. In kolom 8 geeft het percentage tussen haakjes het aandeel van elke groep in de totale toename van de nationale invaliditeitsgraad aan.

(26) Ter herinnering: VH-brug verwijst naar het aantal voor vergoeding in aanmerking komende houders waarvan men het aantal brugpensioneerders heeft afgetrokken.

8.2. BIJLAGE 2: OORSPRONG VAN DE VERKLARENDE VARIABELEN IN DE MACRO-ECONOMISCHE ANALYSE

Variabele	Bron
Werkloosheidsgraad	KSZ
Totale bevolking	KSZ
Aandeel van de beroepsbevolking van buitenlandse oorsprong (EU en niet-EU)	KSZ
Aandeel actieve vrouwen	KSZ
Gemiddelde leeftijd van de beroepsbevolking	KSZ
Invaliditeitsgraad	RIZIV
Aandeel betrekkingen in de industriële sector	RSZ
Aantal sterfgevallen	Statbel - opendata
Mediaan inkomen	Statbel - opendata
Aantal bedrijfsfaillissementen	Statbel - opendata

8.3. BIJLAGE 3: GRAFISCHE WEERGAVE VAN DE VERGELIJKING (2)



INHOUDSTAFEL

WAT ZIJN DE BEPALENDE FACTOREN VOOR DE GEOGRAFISCHE VERSCHILLEN IN DE INVALIDITEITSGRAAD IN BELGIE?

1.	INLEIDING	5
2.	DE INVALIDITEITSSITUATIE IN BELGIE	8
3.	OVERZICHT VAN DE LITERATUUR	17
3.1.	LOKALE DEMOGRAFISCHE STRUCTUUR	17
3.2.	LOKALE ARBEIDSMARKT	18
3.3.	LOKALE SOCIALE STRUCTUUR	19
3.4.	LOKAAL GEZONDHEIDSZORGSTELSEL	20
3.5.	RUIMTELIJKE MOBILITEIT	21
3.6.	STIMULERENDE EFFECTEN VS. OBJECTIEVE GEZONDHEID	22
3.7.	CONCLUSIES VAN HET DEEL	23
4.	MACRO-ECONOMISCHE ANALYSE VAN DE BEPALENDE FACTOREN VOOR DE INVALIDITEITSGRAAD	24
4.1.	INLEIDING	24
4.2.	SCHATTINGSMETHODE	25
4.3.	RESULTATEN	26
4.4.	CONCLUSIES VAN DE MACRO-ECONOMISCHE ANALYSE	27
5.	MICRO-ECONOMISCHE ANALYSE	32
5.1.	GEGEVENS	32
5.2.	ECONOMETRISCHE ANALYSE	33
5.3.	RESULTATEN	36
5.4.	WERKNEMERS EN WERKLOZEN SAMEN	36
5.5.	AFZONDERLIJKE ANALYSE VAN DE WERKNEMERS EN DE WERKLOZEN	47
5.6.	BESPREKING VAN DE RESULTATEN	48
6.	CONCLUSIES	50
7.	BIBLIOGRAFIE	53

8.	BIJLAGEN	57
8.1.	BIJLAGE 1: BESCHRIJVING VAN DE 'SHIFT SHARE'-METHODE	57
8.2.	BIJLAGE 2: OORSPRONG VAN DE VERKLARENDE VARIABELEN IN DE MACRO-ECONOMISCHE ANALYSE	59
8.3.	BIJLAGE 3: GRAFISCHE WEERGAVE VAN DE VERGELIJKING.	60