

Stromen arbeidsmigranten vaker in de WW dan autochtone Nederlandse werknemers?

Een decompositieanalyse van WW-instroom onder Oost-Europese arbeidsmigranten in Nederland

Anita Strockmeijer, Paul de Beer en Jaco Dagevos

De grote toename van Oost-Europese migranten op de Nederlandse arbeidsmarkt heeft geleid tot zorgen over hun mogelijke claim op Nederlandse werkloosheidsuitkeringen (WW). We onderzoeken met een decompositieanalyse de verschillen in de WW-instroom tussen migranten en autochtone Nederlandse werknemers door de registratiegegevens van alle werknemers in Nederland in 2015 te analyseren. De resultaten laten zien dat Oost-Europese migranten, net als andere migranten, vaker een werkloosheidsuitkering ontvangen dan autochtone werknemers. Dit verschil kan grotendeels worden toegeschreven aan baankenmerken. Door het werkloosheidsrisico in de analyse mee te nemen, blijkt de instroom in de WW van de niet-werkenden veel kleiner dan bij autochtone Nederlanders.

1 Inleiding

Werk is voor het overgrote deel van de recente stroom migranten uit Oost-Europa de belangrijkste reden om naar Nederland te komen, vooral vanwege het verwachte hogere inkomen (Dagevos, 2011; Gijsberts en Lubbers, 2013; Huijnk, Gijsberts en Dagevos, 2014; SER, 2014). Zij zijn bereid om tegen een lager loon en tegen slechtere arbeidsomstandigheden te werken dan autochtone Nederlandse werknemers, omdat in Nederland de lonen aanzienlijk hoger zijn dan in de oostelijke lidstaten van de EU (Holtslag, Kremer en Schrijvers, 2012; McGauran, De Haan, Scheele en Winsemius, 2016; Eurostat, 2017; Strockmeijer, De Beer en Dagevos, 2017). De banen van Oost-Europese arbeidsmigranten in Nederland kenmerken zich door veel onzekerheid over de duur en de voortzetting van het werk. Doordat zij veelal op tijdelijke contracten werken in sectoren die gevoelig zijn voor conjunctuur- en seizoenschommelingen, lopen zij een groot risico op werkloosheid (Dagevos, 2011; Kremer en Schrijvers, 2014; Strockmeijer, De Beer en Dagevos, 2018). Met deze elementen onderscheiden Oost-Europese arbeidsmigranten zich van andere migrantengroepen (Strockmeijer et al., 2018).

De Nederlandse Werkloosheidswet, kortweg WW, is een inkomensverzekering voor werkloosheid en biedt werknemers bescherming tegen de financiële gevolgen van werkloosheid. (Kamerstukken, 2016). Het aandeel van Oost-Europese arbeidsmigranten in de WW-populatie is aanzienlijk groter dan hun aandeel in de werkzame beroepsbevolking (Huijnk et al., 2014; Eurofound, 2015; CBS, 2018). Het aandeel Oost-

Europese migranten dat een beroep doet op de WW is dan ook groter dan van autochtone Nederlandse werknemers (Barrett en Maître, 2013); een ratio van anderhalf tot twee.

De komst van Oost-Europese arbeidsmigranten heeft de discussie over het gebruik van werkloosheidsuitkeringen aangewakkerd. De Amerikaanse econoom Borjas betoogt dat een genereuzer socialezekerheidsstelsel migranten kan aantrekken en spreekt van een 'welfare magnet' (Borjas, 1999). Bij migranten kan sprake zijn van negatieve zelfselectie in de zin dat zij migreren in de verwachting dat de verzorgingsstaat in het gastland hun inkomensbescherming zal bieden (Nannestad, 2007). Genereuze uitkeringen werken dan als een magneet voor laagopgeleide migranten. In het maatschappelijke en politieke discours wordt soms betoogd dat Oost-Europese arbeidsmigranten weliswaar naar Nederland komen om te werken, maar dat zij dat doen in de wetenschap dat zij bij werkloosheid aanspraak kunnen maken op een genereuzer werkloosheidsregeling dan in het thuisland (Dagevos en Gijsberts, 2013; Kamerstukken, 2013; Kremer, 2013; SER, 2014).

Oost-Europese arbeidsmigranten ontvangen weliswaar vaker een WW-uitkering (Barrett en Maître, 2013), maar in eerdere studies is geen rekening gehouden met verschillen in achtergrondkenmerken. Empirisch is het bestaan van een aanzuigende werking moeilijk te toetsen, maar we kunnen wel onderzoeken of, ook na controle voor achtergrondkenmerken en rekening houdend met de arbeidsmarktpositie van migranten, sprake is van een onevenredig groot beroep op de WW. De werkloosheidskans van arbeidsmigranten is niet in eerdere analyses meegenomen. Door hun veelal kwetsbare positie in de analyse niet mee te nemen, ontbreekt een mogelijke verklaring voor het hogere WW-gebruik van arbeidsmigranten.

Meer verfijnde kennis over de relatie tussen migranten en het gebruik van de sociale zekerheid is zeer gewenst (Guild et al. 2013). Als (te) veel migranten gebruikmaken van sociale zekerheid, kan dit de (nationale) solidariteit onder druk zetten (De Beer en Koster, 2007; Reesken en Van Oorschot, 2012; Kremer, 2013) en zijn weerslag hebben op het draagvlak voor migratie en de beeldvorming over migranten. Dit zou de legitimiteit en daarmee de voortzetting van hun rechten als ze werkloos worden, kunnen bedreigen. Dit is niet denkbeeldig. Een grote meerderheid van de Nederlandse bevolking (80 procent) vindt dat migranten, als ze werkloos worden, terug moeten naar het herkomstland en bijna 60 procent is het eens met de uitspraak dat migranten uit Oost-Europa misbruik maken van uitkeringen (Dagevos en Gijsberts, 2013). In het regeerakkoord van het kabinet Rutte III uit 2017 is een wachttijd voor EU-migranten opgenomen, waardoor zij straks 26 weken in Nederland gewerkt moeten hebben om in aanmerking te komen voor een WW-uitkering, terwijl zij nu nog de gewerkte weken in het thuisland mee mogen tellen.

Om een beter onderbouwd oordeel te kunnen vellen over het WW-gebruik door Oost-Europese arbeidsmigranten, beantwoorden we in dit artikel de volgende vraag: *Doen Oost-Europese arbeidsmigranten vaker dan autochtone Nederlandse werknemers een beroep op*

de Nederlandse Werkloosheidswet en, zo ja, in hoeverre valt dit te verklaren uit verschillen in persoons- en baankenmerken?

2 Theoretisch raamwerk

Aanspraak maken op een werkloosheidsuitkering omvat per definitie twee stappen. Allereerst verliest een werknemer zijn of haar baan en wordt werkloos. Vervolgens kan de persoon in kwestie een werkloosheidsuitkering aanvragen en, indien aan de voorwaarden van de Werkloosheidswet wordt voldaan, een WW-uitkering ontvangen. In dit artikel analyseren we eerst beide stappen afzonderlijk en bezien dan de combinatie ervan. Het onderscheid tussen beide stappen is belangrijk, omdat de factoren die van invloed zijn op de kans om werkloos te worden andere kunnen zijn dan de kans dat men een uitkering ontvangt, gegeven het feit dat men werkloos wordt. Zo is het denkbaar dat personen met een kwetsbare arbeidsmarktpositie meer kans hebben om werkloos te worden, maar als zij werkloos worden minder kans maken op een uitkering, bijvoorbeeld doordat zij minder vaak aan de eisen voor het ontvangen van uitkering voldoen, zoals het aantal weken dat men hiervoor dient te hebben gewerkt. We analyseren eerst de kans om werkloos te worden, om daarmee het effect van de zwakke arbeidsmarktpositie van migranten inzichtelijk te maken, om vervolgens te onderzoeken of migranten die hun werk kwijt zijn geraakt, meer of minder vaak een WW-uitkering ontvangen. Tot slot combineren we beide stappen en bezien we of arbeidsmigranten in totaal meer of minder vaak een beroep doen op de WW dan autochtone werknemers. Dit laatste sluit aan bij de meeste studies die kijken naar het relatieve uitkeringsgebruik van arbeidsmigranten (Barrett en Maître, 2013; Huijnk et al., 2014; Eurofound, 2015; CBS, 2018) en biedt inzicht in de vraag of het effect van de eerste stap (werk verliezen), of het effect van de tweede stap (als werkloze een uitkering ontvangen) dominant is voor het totale uitkeringsgebruik.

Het risico van werknemers op baanverlies hangt af van factoren als de bedrijfssector en het type contract dat men heeft. Bij een krimpende economie is er in het bedrijfsleven doorgaans een sterkere afname van de werkgelegenheid dan bij de overheid (Vrooman, 2009). Het risico op werkloosheid is ook aanzienlijk in sectoren die onderhevig zijn aan seizoenschommelingen in de vraag naar arbeid. Om pieken in het werk op te vangen, zetten veel werkgevers in de agrosector Oost-Europese arbeidsmigranten in (SER, 2014; Strockmeijer et al., 2017). Ook in de uitzendsector zijn korte periodes van werk kenmerkend. Door de actieve bemiddeling van uitzendbureaus in het thuisland zijn veel arbeidsmigranten uit Oost-Europa via de uitzendsector bij een Nederlandse werkgever tewerkgesteld (Strockmeijer et al., 2017). We verwachten dan ook dat Oost-Europese arbeidsmigranten vanwege de sectoren waarin ze werken (met name de agrosector en de uitzendsector), een grotere kans op werkloosheid hebben: het gaat hier vaak om tijdelijke banen.

Werknemers met een tijdelijk contract hebben een grotere kans op werkloosheid dan werknemers met een vaste baan en stromen vaker in de WW (Van der Werff et al., 2016).

Werknemers met een migratieachtergrond hebben vaker een flexibele arbeidsrelatie dan werknemers met een Nederlandse achtergrond (Huijnk et al., 2014; CBS, 2016). Bovendien hebben Oost-Europese arbeidsmigranten langduriger een tijdelijk contract dan andere migrantengroepen (Berkhout et al., 2014; Strockmeijer et al., 2017). Ook dit leidt tot een grotere kans op werkloosheid voor Oost-Europese arbeidsmigranten.

Behalve van baankenmerken hangt het risico op werkloosheid ook af van persoonskenmerken. De kans om werkloos te worden is relatief groot bij jonge werknemers, die dikwijls een tijdelijk contract hebben en bij bedrijfskrimpelingen vaak het eerste in aanmerking komen voor ontslag (last in, first out) (Corpeleijn, 2009). De gemiddelde leeftijd van arbeidsmigranten uit Oost-Europa is met 33 jaar acht jaar lager dan van autochtone Nederlandse werknemers (Strockmeijer et al., 2017). Dit draagt bij aan een grotere kans van Oost-Europese arbeidsmigranten op verlies van werk.

Ook laagopgeleiden lopen meer risico op verlies van hun baan dan hogeropgeleiden (UWV, 2015; CBS, 2017). Onder Oost-Europese arbeidsmigranten is het aandeel laagopgeleiden groter dan onder autochtone Nederlandse werknemers (Dagevos, 2011; Holtslag et al., 2012). Daarnaast is er vaak sprake van een slechte aansluiting tussen opleiding en baan; vaak zijn Oost-Europese arbeidsmigranten te hoog of voor iets anders opgeleid dan voor het werk dat zij doen (Dagevos, 2011).

Ten slotte is ook het geslacht van werknemers van invloed op het risico op werkloosheid. Lange tijd was het werkloosheidspercentage van vrouwen hoger dan van mannen. In de meeste recente economische crisis is dit verschil echter verdwenen en lopen mannen zelfs iets vaker het risico hun baan te verliezen, doordat zij meer in conjunctuurgevoelige sectoren werkzaam zijn, zoals de bouw en de transportsector (Merens en Van den Brakel, 2014). Doordat Oost-Europese mannen oververtegenwoordigd zijn in deze sectoren, draagt dit bij aan een grotere kans op werkloosheid.

Uit bovenstaande overzicht blijkt dat de specifieke baan- en persoonskenmerken van Oost-Europese arbeidsmigranten bijdragen aan hun kans op werkloosheid. Onze eerste hypothese luidt: *Oost-Europese arbeidsmigranten verliezen vaker hun baan dan autochtone Nederlandse werknemers vanwege hun baankenmerken (H1a) en vanwege hun persoonskenmerken (H1b).*

Werknemers in loondienst dragen WW-premies af, waardoor zij verzekerd zijn tegen de financiële gevolgen van werkloosheid. Ook Oost-Europese arbeidsmigranten die in Nederland in loondienst werken betalen, via de werkgever, WW-premies. Om in aanmerking te komen voor een Nederlandse WW-uitkering moet in 36 weken voorafgaand aan de eerste dag van werkloosheid minimaal 26 weken zijn gewerkt. Een werkloze werknemer heeft dan recht op een WW-uitkering voor de duur van drie maanden. Een langer arbeidsverleden geeft een langer recht op WW-uitkering. Om ervoor te zorgen dat verschillen in socialezekerheidstelsel tussen landen niet belemmerend werkt voor het vrij

verkeer van werknemers, is een Europese verordening voor sociale zekerheid opgesteld.¹ Als een werknemer werkt in een ander lidstaat, geniet hij dezelfde sociale en fiscale voordelen als de nationale werknemers.² Oost-Europese arbeidsmigranten maken dus dezelfde aanspraak op een WW-uitkering als autochtone Nederlandse werknemers. Voor de weken- en de jarenis komen zowel Nederlandse dienstverbanden als buitenlandse (EU/EER) in aanmerking.³

Werklozen met een kort arbeidsverleden komen door de wekeneis niet altijd in aanmerking voor een werkloosheidsuitkering. Veel Oost-Europese arbeidsmigranten zijn jong (Strockmeijer et al., 2017) en bijna de helft van de Oost-Europese arbeidsmigranten is een starter (zie hierna) op de Nederlandse arbeidsmarkt. Dat wil zeggen dat zij in het vorige kalenderjaar voor het eerst in loondienst in Nederland hebben gewerkt, terwijl slechts twee procent van de autochtone Nederlandse werknemers een starter is (Strockmeijer et al., 2017). Op basis hiervan verwachten we dat een aanzienlijk deel van de Oost-Europese arbeidsmigranten bij baanverlies geen recht heeft op een werkloosheidsuitkering.

Arbeidsmigranten kunnen, zoals gezegd, de gewerkte weken in het land van herkomst ook meetellen in de opbouw van WW-rechten, maar daarvoor moeten ze expliciet een aanvraag doen. In 2015 is bij slechts 32 aanvragen het buitenlandse arbeidsverleden samengeteld voor de bepaling van het recht op WW (Pacolet en De Wispelaere, 2016).⁴

Ook als men recht heeft op een WW-uitkering, kan gebrek aan kennis over het uitkeringssysteem nog een drempel zijn om aanspraak op een uitkering te maken (Wildeboer en Hoff, 2007). Een werkloze werknemer dient de WW-regeling te kennen en de administratieve procedures om een aanvraag in te dienen (Hernanz et al., 2004; Renema, 2018). Hoewel we zouden verwachten dat arbeidsmigranten een kennisachterstand hebben ten opzichte van autochtone Nederlandse werknemers, blijkt uit een studie van Renema (2018) dat veel Poolse migranten op de hoogte zijn van de toegankelijkheid van de Nederlandse Werkloosheidswet: 80 procent kent de WW-rechten. Een grote meerderheid geeft op de vraag wanneer men recht heeft op WW, de antwoordcategorie 'na te hebben gewerkt, belasting en premies betaald te hebben voor een langere periode.' Ze weten dat ze pas recht hebben op een WW-uitkering wanneer zij in Nederland een periode economisch actief zijn geweest (autochtone Nederlandse werknemers zijn niet bevraagd). De kennisoverdracht vindt onder meer plaats via sociale netwerken. Oost-Europese arbeidsmigranten maken vaak gebruik van

¹ Verordening 883/2004 (de basisverordening) en 987/2009 (de toepassingsverordening).

² Verordening 492/2011, artikel 7 lid 2, waarborgt een gelijke behandeling van werknemers.

³ Artikel 6 en 61 Verordening 883/2004 stelt dat tijdvakken vervuld in een andere EU-lidstaat moeten worden beschouwd alsof ze in Nederland zijn vervuld.

⁴ Een werknemer die in vier van de afgelopen vijf jaar over 52 of meer dagen per jaar loon heeft ontvangen, voldoet aan de jarenis. Een werknemer die voldoet aan de jarenis heeft recht op verlenging van de uitkeringsduur met een maand per gewerkt arbeidsjaar. In 2015 zijn zo'n 9.000 aanvragen gedaan waarbij mogelijk sprake was van een arbeidsverleden, wat effect heeft op verlenging van de duur van de WW-uitkering. Hiervan betrof 2.927 toekenningen waarbij het ging om een Pools arbeidsverleden.

bemiddelingsbureaus en tussenpersonen, die zich lang niet altijd beperken tot arbeidsbemiddeling, maar ook de communicatie met de uitvoeringsinstelling verzorgen wanneer het tijdelijke contract afloopt (Guiaux, 2016).

De kennisdrempel lijkt daarmee een kleinere rol te spelen voor Oost-Europese arbeidsmigranten dan het arbeidsverleden. We formuleren als tweede hypothese: *De kans op instroom in de WW is kleiner onder werkloze Oost-Europese migranten dan onder werkloze autochtone Nederlanders doordat zij vaak niet aan de wekeneis voldoen (H2).*

Als Oost-Europese arbeidsmigranten vaker dan autochtone Nederlanders hun baan verliezen vanwege hun baan- en persoonskenmerken, maar zij minder vaak in de WW stromen door een te kort arbeidsverleden, is de vraag welk effect dominant is. Hebben Oost-Europese arbeidsmigranten een grotere of kleinere kans om in te stromen in de WW? Omdat het verschil in arbeidsmarktpositie tussen Oost-Europese arbeidsmigranten en autochtone Nederlandse werknemers groot is (zie Strockmeijer et al., 2017), terwijl de arbeidsmigranten goed op de hoogte zijn van hun WW-rechten en men na zes maanden werk al recht heeft op een WW-uitkering, verwachten we dat het eerste effect (een grotere kans op werkloosheid) groter is dan het tweede effect (een kleinere kans op een uitkering in geval van werkloosheid). Aangezien bovendien eerdere studies een hoger WW-gebruik door Oost-Europese migranten laten zien, luidt onze derde hypothese: *De kans op instroom in de WW van Oost-Europese werknemers is groter dan de instroom van autochtone Nederlandse werknemers (H3).*

3 Data

Data. Voor de beantwoording van de onderzoeksvraag is gebruikgemaakt van administratieve microdata van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) betreffende de banen en lonen van werknemers in Nederland, alsook de werkloosheidsuitkeringen. Werknemers die in Nederland in loondienst werken en waarvan de werkgever de premies werknemersverzekeringen betaalt, zijn verzekerd voor de Nederlandse Werkloosheidswet, en opgenomen in het werknemersbestand in de Polisadministratie.

Aan het werknemersbestand is de herkomst van in het buitenland geboren werknemers toegevoegd om in de analyses verschillende groepen migranten te kunnen onderscheiden. Informatie over de herkomstgroepering komt uit de basisregistratie personen (BRP). Wanneer een persoon nooit ingeschreven is geweest in het bevolkingsregister, is de herkomst onbekend. In dat geval wordt de herkomst bepaald op basis van informatie over de nationaliteit van de persoon. De nationaliteit van werknemers is bekend omdat werkgevers wettelijk verplicht zijn aangifte te doen over de lonen die aan werknemers zijn betaald en over hun nationaliteit. De herkomst van arbeidsmigranten zoals in deze studie wordt gehanteerd, is conform de door het CBS gehanteerde definitie voor de Migrantenmonitor (CBS, 2018). Door ons te richten op zowel ingeschreven als niet-ingeschreven arbeidsmigranten hebben we een rijk onderzoeksbestand van de integrale

populatie Oost-Europese arbeidsmigranten die in loondienst werkzaam zijn. Maar het kent zijn beperkingen als het gaat om het koppelen met andere databestanden, omdat die veelal gebaseerd zijn op de in de BRP ingeschreven personen. Het aandeel arbeidsmigranten uit Oost-Europa dat in Nederland in loondienst werkzaam is en staat ingeschreven in het bevolkingsregister, bedraagt zo'n 45 procent (Strockmeijer et al., 2018). Zouden we ons richten op de arbeidsmigranten die staan ingeschreven, dan zouden we dus informatie missen van ruim de helft van het aantal Oost-Europese arbeidsmigranten.

Het gaat om in het buitenland geboren werknemers die in Nederland in loondienst werken, ongeacht de reden waarom zij naar Nederland zijn gekomen en ongeacht het moment van migratie. Doordat het migratiemotief voor de niet ingeschrevenen niet wordt geregistreerd, kunnen we geen onderscheid maken tussen arbeidsmigranten en migranten die om een andere reden naar Nederland zijn gekomen. Echter, doordat we ons alleen richten op werkende migranten, is het aandeel dat als 'arbeidsmigrant' kan worden aangemerkt, waarschijnlijk groot.

In de analyses ligt de focus op Oost-Europese arbeidsmigranten. Hun positie vergelijken we met die van autochtone Nederlandse werknemers. Omdat we ook willen vergelijken met andere migrantengroepen, onderscheiden we migranten met herkomst EU-rest (de lidstaten die voor de uitbreiding in 2004 en 2007 al vrij verkeer van werknemers kenden, inclusief IJsland, Liechtenstein, Noorwegen (EER) en Zwitserland), westers en niet-westers conform de herkomstindeling van het CBS, terwijl Turkse en Marokkaanse werknemers, als de grootste groep van (voormalige) arbeidsmigranten, apart worden onderscheiden.

We volgen alle werknemers die in januari 2015 in Nederland in loondienst werkten. Vanwege het seizoenpatroon in de migratie van Oost-Europeanen (Strockmeijer et al., 2018) zijn ter controle ook analyses uitgevoerd voor de groep werknemers die werkten in de zomer. Deze analyses leverden vergelijkbare resultaten op. De uitkomsten zijn opvraagbaar bij de eerste auteur.

In januari 2015 werkten 6,3 miljoen werknemers in de leeftijd van 19 tot en met 60 jaar in Nederlandse loondienst. Ruim 183 duizend werknemers hebben een Oost-Europese herkomst. Het aandeel arbeidsmigranten uit Oost-Europa maakt 2,9 procent uit van het cohort werknemers (tabel 1). Het aandeel autochtone Nederlanders omvat 87,0 procent van de werknemers die werkten in januari 2015.

Tabel 1 Aandeel werknemers in de leeftijd van 19 tot 60 jaar en achtergrondkenmerken, cohort januari 2015

Herkomst	Aandeel werknemers (%)	Aandeel man (%)	Gemiddelde leeftijd	Aandeel tijdelijk werk (%)
Oost-Europees	2,9	57,2	33,1	70,9
EU-rest	2,5	55,3	39,7	35,3
Westers excl. EU	1,2	47,1	41,0	34,3
Niet-westers	4,5	51,2	40,4	36,6
Turks/Marokkaans	2,0	62,2	40,6	29,7
Nederlands	87,0	51,2	39,7	26,8
	100,0			

Afhankelijke variabelen. Als afhankelijke variabelen hanteren we ‘geen werk in loondienst’ en ‘instroom in de WW’. Er is sprake van instroom in ‘geen werk in loondienst’ als een werknemer van het cohort binnen een jaar ten minste één maand niet meer in Nederlandse loondienst werkt. We volgen daartoe het cohort van februari 2015 tot en met december 2015. Door ‘geen werk in loondienst’ te analyseren krijgen we inzicht in de effecten van de positie op de arbeidsmarkt. Hieruit kunnen we afleiden of de veelal kwetsbare arbeidsmarktpositie van arbeidsmigranten een belangrijke reden is voor een groter beroep op de WW. ‘Geen werk in loondienst’ leiden wij af uit de maandelijkse waarnemingen van looninkomsten. Als een werknemer in een maand geen looninkomsten ontvangt, duidt dat op geen werk in loondienst in Nederland.

Om te voorkomen dat we overwegend seizoeneffecten meten, kiezen we niet voor een enkel peilmoment waarop werknemers wel of geen werk hebben, maar voor een periode van een jaar. We spreken over ‘geen werk in loondienst in Nederland’ in plaats van over werkloosheid, omdat werkloosheid impliceert dat mensen geen werk hebben, recent naar werk hebben gezocht en beschikbaar zijn voor werk. Deze informatie hebben we niet. Hoewel we over ‘geen werk’ spreken, kunnen we niet uitsluiten dat er in de betreffende periode wel inkomsten uit zelfstandige arbeid zijn verworven, want ook daarover hebben we geen informatie. Voorts is niet duidelijk of mensen die niet meer in loondienst zijn, nog in Nederland wonen. We kunnen dus uitspraken doen in hoeverre migranten na baanverlies vaker of minder vaak instromen in de WW dan autochtone Nederlandse werknemers, maar niet waarom een deel geen aanspraak maakt op een WW-uitkering. Voor de beantwoording van de hoofdvraag is het ontbreken van deze informatie echter niet noodzakelijk; we concentreren ons op de vraag of Oost-Europese arbeidsmigranten vaker of minder vaak instromen in de WW, waarbij de vraag naar de redenen minder centraal staat.⁵ ‘Geen werk’ is een dichotome variabele; het gaat dus om de uitstroom uit werk en niet om de duur van de periode zonder werk.

⁵ Die vraag kunnen we niet beantwoorden vanwege het ontbreken van informatie over retourmigratie.

Het WW-bestand is aan het werknemersbestand gekoppeld en bevat informatie over de uitkeringen krachtens de Nederlandse Werkloosheidswet over het jaar 2015. Voor 'de kans op instroom in de WW' volgen we het cohort in dezelfde periode van een jaar en bezien we of er gedurende ten minste een maand een WW-uitkering is ontvangen. We meten de incidentie, de instroom in de uitkering binnen een jaar, terwijl het in de meeste andere studies gaat om de prevalentie, het totale WW-gebruik op een specifiek moment. WW-instroom is een dichotome variabele: wel of geen WW-uitkering binnen een jaar. Als er in een bepaalde maand sprake is van zowel looninkomsten als een WW-uitkering, wordt dit geïnterpreteerd als instroom in de WW.

Onafhankelijke variabelen. Geslacht, leeftijd, contract, sector, uurloon, arbeidsverleden en herkomst zijn in onze analyses onafhankelijke variabelen. Onze gegevens bevatten geen gegevens over het opleidingsniveau, maar we beschouwen het uurloon als proxy hiervoor. Een lager uurloon duidt in het algemeen op een lagere opleiding en op een kwetsbare positie op de arbeidsmarkt. Het opleidingsniveau is onbekend voor Oost-Europese arbeidsmigranten die zich niet in de BRP hebben ingeschreven, en is eveneens niet bekend voor het merendeel van de ingeschrevenen.

Het arbeidsverleden hebben we afgeleid uit het aantal jaren dat werknemers in de periode 2011-2014 in Nederland in loondienst werkten. We onderscheiden een starter van werknemers met een langer en met een onderbroken arbeidsverleden. Een starter werkte in 2014 voor het eerst in loondienst in Nederland. Een werknemer met een langer werkverleden werkte ten minste zes maanden in elk van de vier voorafgaande jaren (2011-2014) in loondienst in Nederland. Een werknemer met een onderbroken werkverleden werkte in loondienst op enig moment in een van de jaren 2010-2014, maar niet in alle jaren en niet alleen in 2014.

4 Onderzoeksmethode

Om verschillen in WW-instroom tussen twee groepen werknemers te onderzoeken, en na te gaan in hoeverre deze verschillen zijn toe te schrijven aan persoons- en baankenmerken, passen we een decompositiemethode toe. Deze methode is geschikt om de verschillen in gemiddelde uitkomsten tussen twee groepen te onderzoeken (Jann, 2008). In onze analyses verklaren we de verschillen tussen verschillende migrantengroepen en autochtone Nederlandse werknemers. De decompositieanalyse splitst de verschillen in een verklaard en een onverklaard deel. Het verklaarde verschil geeft weer welk gedeelte van het verschil kan worden toegeschreven aan de achtergrondkenmerken die in het model zijn opgenomen, in dit geval geslacht, leeftijd, contract, sector, uurloon en arbeidsverleden. Het onverklaarde deel weerspiegelt het gedeelte van de verschillen tussen de groepen dat overblijft na rekening te hebben gehouden met de achtergrondkenmerken. Het onverklaarde deel wordt in de literatuur vaak toegeschreven aan discriminatie, maar het kan tevens worden veroorzaakt door variabelen die niet in het model zijn opgenomen, zoals in ons geval bijvoorbeeld het

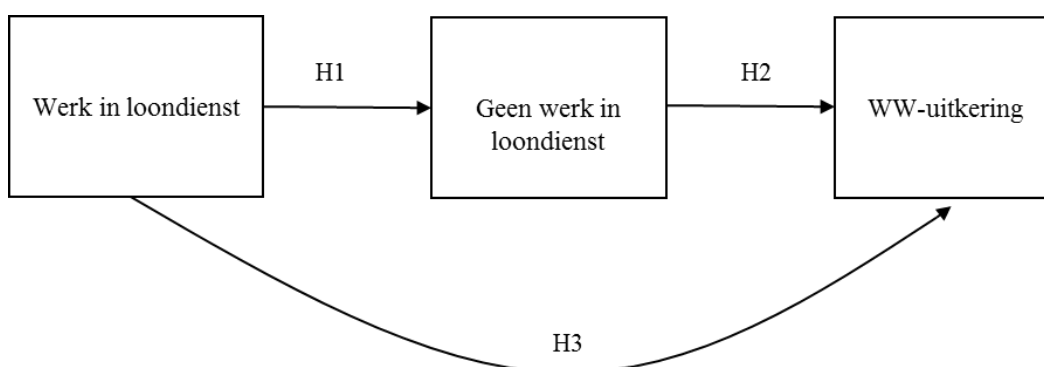
opleidingsniveau. Voor de analyses in dit artikel is gebruikgemaakt van de methode van Oaxaca (Jann, 2008). Deze methode geeft de mogelijkheid om in het statistische programma Stata, categorische predictorvariabelen op te nemen (Jann, 2008). We passen hierbij een logistische regressie toe. We presenteren de categorische predictorvariabelen en gebruiken deviatiedummy's.

Allereerst analyseren we of en, zo ja, in welke mate verschillen in 'geen werk' tussen een arbeidsmigrantengroep en autochtone Nederlandse werknemers verklaard worden door de persoons- en baankenmerken. We schatten de kans op verlies aan werk vanuit werk: $P(\text{verliest werk tussen } t \text{ en } t+1 | \text{werk}_t)$. We toetsen daarmee respectievelijk hypothese 1a dat Oost-Europese arbeidsmigranten vaker hun baan verliezen dan autochtone Nederlandse werknemers en dat dit verschil te verklaren is uit hun baankenmerken, en hypothese 1b dat dit verschil te verklaren is uit hun persoonskenmerken.

Vervolgens onderzoeken we het verschil in instroom in de WW tussen arbeidsmigranten zonder werk en autochtone Nederlanders zonder werk. We bezien in hoeverre de persoons- en baankenmerken, waaronder het arbeidsverleden, de verschillen verklaren. We schatten de kans op instroom in de WW gegeven het feit dat men geen werk heeft $P(\text{instroom in WW tussen } t \text{ en } t+1 | \text{verliest werk tussen } t \text{ en } t+1)$. We toetsen daarmee hypothese 2 die stelt dat het arbeidsverleden van Oost-Europese arbeidsmigranten vaak te gering is om in aanmerking te komen voor een WW-uitkering.

Ten slotte bezien we welk van beide effecten domineert. We schatten de kans op instroom in de WW vanuit werk: $P(\text{instroom in WW tussen } t \text{ en } t+1 | \text{werk}_t)$. Hiermee toetsen we hypothese 3 die veronderstelt dat de instroom in de WW vanuit werk van Oost-Europese arbeidsmigranten groter is dan de instroom van autochtone Nederlandse werknemers. De verschillende invalshoeken van instroom in de WW zijn weergegeven in onderstaande figuur (figuur 1).

Figuur 1 Schematische weergave van verschillende invalshoeken instroom in de WW



5 Resultaten

Geen werk. 59,7 procent van de 183.000 Oost-Europese arbeidsmigranten die in januari 2015 in Nederland in loondienst werkten, werkte in iedere maand van dat jaar. Het resterende deel (40,3 procent) had in 2015 een of meerdere maanden geen werk in loondienst in Nederland (tabel 2). Van de autochtone Nederlandse werknemers had 10,4 procent ten minste een maand geen werk in loondienst. Andere migrantengroepen nemen een tussenpositie in; het aandeel dat ten minste een maand niet in loondienst werkte, varieert van 15,2 tot 19,3 procent. Oost-Europese arbeidsmigranten hebben met afstand het vaakst geen werk in Nederland.

Tabel 2 Aantal werknemers van 20 tot en met 60 jaar en het aandeel dat ten minste een maand geen looninkomsten heeft binnen een jaar, cohort januari 2015

Herkomst	Aantal werknemers (x 1.000)	Aandeel werknemers ten minste een maand geen werk in loondienst (in procenten)
Oost-Europees	183	40,3
EU-rest	161	19,3
Westers excl.EU	75	16,8
Niet-westers	283	18,4
Turks/Marokkaans	124	15,2
Nederlands	5.518	10,4
	6.346	100,0

Oost-Europese arbeidsmigranten hebben vier maal zo vaak minimaal een maand geen werk gehad als autochtone Nederlandse werknemers. Het verschil van 29,9 procentpunten kan voor 80 procent (23,6 procentpunten) worden toegeschreven aan verschillen in de baan- en persoonskenmerken die in het model zijn opgenomen, terwijl 6,3 procentpunten onverklaard blijven. Tabel 3 geeft de uitkomsten van de decompositieanalyse. De baankenmerken en het arbeidsverleden doen er het meeste toe bij het verklaren van de verschillen in omvang van het aandeel zonder werk tussen Oost-Europese arbeidsmigranten en autochtone Nederlandse werknemers.

Het belangrijkste verklarende kenmerk is arbeidsverleden: de grotere kans op geen werk onder Oost-Europese arbeidsmigranten is voor 8,0 van de 23,6 procentpunten toe te schrijven aan het arbeidsverleden. Bij de interpretatie van de afzonderlijke categorieën gaat het om de combinatie van het effect van de betreffende categorie als zodanig en de over/ondervertegenwoordiging van de herkomstgroep in die categorie. Werknemers met een langer werkverleden behouden vaker hun werk en worden dus minder vaak geconfronteerd met geen werk. Oost-Europese arbeidsmigranten zijn ondervertegenwoordigd in deze categorie ten opzichte van Nederlandse werknemers, daarmee wordt bijna een kwart van het verklaarde verschil in kans op 'geen werk' verklaard. Het tegenovergestelde effect, maar met hetzelfde resultaat, doet zich voor bij

een arbeidsverleden als starter. Starters op de arbeidsmarkt hebben een grotere kans op geen werk. Oost-Europese arbeidsmigranten zijn overwegend starters in vergelijking met autochtone Nederlandse werknemers en dat verklaart een deel van de grotere kans op 'geen werk' ten opzichte van autochtone Nederlandse werknemers.

Werken met een tijdelijk contract leidt vaker tot geen werk. Oost-Europese arbeidsmigranten werken veel vaker dan Nederlandse werknemers met tijdelijke contracten, waardoor zij vaker met geen werk worden geconfronteerd dan autochtone Nederlandse werknemers. Als Oost-Europese arbeidsmigranten even vaak als autochtone Nederlandse werknemers een vast contract zouden hebben, zou het aandeel 'geen werk' onder Oost-Europese arbeidsmigranten met 6,8 procentpunten afnemen.

Het totale sectoreffect verklaart 3,3 procentpunten van het verschil in geen werk. De kans op geen werk varieert tussen sectoren. Een sector als de overheid kent een klein effect op geen werk omdat het risico beperkt is om vanuit deze sector een baan te verliezen. De overheid is een sector waar Oost-Europese arbeidsmigranten sterk ondervertegenwoordigd zijn in vergelijking met autochtone Nederlandse werknemers, en dit verklaart voor een deel de grotere kans op geen werk onder Oost-Europese arbeidsmigranten. Werknemers in de uitzendsector hebben een grotere kans op geen werk en aangezien in deze sector Oost-Europese arbeidsmigranten oververtegenwoordigd zijn, verklaart dit een grotere kans op geen werk onder Oost-Europeanen. Het sectoreffect verklaart het verschil dus zowel door oververtegenwoordiging in risicosectoren als ondervertegenwoordiging in niet-risicosectoren.

Het uurloon beschouwen we als een proxy voor opleiding, waarbij een lager uurloon duidt op een lagere opleiding en een grotere kans op werkloosheid. De logit analyse bevestigt dit: er is sprake van een grotere kans op geen werk voor de laagste twee uurlooncategorieën. De helft van de Oost-Europese arbeidsmigranten ontvangt een uurloon in de looncategorie van € 5 tot € 10 per uur, terwijl tien procent van de autochtone Nederlandse werknemers dit uurloon verdient. Dit verklaart tien procent van het verklaarde verschil in de kans op geen werk tussen de twee groepen. Het totale effect van uurloon op 'geen werk' is 5,2 procentpunten van het verklaarde verschil van 23,6 procentpunten. Verschillen in de persoonskenmerken geslacht en leeftijd verklaren maar een heel klein deel van het verschil in de kans op geen werk.

Kortom, van het grote verschil in kans tussen Oost-Europese arbeidsmigranten en autochtone Nederlandse werknemers om binnen een jaar ten minste één maand geen werk in loondienst in Nederland te hebben, valt voor 80 procent te verklaren uit het arbeidsverleden, de baankenmerken en, in mindere mate, persoonskenmerken. Deze resultaten ondersteunen hypothese 1a dat Oost-Europese arbeidsmigranten vaker met geen werk in Nederland worden geconfronteerd dan autochtone Nederlandse werknemers, en dat dit een gevolg is van hun baankenmerken die duiden op een kwetsbare positie op de arbeidsmarkt. De verschillen zijn echter nauwelijks te verklaren uit de persoonskenmerken, waarmee we hypothese 1b verwerpen.

In de tabel 3 presenteren we tevens de resultaten van de decompositieanalyse voor andere groepen migranten. In vergelijking met autochtone Nederlandse werknemers lopen ook zij meer risico op geen werk, maar het verschil is kleiner dan bij Oost-Europese migranten, terwijl een kleiner deel van het verschil kan worden verklaard uit baankenmerken.

Tabel 3 Resultaten decompositieanalyse van de kans op geen werk; bijdrage van persoons- en baankenmerken aan het verklaren van verschillen tussen migranten en autochtone Nederlandse werknemers, cohort januari 2015

	Oost-Europa versus Nederland	EU_rest versus Nederland	Westers versus Nederland	Niet-westers versus Nederland	Turkije/ Marokko versus Nederland
Omvang groep_1	OE: 183.193	EU: 160.977	W: 75.318	NW: 283.373	T/M: 124.187
Omvang groep_2	NL: 5.518.436	NL: 5.518.436	NL: 5.518.436	NL: 5.518.436	NL: 5.518.436
Arbeidsmigranten	,403	,193	,168	,184	,152
Nederlandse werknemers	,104	,104	,104	,104	,104
Vershil	,299	,089	,064	,080	,048
Verklaarde verschil	,236	,053	,040	,047	,019
Onverklaarde verschil	,063	,037	,024	,033	,028
Verklaarde verschil (in % tussen haakjes):	(79,0)	(60,0)	(62,5)	(58,8)	(39,6)
Totaal contracteffect	,068	,010	,008	,012	,004
Sector					
agrosector	-,002	,000	,000	,000	-,001
bouwsector	,000	,000	,000	,000	,000
industrie*	,000	-,001	,000	,001	-,001
winkelbedrijf	,000	,000	,000	,000	,000
transport	,000	,000	,000	,000	,000
financiële dienstverlening	-,002	,001	,001	,000	-,002
uitzendsector	,014	,018	,001	,002	,003
gezondheid	-,001	,000	,000	,000	,000
onderwijs	,003	,000	,000	,001	,001
overheid	,013	,007	,003	,001	,002
overig/schoonmaak	,000	,001	,001	,003	,003
~ Totaal sectoreffect	,033	,013	,008	,009	,007

Uurloon

uurloon € 1-5	-,002	-,001	-,001	,000	-,001
uurloon € 5-10*	,023	,000	,001	,003	,002
uurloon € 10-15	-,001	,000	,000	-,001	-,002
uurloon € 15-20	,014	,002	,002	,002	,002
uurloon € 20-25	,011	,002	,002	,004	,004
uurloon € 25-30	,005	,000	,001	,002	,003
uurloon > € 30	,000	,000	,000	,000	,000
~ Totaal uurlooneffect	,052	,004	,004	,010	,008
Arbeidsverleden					
starter	,017	,007	,004	,003	,002
onderbroken*	,010	,003	,003	,003	,002
langer	,053	,020	,014	,014	,007
~ Totaal	,080	,030	,020	,020	,011
arbeidsverledeneffect					
<i>Leeftijd</i>					
19_24 jaar*	,003	-,002	-,002	-,002	-,003
25_34 jaar	-,001	,000	,000	,000	,000
35_44 jaar	,000	-,001	-,001	-,001	-,003
45_54 jaar	,005	,000	,001	,000	-,001
55_60 jaar	-,002	,000	,000	,000	-,001
~ Totaal leeftijdseffect	,004	-,004	-,002	-,004	-,009
Totaaleffect geslacht	0,001	-,001	,000	,000	-,001

*referentiecategorie.

Instream van niet-werkenden in de WW. Werknemers uit het cohort die binnen een jaar een of meerdere maanden geen werk in loondienst in Nederland verrichten, komen potentieel in aanmerking voor een WW-uitkering. We onderzoeken nu de instroom in de Werkloosheidswet van deze groep werknemers zonder werk. Ruim een op de vier Oost-Europese arbeidsmigranten zonder werk ontving een WW-uitkering, tegenover ruim een op de drie niet-werkende autochtone Nederlandse werknemers (tabel 4). Dit verschil van 8,7 procentpunten is voor 67 procent (5,8 procentpunten) te verklaren uit verschillen in persoons- en baankenmerken. Wederom kan de meerderheid van het verschil worden verklaard uit de baan- en persoonskenmerken die in het model zijn opgenomen. Een derde van het verschil in instroom in de WW, te weten 2,9 van de 8,7 procentpunten, is niet te verklaren uit de achtergrondkenmerken.

De belangrijkste verklaring van de kleinere WW-instream van niet-werkende Oost-Europese arbeidsmigranten is het arbeidsverleden. Een langer arbeidsverleden geeft recht op een langere werkloosheidsuitkering, maar relatief weinig Oost-Europese arbeidsmigranten hebben een langdurig arbeidsverleden. Daarentegen hebben starters op de arbeidsmarkt niet altijd recht op een werkloosheidsuitkering en waren juist veel Oost-

Europese arbeidsmigranten zonder werk een starter. Het arbeidsverleden verklaart voor 10,4 procentpunten de omvang van de lagere instroom in de WW van Oost-Europese arbeidsmigranten ten opzichte van autochtone Nederlandse werknemers. De verklaarde omvang is 8,7 procentpunten; dit betekent dat de andere baan- en persoonskenmerken het effect ten dele compenseren.

Niet-werkenden die een tijdelijk contract hadden, doen vaker een beroep op de WW dan niet-werkenden met een vast contract. Mogelijk dat werknemers met een vast contract sneller weer een baan hebben. Instroom in de WW van niet-werkenden die een tijdelijk dienstverband hadden verklaart 3,1 procentpunten van de grotere instroom van Oost-Europese migranten en compenseert daarmee ten dele de lagere WW-instroom als gevolg van een korter arbeidsverleden. Jongeren die hun werk verliezen doen vaker een beroep op de WW dan ouderen, hetgeen bijdraagt aan een iets grotere instroom van Oost-Europeanen in de WW. Oost-Europese arbeidsmigranten zijn enerzijds ondervertegenwoordigd in de financiële dienstverlening van waaruit er een relatief grote kans is op instroom in de WW. Dit verklaart ten dele de lagere instroom van Oost-Europese arbeidsmigranten. Oost-Europese migranten zijn anderzijds ook ondervertegenwoordigd in sectoren met een kleine kans op instroom in de WW, zoals de overheid en onderwijs. Dit draagt juist weer bij aan een grotere instroom in de WW. Het totale sectoreffect kan daardoor slechts een klein deel van het verschil in WW-instroom verklaren, namelijk 0,2 procentpunten. Verschillen in geslacht en uurloon, als proxy voor opleiding, bieden geen noemenswaardige verklaring voor het verschil in WW-instroom.

Om kort te gaan, relatief veel Oost-Europese arbeidsmigranten hebben gedurende een jaar ten minste een maand geen werk, maar relatief weinig niet-werkende arbeidsmigranten stromen in in de WW, en dit verschil is voornamelijk te verklaren uit het arbeidsverleden. Deze uitkomsten ondersteunen hypothese 2 dat de wekensis van veel Oost-Europese arbeidsmigranten vaak niet voldoet om in aanmerking te komen voor een Nederlandse werkloosheidsuitkering. Het beperkte onverklaarde deel kan mogelijk samenhangen met gebrek aan kennis van migranten over hun WW-rechten, waardoor zij geen uitkering aanvragen. Ook is denkbaar dat sommigen in geval van werkloosheid terugkeren naar het land van herkomst of naar een ander lidstaat van de Europese Unie en daarom geen beroep doen op een Nederlandse uitkering.

Turkse en Marokkaanse arbeidsmigranten zonder werk hebben als enige migrantengroep een grotere kans op instroom in de WW dan niet-werkende autochtone Nederlandse werknemers (tabel 4). Bij arbeidsmigranten uit de andere Europese landen, met westerse en niet-westerse herkomst, kan het verschil slechts voor een klein deel worden toegeschreven aan de baan- en persoonskenmerken en spelen andere, onbekende factoren een grotere rol.

Tabel 4 Resultaten decompositieanalyse instroom WW gegeven geen werk; bijdrage van persoons- en baankenmerken aan het verklaren van verschillen tussen niet-werkende migranten en niet-werkende autochtone Nederlandse werknemers, cohort januari 2015

	Oost-Europa versus Nederland	EU_rest versus Nederland	Westers versus Nederland	Niet-westers versus Nederland	Turkije/ Marokko versus Nederland
Omvang groep_1	<i>OE:</i> 73.782	<i>EU:</i> 31.119	<i>W:</i> 12.622	<i>NW:</i> 52.039	<i>T/M:</i> 18.868
Omvang groep_2	<i>NL:</i> 574.299	<i>NL:</i> 574.299	<i>NL:</i> 574.299	<i>NL:</i> 574.299	<i>NL:</i> 574.299
Arbeidsmigranten	,271	,203	,323	,347	,419
Nederlandse werknemers	,359	,359	,359	,359	,359
Vershil	-,087	-,156	-,036	-,012	,061
Verklaarde verschil	-,058	-,018	,003	,008	,048
Onverklaarde verschil	-,029	-,138	-,039	-,019	,013
Verklaarde verschil (in % tussen haakjes)	(66,7)	(11,5)	(8,3)	(66,7)	(78,7)
Totaal contracteffect	,031	,000	,002	,007	,005
Sector					
agrosector	,002	,000	,000	,000	,000
bouwsector	-,001	,000	,000	-,001	,000
industrie*	,001	,000	,000	-,001	,000
winkelbedrijf	-,006	-,003	-,001	-,003	-,003
transport	,008	,000	,000	,000	,000
financiële dienstverlening	-,012	,001	,001	-,002	-,006
uitzendsector	,008	,001	,001	,002	,004
gezondheid	,001	,000	,000	,000	,000
onderwijs	,004	-,001	,000	,001	,002
overheid	,006	,002	,001	,001	,001
overig/schoonmaak	,003	,000	,000	-,003	-,002
~ Totaal sectoreffect	,002	-,007	-,002	-,006	-,003
Uurloon					
uurloon € 1-5	,021	,006	,004	,003	,012
uurloon € 5-10*	-,004	,000	,000	,000	,000
uurloon € 10-15	,000	,000	,000	,002	,006
uurloon € 15-20	-,011	,000	,000	-,002	-,003
uurloon € 20-25	-,005	,000	,000	-,001	-,002
uurloon € 25-30	-,002	,000	,000	,000	-,001
uurloon > € 30	,000	,000	,000	,000	,000

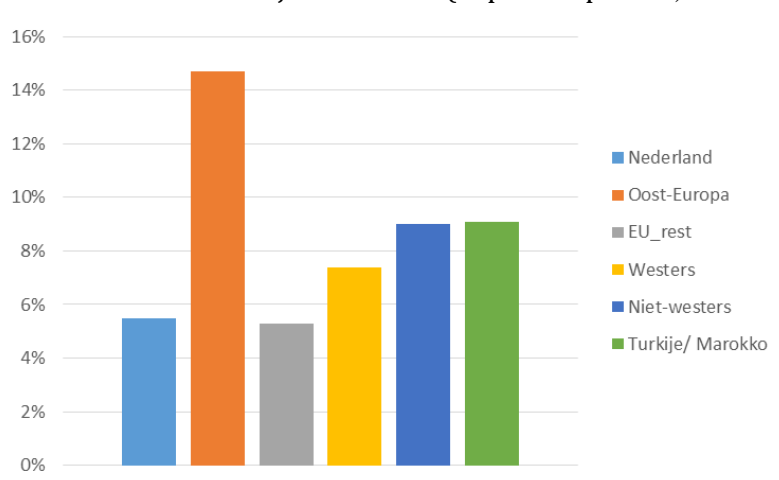
44 Stromen arbeidsmigranten vaker in de WW dan autochtone Nederlandse werknemers?

~ Totaal uurlooneffect	<i>-,002</i>	<i>,006</i>	<i>,004</i>	<i>,002</i>	<i>,011</i>
Arbeidsverleden					
starter	<i>-,051</i>	<i>-,026</i>	<i>-,013</i>	<i>-,012</i>	<i>-,010</i>
onderbroken*	<i>,001</i>	<i>,000</i>	<i>,001</i>	<i>,001</i>	<i>,001</i>
langer	<i>-,053</i>	<i>-,023</i>	<i>-,013</i>	<i>-,017</i>	<i>-,016</i>
~ Totaal arbeidsverledeneffect	<i>-,104</i>	<i>-,048</i>	<i>-,025</i>	<i>-,028</i>	<i>-,024</i>
Leeftijd					
19_24 jaar*	<i>,021</i>	<i>,027</i>	<i>,021</i>	<i>,028</i>	<i>,045</i>
25_34 jaar	<i>,001</i>	<i>,000</i>	<i>,000</i>	<i>,000</i>	<i>,000</i>
35_44 jaar	<i>,003</i>	<i>,004</i>	<i>,003</i>	<i>,004</i>	<i>,012</i>
45_54 jaar	<i>-,005</i>	<i>,001</i>	<i>,000</i>	<i>,001</i>	<i>,004</i>
55_60 jaar	<i>-,004</i>	<i>-,001</i>	<i>,000</i>	<i>-,001</i>	<i>-,003</i>
~Totaal leeftijdseffect	<i>,016</i>	<i>,031</i>	<i>,024</i>	<i>,032</i>	<i>,059</i>
Totaal geslachteffect	<i>-,001</i>	<i>,000</i>	<i>,000</i>	<i>,000</i>	<i>,000</i>

*referentiecategorie.

Totale instroom in de WW van arbeidsmigranten. Na de voorgaande analyses, waaruit blijkt dat Oost-Europese arbeidsmigranten vaker hun werk verliezen door hun kwetsbare arbeidsmarktpositie maar vervolgens minder vaak in de WW instromen door een kort arbeidsverleden, gaan we na welk van beide effecten groter is. Hebben Oost-Europese arbeidsmigranten in loondienst een grotere of kleinere kans om in te stromen in de WW dan autochtone werknemers? Instroom in de WW wordt afgezet tegen de startpositie van het hebben van werk. De instroom in de WW van Oost-Europese arbeidsmigranten blijkt met 14,7 procent aanzienlijk groter te zijn dan de instroom met 5,5 procent van autochtone Nederlandse werknemers (figuur 2).

Figuur 2 WW-instroom migrantengroepen en autochtone Nederlandse werknemers, cohort januari 2015 (in procentpunten)



De grotere instroom in de WW van Oost-Europese arbeidsmigranten toont dat het effect van hun kwetsbare arbeidsmarktpositie op instroom in de WW groter is dan hun geringere beroep op de WW in geval van verlies van werk. Het verschil van 9,2 procentpunten kan voor 87 procent (8,0 procentpunten) worden verklaard door de kenmerken die in het model zijn opgenomen. Tabel 5 toont het verschil in de grootte van de WW-instroom tussen autochtone Nederlandse werknemers en verschillende migrantengroepen vanuit het gezichtspunt van migranten.

Zowel het contract van Oost-Europese arbeidsmigranten als de sectoren waarin zij werken verklaren waarom zij vaker instromen in de WW dan autochtone Nederlandse werknemers. Doordat Oost-European vaker een tijdelijk contract hebben, vaker in de uitzendsector werken en minder vaak bij de overheid, is hun kans om een beroep te doen op de WW groter. Het feit dat Oost-Europese arbeidsmigranten gemiddeld jonger zijn en dat zij vaker een starter op de arbeidsmarkt zijn, verkleint echter hun kans op een WW-uitkering. Dat de effecten van contract en sector groter zijn dan de effecten van leeftijd en arbeidsverleden zorgt voor een grotere instroom in de WW van Oost-Europese arbeidsmigranten dan van autochtone Nederlandse werknemers. De bevindingen ondersteunen hypothese 3. Het beperkte deel van zo'n tien procent dat niet te verklaren is uit de baan- en persoonskenmerken (1,1 procentpunt van de 9,2 procentpunten verschil) laat weinig ruimte voor strategisch gedrag van arbeidsmigranten die naar het gastland komen om aanspraak te maken op een genereuzer werkloosheidsregeling.

Ook de andere migranten stromen vaker in de WW vanuit werk, met uitzondering van migranten uit de andere Europese landen. Het verschil in WW-instroom tussen de migrantengroepen en autochtone Nederlandse werknemers is wel kleiner en kan voor 64 tot 84 procent worden toegeschreven aan de baan- en persoonskenmerken, een beperkt deel blijft onverklaard. Het contract verklaart een groot deel van de verschillen voor met name Westerse en Niet-westerse migranten (respectievelijk 42 en 43 procent) en het uurloon, als proxy voor opleiding, verklaart een groot deel van het verschil voor Turkse en Marokkaanse migranten (44 procent)

Tabel 5: Resultaten decompositieanalyse instroom WW; bijdrage van persoons- en baankenmerken aan het verklaren van verschillen tussen migranten en autochtone Nederlandse werknemers, cohort januari 2015

	Oost-Europa versus Nederland	EU_rest versus Nederland	Westers versus Nederland	Niet-westers versus Nederland	Turkije/ Marokko versus Nederland
Omvang groep_1	OE: 183.193	EU: 160.977	W: 75.318	NW: 283.373	T/M: 124.187
Omvang groep_2	NL: 5.518.436	NL: 5.518.436	NL: 5.518.436	NL: 5.518.436	NL: 5.518.436
Arbeidsmigranten	,147	,053	,074	,090	,091
Nederlandse werknemers	,055	,055	,055	,055	,055
Vershil	,092	-,002	,019	,035	,036
Verklaarde verschil	,080	,011	,016	,025	,023
Onverklaarde verschil	,011	-,013	,003	,010	,013
Verklaarde verschil (in % tussen haakjes):	(87,0)	(~)	(84,2)	(71,4)	(63,9)
Totaal contracteffect	,052	,005	,007	,011	,003
Sector					
agrosector	,001	,000	,000	,000	,000
bouwsector	,000	,000	,000	,000	,000
Industrie*	,000	,000	,000	,000	,000
winkelbedrijf	,000	,000	,000	,000	,000
transport	,002	,000	,000	,000	,000
financiële dienstverlening.	-,002	,000	,001	,000	-,002
uitzendsector	,014	,001	,001	,002	,003
gezondheid	,000	,000	,000	,000	,000
onderwijs	,002	,000	,000	,001	,001
overheid	,012	,004	,003	,002	,002
overig/schoonmaak	,000	,000	,000	,000	,001
~ Totaal sectoreffect	,029	,006	,006	,005	,005
Uurloon					
uurloon € 1-5	,000	,000	,000	,000	,000
uurloon € 5-10*	,014	,000	,000	,002	,002
uurloon € 10-15	,003	,000	,001	,003	,006
uurloon € 15-20	-,001	,000	,000	,000	,000
uurloon € 20-25	,002	,000	,000	,001	,001
uurloon € 25-30	,001	,000	,000	,001	,001
uurloon > € 30	,000	,000	,000	,000	,000

~ Totaal uurlooneffect	<i>,020</i>	<i>,000</i>	<i>,002</i>	<i>,007</i>	<i>,010</i>
Arbeidsverleden					
starter	-0,010	-0,003	-0,002	-0,002	-0,001
Onderbroken*	,005	,002	,002	,003	,001
langer	-0,006	-0,002	-0,002	-0,002	-0,001
~Totaal arbeidsverledeneffect	<i>-0,010</i>	<i>-0,003</i>	<i>-0,002</i>	<i>-0,001</i>	<i>-0,001</i>
Leeftijd					
19_24 jaar*	-0,003	,002	,003	,003	,006
25_34 jaar	,000	,000	,000	,000	,000
35_44 jaar	,000	,000	,000	,001	,002
45_54 jaar	-0,003	,000	,000	,000	,001
55_60 jaar	-0,003	-0,001	,001	-0,001	-0,003
~ Totaal leeftijdseffect	<i>-0,010</i>	<i>,002</i>	<i>,004</i>	<i>,004</i>	<i>,006</i>
Totaal geslachteffect	-0,001	,000	,000	,000	-0,001

*referentiecategorie.

6 Conclusies en discussie

In dit artikel onderzochten we het verschil in gebruik van Nederlandse werkloosheidsuitkeringen tussen migrantengroepen en autochtone Nederlandse werknemers. Specifieker, door onderscheid te maken tussen de kans op instroom in werkloosheid en de kans op instroom in de uitkering, onderzoeken we tevens het belang van de kwetsbare arbeidsmarktpositie van arbeidsmigranten. In de analyses namen we baan- en persoonskenmerken mee om verschillen in instroom tussen arbeidsmigranten en autochtone Nederlandse werknemers te verklaren.

Oost-Europese arbeidsmigranten stromen, evenals migranten uit andere groepen, vaker in de WW dan autochtone Nederlandse werknemers (15 procentpunten tegenover 6 procentpunten bij autochtone Nederlanders). Veel (90 procent) kunnen we verklaren uit de verschillen in baankenmerken tussen de groepen werknemers. Doordat Oost-Europeanen vaker een tijdelijk contract hebben, vaker in de uitzendsector werken en minder vaak bij de overheid, is hun kans om een beroep te doen op de WW groter. Het feit dat Oost-Europese arbeidsmigranten gemiddeld jonger zijn en dat zij vaker een starter op de arbeidsmarkt zijn verkleint weliswaar hun kans op een WW-uitkering, maar hun instroom blijft groter dan de instroom van autochtone Nederlandse werknemers. We zouden vanuit de welfare-magnet theorie kunnen verwachten dat migranten mogelijk bewust kiezen voor een tijdelijk contract en voor een sector met een grotere kans op verlies aan werk en mogelijke instroom in de WW. We weten echter dat het vooral de keuze van werkgevers in bepaalde sectoren is om Oost-Europese arbeidsmigranten in

dienst te nemen (Heyma et al., 2018) en hun veelal tijdelijke dienstverbanden aan te bieden (Ruhs en Anderson, 2010; Berkhout et al, 2014).

Het geringe onverklaarde deel van zo'n 10 procent is toe te schrijven aan variabelen die niet in ons onderzoeksmodel zijn meegenomen, zoals opleiding, discriminatie bij ontslag, gezinssamenstelling of onrechtmatig beroep op een WW-uitkering. Hoe zwaar deze en andere variabelen verantwoordelijk zijn voor het onverklaarde deel, kan niet worden bepaald. Onlangs zijn in de media berichten verschenen over onrechtmatig WW-gebruik door Poolse arbeidsmigranten. De bevindingen in dit artikel wijzen uit dat (a) het verschil in WW-gebruik tussen Oost-Europese arbeidsmigranten en autochtone Nederlanders in sterke mate is toe te schrijven aan in het model opgenomen kenmerken, in het bijzonder baankenmerken zoals de aard van het arbeidscontract en uitzendarbeid, en (b) dat diverse ongemeten factoren van invloed zijn op het onverklaarde deel. Concreet betekent dit dat de rol van strategisch gedrag niet kan worden uitgesloten, maar dat andere factoren een veel groter gewicht in de schaal leggen.

Om het beroep op de WW in een breder perspectief te plaatsen, hebben we in dit artikel ook de kans om werkloos te worden geanalyseerd. De kans om het werk in loondienst te verliezen is onder Oost-Europese arbeidsmigranten vier maal zo groot als onder autochtone Nederlandse werknemers. Dit kan voor het overgrote deel worden toegeschreven aan verschillen in baankenmerken, hetgeen de kwetsbare positie van arbeidsmigranten op de arbeidsmarkt onderstreept. Terwijl relatief veel Oost-Europese arbeidsmigranten geen werk hebben, stromen relatief weinig van die niet-werkende Oost-Europese arbeidsmigranten in de WW (27 procentpunt tegenover 36 procentpunt bij niet-werkende autochtone Nederlanders). Dit tegengestelde effect kan wellicht de verwarring verklaren die er soms is over het gebruik van werknemersverzekeringen onder arbeidsmigranten.

Een beperking van onze onderzoeksmethode is dat wat wij 'geen inkomsten uit loondienst' interpreteren als baanverlies, maar het ontbreken van looninkomsten kan ook het gevolg zijn van werken als zelfstandige of terugkeer naar het thuisland. Dit kan een overschatting van de kans op verlies van werk en de onderschatting van de kans op een uitkering in geval van werkloosheid met zich meebrengen. Verder zegt de omvang van de *instroom* in de Nederlandse Werkloosheidswet nog niets over de uitkeringsduur en het totale WW-gebruik naar herkomst. We zijn van plan dit in een vervolgonderzoek te bestuderen.

De onderzoeksresultaten brengen een aantal mogelijke beleidsimplicaties met zich mee. De kwetsbare arbeidsmarktpositie van arbeidsmigranten leidt vaker tot baanverlies en uiteindelijk tot een relatief grotere instroom in de WW. Dit resultaat pleit voor een aanpak die zich richt op versterking van de arbeidsmarktpositie van Oost-Europese arbeidsmigranten. Opleiding en training speciaal gericht op migranten kunnen die kwetsbaarheid beperken en dragen bij aan integratie op de Nederlandse arbeidsmarkt en uiteindelijk minder baanverlies. Daarnaast concluderen we dat een kleiner gebruik van de

Werkloosheidwet door arbeidsmigranten die geen werk hebben, kan wijzen op niet-gebruik van de regeling. Naast de kennisoverdracht via sociale netwerken, zou de communicatie over regelingen op de arbeidsmarkt meer kunnen worden afgestemd op arbeidsmigranten.

Auteurs

Anita Strockmeijer⁶ (e-mail: anita.strockmeijer@uwv.nl) is kennisadviseur en werkzaam bij Uitvoeringsinstituut Werknemersverzekeringen (UWV). Zij doet promotieonderzoek naar de sociaaleconomische positie van Oost-Europese arbeidsmigranten door deze te beschouwen als de uitkomst van een aantal indicatoren: positie op de arbeidsmarkt, werkpatronen, WW-gebruik en geboden perspectief door werkgevers.

Paul de Beer (e-mail: p.t.debeer@uva.nl) is bijzonder hoogleraar Arbeidsverhoudingen aan de Universiteit van Amsterdam en werkzaam bij het Amsterdams Instituut voor ArbeidsStudies en verbonden aan De Burcht. Hij houdt zich bezig met vraagstukken op het gebied van de arbeidsmarkt, inkomensverdeling, sociale zekerheid en verzorgingsstaat.

Jaco Dagevos (e-mail: j.dagevos@scp.nl) is bijzonder hoogleraar Integratie en Migratie aan de Erasmus Universiteit Rotterdam en werkzaam bij het Sociaal en Cultureel Planbureau. Zijn onderzoeksterrein betreft vraagstukken rondom de integratie van etnische minderheden in Nederland. Hij publiceert onder meer over de arbeidsmarktpositie van deze groepen en de betekenis van discriminatie.

Literatuur

- Barrett, A. en B. Maître, 2013, Immigrant welfare receipt across Europe, *International Journal of Manpower*, vol. 34(1): 8-23.
- Beer, P. de, en F. Koster, 2007, Voor elkaar of uit elkaar? Individualisering, globalisering en solidariteit, Amsterdam: Aksant/ De Burcht.
- Berkhout, E., P. Bisschop en M. Volkerink, 2014, Grensoverschrijdend aanbod van personeel, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Borjas, G., 1999, Immigration and welfare magnets, *Journal of Labor Economics*, vol. 17(4): 607-637.
- CBS, 2018, Dashboard Migrantenmonitor 2007-2016. Geraadpleegd via: cbs.nl
- CBS, 2017, Arbeidsdeelname; werkloosheidspercentage naar onderwijsniveau, Geraadpleegd via: opendata.cbs.nl
- CBS, 2016, Jaarrapport integratie 2016, Den Haag: Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Corpeleijn, A., 2009, Werkhervatting na ontslag: Een vergelijking van oudere en jongere werknemers, Den Haag: CBS Sociaaleconomische Trends, 2e kwartaal.

⁶ Het artikel is op persoonlijke titel geschreven.

- Dagevos, J., 2011, Poolse migranten: De positie van Polen die vanaf 2004 in Nederland zijn komen wonen, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Dagevos, J., en M. Gijsberts, 2013, Beeldvorming over arbeidsmigranten uit Oost-Europa, In: *Continu Onderzoek Burgerperspectieven 2013 | 4* (34-48), Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Eurofound, 2015, Social dimension of intra-EU mobility: Impact on public services, Luxembourg: Publications Offices of the European Union.
- Eurostat, 2017, Yearbook, Geraadpleegd via: ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Archive:Europe_in_figures_-_Eurostat_yearbook
- Gijsberts, M. en M. Lubbers, 2013, Nieuw in Nederland. Het leven van recent gemigreerde Bulgaren en Polen, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Guiaux, M., 2016, Naleving en gedrag offline klanten. Amsterdam: UWV Kennisverslag 2016-9.
- Guild, E., S. Carrera en K. Eisele, 2013, Social benefits and migration. A contested relationship and policy challenge in the EU, Brussels: Centre for European Policy Studies.
- Hernanz, V., F. Malherbet en M. Pellizzari, 2004, Take-up of welfare benefits in OECD countries: A review of the evidence, OECD Publishing.
- Heyma, A., P. Bisschop en C. Biesenbeek, 2018, De economische waarde van arbeidsmigranten uit Midden- en Oost-Europa voor Nederland, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Holtslag, J., M. Kremer, en E. Schrijvers, 2012, In betere banen. Den Haag: Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid.
- Huijnk, W., M. Gijsberts en J. Dagevos, 2014, Jaarrapport integratie 2013, Participatie van migranten op de arbeidsmarkt, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Jann, B., 2008, The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models, *The Stata Journal*, vol. 8(4): 453-479.
- Kamerstukken, 2016, Vergaderjaar 2016-2017, 30 982, nr. 29 'Beleidsdoorlichting artikel 5 over werkloosheid', Den Haag: Tweede Kamer der Staten-Generaal.
- Kamerstukken, 2013, Vergaderjaar 2012-2013, 29 407, nr. 153 'Brief regering; EU-arbeidsmigratie', Den Haag: Tweede Kamer der Staten-Generaal.
- Kremer, M., 2013, Vreemden in de verzorgingsstaat. Hoe arbeidsmigratie en sociale zekerheid te combineren, Den Haag: Boom Lemma.
- Kremer, M. en E. Schrijvers, 2014, Roemeense en Bulgaarse arbeidsmigratie in betere banen, Den Haag: Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid.
- McGauran, K., E. de Haan, F. Scheele en F. Winsemius, 2016, Profiting from dependency. Working conditions of Polish migrant workers in the Netherlands and the role of recruitment agencies, Amsterdam: FairWork and SOMO.
- Merens, A. en M. van den Brakel, 2014, Emancipatiemonitor 2014, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Nannestad, P., 2007, Immigration and welfare states: A survey of 15 years of research. *European Journal of Political Economy*, vol. 23(2): 512-532.
- Pacolet, J. en F. de Wispelaere, 2016, Aggregation of periods for unemployment benefits. report on U1 portable documents for migrant workers. Reference year 2015, Brussel: Europese Commissie.
- Reesken, T. en W. van Oorschot, 2012, Disentangling the 'new liberal dilemma': On the relation between general welfare redistribution preferences and welfare chauvinism, *International Journal of Comparative Sociology*, vol. 53(2): 120-139.
- Renema, J., 2018, Knowledge about group's welfare access among immigrants in the Netherlands. In: *Immigrants' support for welfare spending: The causes and consequences of welfare usage and welfare knowledgeability*, proefschrift in druk.

- Ruhs, M. en B. Anderson, 2010, *Who needs migrant workers? Labour shortage, immigration and public policy*, New York: Oxford University Press.
- SER, 2014, *Arbeidsmigratie*, Den Haag: Sociaal-Economische Raad.
- Strockmeijer, A., P. de Beer en J. Dagevos, 2018, Blijven of terugkeren? Wat werkpatronen van Oost-Europese arbeidsmigranten ons kunnen leren over de aard van de hedendaagse migratie, *Mens en Maatschappij*, vol. 93(1): 5-29.
- Strockmeijer, A., P. de Beer en J. Dagevos, 2017, Mobiliteit binnen de perken. Zeer geringe positieverbetering van werknemers uit Oost-Europa bij een langer werkverleden, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, vol. 33(4): 384-400.
- UWV, 2015, *Nieuwsflits arbeidsmarkt*. Januari 2015, Amsterdam: Uitvoeringsinstituut Werknemersverzekeringen.
- Vrooman, C. (red), 2009, *Werkloosheid in crisistijd. Baanverliezers, inkomensveranderingen en sociale gevolgen; een verkenning*, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Van der Werff, S., L. Kroon en A. Heyma, 2016, *Beslag uitkeringen personen in flexibele schil 2006-2014*, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Wildeboer, J. en S. Hoff, 2007, *Geld op de plank. Niet-gebruik van inkomens-voorzieningen*, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.