



UvA-DARE (Digital Academic Repository)

Verfijning bijstandsverdeelmodel 2018

Tempelman, C.; Vriend, S.; Kroon, L.; Marlet, G.; van Woerkens, C.

Publication date

2017

Document Version

Final published version

[Link to publication](#)

Citation for published version (APA):

Tempelman, C., Vriend, S., Kroon, L., Marlet, G., & van Woerkens, C. (2017). *Verfijning bijstandsverdeelmodel 2018*. (SEO-rapport; No. 2017-29). SEO Economisch Onderzoek. <http://www.seo.nl/pagina/article/verfijning-bijstandsverdeelmodel-2017/>

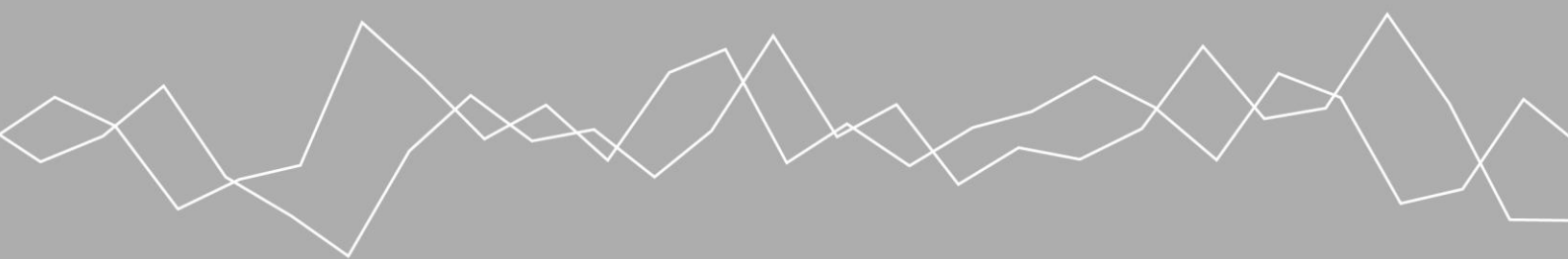
General rights

It is not permitted to download or to forward/distribute the text or part of it without the consent of the author(s) and/or copyright holder(s), other than for strictly personal, individual use, unless the work is under an open content license (like Creative Commons).

Disclaimer/Complaints regulations

If you believe that digital publication of certain material infringes any of your rights or (privacy) interests, please let the Library know, stating your reasons. In case of a legitimate complaint, the Library will make the material inaccessible and/or remove it from the website. Please Ask the Library: <https://uba.uva.nl/en/contact>, or a letter to: Library of the University of Amsterdam, Secretariat, Singel 425, 1012 WP Amsterdam, The Netherlands. You will be contacted as soon as possible.

Verfijning bijstandsverdeelmodel 2018



Amsterdam, mei 2017
In opdracht van het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

Verfijning bijstandsverdeelmodel 2018

Caren Tempelman
Sandra Vriend
Lennart Kroon
Gerard Marlet (Atlas voor gemeenten)
Clemens van Woerkens (Atlas voor gemeenten)



seo economisch onderzoek

“De wetenschap dat het goed is”

SEO Economisch Onderzoek doet onafhankelijk toegepast onderzoek in opdracht van overheid en bedrijfsleven. Ons onderzoek helpt onze opdrachtgevers bij het nemen van beslissingen. SEO Economisch Onderzoek is gelieerd aan de Universiteit van Amsterdam. Dat geeft ons zicht op de nieuwste wetenschappelijke methoden. We hebben geen winst-oogmerk en investeren continu in het intellectueel kapitaal van de medewerkers via promotietrajecten, het uitbrengen van wetenschappelijke publicaties, kennisnetwerken en congresbezoek.

SEO-rapport nr. 2017-29

ISBN 978-90-6733-863-9

Copyright © 2017 SEO Amsterdam. Alle rechten voorbehouden. Het is geoorloofd gegevens uit dit rapport te gebruiken in artikelen, onderzoeken en collegesyllabi, mits daarbij de bron duidelijk en nauwkeurig wordt vermeld. Gegevens uit dit rapport mogen niet voor commerciële doeleinden gebruikt worden zonder voorafgaande toestemming van de auteur(s). Toestemming kan worden verkregen via secretariaat@seo.nl

Samenvatting

In dit rapport wordt een voorstel gedaan voor het bijstandsverdeelmodel 2018. Het huidige verdeelmodel kan verder verbeterd worden door een aantal nieuwe indicatoren toe te voegen. Het gaat dan om indicatoren die samenhangen met de stapeling van problematiek in een gemeente, de nieuwe doelgroep, niet-rechtbepbenden en het bewonen van een standplaats. Daarnaast leidt het nader uitsplitsen van migratieachtergrond van het huishouden tot een modelverbetering.

Met de komst van de Wet werk en bijstand (WWB) in 2004 werden gemeenten volledig financieel verantwoordelijk voor de uitvoering van de bijstand. Zij ontvangen hiervoor een budget vanuit het Rijk. Gemeenten mogen bij effectieve uitvoering de overschotten op hun budget behouden en worden bij tekorten gestimuleerd tot verbetering. Voor de bepaling van het budget, is het van belang om een verdeelmodel te hebben dat, gegeven objectieve kenmerken, een zo goed mogelijke inschatting kan maken van de noodzakelijke bijstandsuitgaven van een gemeente.

SEO Economisch Onderzoek en Atlas voor gemeenten hebben het bijstandsverdeelmodel voor 2017 doorontwikkeld. Dat model bevatte veel meer indicatoren dan de verdeelmodellen tot dan toe. Na de publicatie van de budgetten hebben verschillende gemeenten factoren aangedragen die ten onrechte niet zouden zijn meegenomen of verkeerd zouden zijn geoperationaliseerd. Ook uit adviezen over model 2017 van experts, de Raad voor de financiële verhoudingen (Rfv), suggesties van het ministerie van SZW en aanbevelingen van SEO Economisch Onderzoek en Atlas voor gemeenten kwam een aantal verbeteringsuggesties voor het bijstandsverdeelmodel voor 2018 naar voren. Dit heeft geleid tot de volgende onderzoeksvragen:

1. Is het model stabiel?
2. Is het zinvol om rekening te houden met seizoeneffecten in bijstandsafhankelijkheid?
3. Is het zinvol om nieuwe indicatoren in het bijstandsverdeelmodel op te nemen?
4. Is het zinvol om bestaande indicatoren in het bijstandsverdeelmodel verder te verfijnen?

Dit onderzoek doet een voorstel voor het bijstandsverdeelmodel voor 2018. Daarbij wordt antwoord gegeven op deze vragen.

Is het model stabiel?

Het bijstandsverdeelmodel 2017 is geschat op gegevens van begin januari 2014. Om inzicht te krijgen in de stabiliteit van het verdeelmodel tussen verschillende jaren is de modelspecificatie van model 2017 opnieuw geschat op een bestand met peildatum begin januari 2015. Het model blijkt stabiel: de schattingsresultaten tussen beide jaren komen sterk overeen. Ook de herverdeeleffecten en verschillen tussen voorspelde en werkelijke aantallen bijstandsuitkeringen tonen grote overeenkomsten.

Is het zinvol om rekening te houden met seizoeneffecten?

De bijstandsafhankelijkheid kan variëren gedurende het jaar. Deze variatie is mogelijk niet gelijk voor alle gemeenten. Dat kan bijvoorbeeld worden veroorzaakt door relatief veel seizoenwerk in

bepaalde regio's. Door de bijstandsafhankelijkheid op één peilmoment (zoals in bijstandsverdeelmodel 2017 gebeurt) te modelleren wordt geen rekening gehouden met deze seizoeneffecten. Een alternatief is om het aantal maanden of dagen per jaar dat een huishouden bijstand ontvangt te gebruiken. Daarin wordt dan wel rekening gehouden met in- en uitstroom en seizoenfluctuaties.

Het rekening houden met seizoeneffecten is preciezer en conceptueel beter, maar levert nauwelijks verbetering op ten opzichte van het kansmodel. Doordat er verschillen ontstaan in het meetmoment van de bijstandsontvangst en het meetmoment van de verdeelkenmerken geeft het fractie-model soms onverwachte schattingsresultaten. Het advies van de onderzoekers is daarom geen fractiemodel toe te passen.

Is het zinvol om nieuwe indicatoren in het model op te nemen?

De vraag rijst of er nog nieuwe indicatoren in het bijstandsverdeelmodel opgenomen moeten worden. Nieuwe indicatoren moeten aan het afwegingskader voldoen. Dat betekent dat zij uitlegbaar (er moet een theoretische grond zijn om te verwachten dat de factor van invloed is op de bijstandskans), niet-beïnvloedbaar (de factor mag niet op korte termijn te beïnvloeden zijn door lokaal beleid) en aanvullend (met de factor mag nog geen rekening gehouden zijn in het verdeelmodel) moeten zijn.

De nieuwe indicatoren die zijn onderzocht zijn indicatoren voor: centrumfunctie/stapeling van problematiek, de nieuwe doelgroep van de Participatiewet, doorstroom vanuit de WW, niet-rechthebbers, chronische ziekten en standplaatsen. Een aantal van deze factoren voldoet aan het afwegingskader en verbetert de verklaringskracht van het model en daarom wordt geadviseerd deze aan het model toe te voegen. Het gaat dan om indicatoren die samenhangen met de centrumfunctie/stapeling van problematiek van een gemeente, de nieuwe doelgroep, niet-rechthebbers en het bewonen van een standplaats.

Is het zinvol om bestaande indicatoren verder te verfijnen?

Daarnaast kan het zinvol zijn om bestaande indicatoren nader te verfijnen, bijvoorbeeld omdat een andere operationalisatie beter aansluit bij de bijstandskans van een huishouden. Omdat het om factoren gaat die al in het model zitten, hoeft niet opnieuw naar het afwegingskader gekeken te worden. Voor de volgende factoren zijn verfijningen onderzocht: beschikbaarheid van werk, buurt waar werken niet de norm is, migratieachtergrond van het huishouden, GGZ-zorggebruik, arbeidsongeschiktheid- en Wajonguitkering, instellingsbewoners en corporatiewoningen.

Per factor is gekeken naar alternatieven en getoetst of deze leiden tot een substantiële toename van de verklaringskracht van het model. Van alle onderzochte factoren leidt alleen het nader uitsplitsen van migratieachtergrond van het huishouden tot een substantiële modelverbetering.

Voorstel bijstandsverdeelmodel 2018

Tabel S. 1 bevat een overzicht van de factoren van het voorgestelde model voor 2018. De wijzigingen ten opzichte van model 2017 staan cursief weergegeven. Het voorgestelde model voor 2018 heeft een verbeterde verklaringskracht ten opzichte van model 2017. De herverdeel-effecten en

verschillen tussen voorspelde en werkelijke aantallen bijstandsuitkeringen zijn gemiddeld iets lager met dit voorkeursmodel 2018.

Tabel S. 1 Voorstel voor model 2018

Geen recht	Aanbodkant
Vermogen en overwaarde woning	Alleenstaande
AO-, WW-, ANW-uitkering, Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering en pensioenuitkering	Eenouder-moeder naar leeftijd jongste kind
Student	Eenouder-vader naar leeftijd jongste kind
	Paar zonder kinderen
	Paar naar leeftijd jongste kind
Vraagkant	
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Instellingsbewoner, overig huishouden, thuiswonend meerderjarig kind
Aandeel werkend onder zijn niveau in gemeente	Opsplitsing naar leeftijdsgroepen
Aandeel studenten in gemeente	Corporatiewoning <i>en standplaats</i>
Aandeel WW'ers in de beroepsbevolking in gemeente	<i>Gedetailleerde opsplitsing</i> naar herkomst ((niet-)westerse migratieachtergrond)
	Human Capital Index
	Zorgkosten, medicijngebruik
Buurteffecten	
Aandeel van de beroepsbevolking in een buurt waar werken niet de norm is <i>op basis van 6-positie postcodeniveau</i>	Aandeel laagstopgeleiden in gemeente
Overlast en onveiligheid in de buurt	<i>Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh</i>
	<i>Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh</i>
	<i>HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh</i>
	<i>(V)SO/PrO onderwijs gevolgd in hh</i>

Bron: SEO Economisch Onderzoek.

Gehanteerde normbedragen

Het toegekende budget van een gemeente volgt door de voorspelde bijstandskans te vermenigvuldigen met het bijbehorende normbedrag voor dat huishouden en deze bedragen op te tellen over alle huishoudens in de gemeente. Dit is de zogenaamde prijscomponent in het model. Het toegekende normbedrag betreft het wettelijke normbedrag en hangt af van de huishoudsamenstelling en de kostendelersnorm.

Onderzoek naar de uitschieters van het bijstandsverdeelmodel 2017 heeft geen aanwijzingen opgeleverd dat de prijscomponent moet worden aangepast. Voor het voorgestelde bijstandsverdeelmodel 2018 wordt dus uitgegaan van de wettelijke gehanteerde normbedragen.

Inhoud

Samenvatting	i
1 Inleiding	1
1.1 Onderzoeksvragen	2
1.2 Onderzoeksaanpak	3
2 Stabiliteitsanalyse	5
2.1 Aanmaken analysebestand	5
2.2 Schattingsresultaten.....	8
2.3 Stabiliteit herverdeeeffecten en modelafwijkingen	11
2.4 Conclusies.....	14
3 Seizoeneffecten	15
3.1 Aanpassen analysebestand	15
3.2 Schattingsresultaten.....	20
3.3 Herverdeeeffecten en modelafwijkingen.....	23
3.4 Voor- en nadelen van een fractiemodel.....	24
3.5 Conclusies.....	26
4 Toevoegen nieuwe indicatoren	27
4.1 Centrumfunctie/stapelning van problematiek.....	27
4.2 Indicatoren voor de nieuwe doelgroep.....	30
4.3 Doorstroom vanuit de WW.....	32
4.4 Niet-rechthebbenden.....	34
4.5 Chronische aandoeningen.....	37
4.6 Standplaatsen.....	39
4.7 Conclusies.....	40
5 Verfijnen bestaande indicatoren	43
5.1 Beschikbaarheid van werk.....	43
5.2 Buurten waar werken niet de norm is	52
5.3 Migratieachtergrond van het huishouden.....	55
5.4 GGZ-zorggebruik	61
5.5 Arbeidsongeschiktheid en Wajong.....	62
5.6 Intra- en semimurale instellingen.....	64
5.7 Corporatiewoningen	66

5.8	Gevestigde zelfstandigen.....	67
5.9	Conclusies.....	68
6	Voorkeursmodel 2018.....	69
6.1	Schattingsresultaten.....	69
6.2	Prijscomponent.....	72
6.3	Plausibiliteitsanalyse.....	73
	Literatuur.....	77
	Bijlage A Aanpassing huishoudensdefinitie.....	79
	Bijlage B Definitie van verdeelkenmerken.....	81
	Bijlage C Schattingsresultaten.....	85

1 Inleiding

Dit onderzoek gaat in op de vraag of het bijstandsverdeelmiddel verder verbeterd kan worden. Onderzochte verbeteringen zijn het verfijnen van bestaande indicatoren, het toevoegen van nieuwe indicatoren en het rekening houden met seizoensafhankelijkheid in bijstand.

Met de komst van de Wet werk en bijstand (WWB) in 2004 werden gemeenten volledig financieel verantwoordelijk voor de uitvoering van de bijstand. Zij ontvangen hiervoor een budget vanuit het Rijk. Gemeenten mogen bij effectieve uitvoering de overschotten op hun budget behouden en worden bij tekorten gestimuleerd tot verbetering. Voor de bepaling van het budget, is het van belang om een verdeelmodel te hebben dat, gegeven objectieve kenmerken, een zo goed mogelijke inschatting kan maken van de noodzakelijke bijstandsuitgaven van een gemeente.

SEO Economisch Onderzoek en Atlas voor gemeenten (AvG) hebben het bijstandsverdeelmiddel voor 2017 doorontwikkeld, de gegevens geactualiseerd en de voorlopige budgetten voor 2017 vastgesteld, zie Tempelman e.a. (2016a en 2016b). Belangrijkste wijziging ten opzichte van het model voor 2016 was de overstap op integrale gegevens. Daarnaast is voor model 2017 de keuze van verdeelkenmerken meer theoretisch onderbouwd (zie Marlet e.a., 2016). Op basis van de economische theorie is een basisverzameling verklarende variabelen geselecteerd die de kans op bijstand van een huishouden bepalen. Daarbij is onderscheid gemaakt tussen indicatoren die corrigeren voor mensen die geen recht hebben op bijstand, indicatoren die van belang zijn voor de kans op bijstand van een individu in een gemeente (de aanbodkant van de arbeidsmarkt) en indicatoren die een rol spelen aan de vraagkant van de arbeidsmarkt. Tabel 1.1 geeft een overzicht van de opgenomen kenmerken.

Tabel 1.1 **Overzicht verdeelkenmerken in model 2017**

Geen recht	Aanbodkant
Vermogen en overwaarde woning	Alleenstaande
AO- of WW-uitkering	Eenouder-moeder naar leeftijd jongste kind
Student	Eenouder-vader naar leeftijd jongste kind
	Paar zonder kinderen
	Paar naar leeftijd jongste kind
Vraagkant	Instellingsbewoner, overig huishouden, thuiswonend meerderjarig kind
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Opsplitsing naar leeftijdsgroepen
Aandeel werkend onder zijn niveau in gemeente	Corporatiewoning
Aandeel studenten in gemeente	Opsplitsing naar herkomst ((niet-)westerse migratieachtergrond)
Aandeel WW'ers in de beroepsbevolking in gemeente	Human Capital Index
	Zorgkosten, medicijngebruik
Buurteffecten	Aandeel laagstopgeleiden in gemeente
Aandeel van de beroepsbevolking in een buurt waar werken niet de norm is	
Overlast en onveiligheid in de buurt	Regionaal klantenpotentieel

Bron: Tempelman e.a. (2016b)

Model 2017 bevatte veel meer indicatoren dan de verdeelmodellen tot dan toe. Gemeenten zijn geraadpleegd en er is extra onderzoek gedaan naar de verklaringen voor de lokale en regionale verschillen in de kans op bijstand (Marlet e.a., 2016). Er is veel energie gestoken in het operationaliseren van indicatoren voor alle aangedragen hypothesen. Die zijn vervolgens onderworpen aan een kwalitatieve en kwantitatieve toets. Als die beide werden doorstaan zijn ze opgenomen in het bijstandsverdeelmodel 2017.

1.1 Onderzoeksvragen

Na de publicatie van de budgetten hebben verschillende gemeenten factoren aangedragen die ten onrechte niet zouden zijn meegenomen of verkeerd zouden zijn geoperationaliseerd. Zo hebben gemeenten met veel instellingenbewoners, Sinti en Roma, statushouders of specifieke groepen bewoners met een migratieachtergrond het idee dat ze met het verdeelmodel 2017 worden benadeeld. Dat geldt ook voor groeikernen, gemeenten met een centrumfunctie én juist ook kleinere gemeenten in de buurt van centrumsteden, gemeenten die aan de grens liggen, gemeenten met veel woningen met lage huren en gemeenten met een industrieel verleden. Daarnaast zijn er suggesties gedaan voor de wijze van operationaliseren van gezondheidsproblemen, arbeidsongeschikten en mensen die in de WW zitten en op termijn zullen instromen in de bijstand. Tot slot zou in het model nog onvoldoende rekening gehouden zijn met meervoudige probleemgezinnen en homogene probleembuurten. Ook uit de doorontwikkeling van model 2017 kwam nog een aantal verbeter-suggesties naar voren, bijvoorbeeld over nadere uitwerking van bestaande verdeelkenmerken.

Het doel van dit onderzoek is het bijstandsverdeelmodel 2018 te verfijnen aan de hand van adviezen over model 2017 van experts, de Raad voor de financiële verhoudingen (Rfv), suggesties van gemeenten, suggesties van het ministerie van SZW en aanbevelingen van SEO en AvG. Dit heeft geleid tot de volgende onderzoeksvragen:

1. Is het model stabiel? Leidt herschatting van het bijstandsverdeelmodel 2017 op recentere gegevens tot vergelijkbare uitkomsten?
2. Is het zinvol om rekening te houden met seizoeneffecten in bijstandsafhankelijkheid? Het huidige bijstandsmodel schat de kans op bijstand, mogelijk is het beter het aantal maanden bijstand te schatten.
3. Is het zinvol om nieuwe indicatoren in het bijstandsverdeelmodel op te nemen? Te denken valt bijvoorbeeld aan factoren die samenhangen met de centrumfunctie van een gemeente, factoren voor de nieuwe doelgroep van de Participatiewet en een factor die rekening houdt met het grotere aantal mensen dat na de WW-uitkering in de bijstand komt.
4. Is het zinvol om bestaande indicatoren in het bijstandsverdeelmodel verder te verfijnen? Te denken valt bijvoorbeeld aan een nadere uitsplitsing van de migratieachtergrond van huishoudens, nadere uitsplitsing van het gebruik van GGZ-zorg, verfijning van de factor beschikbaarheid van werk door ook rekening te houden met het werk en de beroepsbevolking over de grens en nadere uitsplitsing van beschikbaarheid van werk naar de beschikbaarheid van banen voor laag, middelbaar en hoger opgeleiden.
5. Kunnen bepaalde dataproblemen in het bijstandsverdeelmodel 2017 opgelost worden?

1.2 Onderzoeksaanpak

Het onderzoek is gestart met het aanmaken van een analysebestand met daarin de bijstandsafhankelijkheid op huishoudniveau en allerlei achtergrondkenmerken van het huishouden, zoals huishoudsamenstelling, vermogen, uitkeringsafhankelijkheid, leeftijd, migratieachtergrond, zorggebruik, enzovoorts. Het bestand is allereerst identiek aan dat van model 2017 gemaakt, maar dan met peildatum januari 2015. Hierdoor ontstaat inzicht in de stabiliteit van het model. In de eerste fase van het onderzoek is daarom een model geschat zoals dat in 2017 is toegepast, met deze recentere gegevens.

Voor model 2018 is vervolgens op basis van overleg met het CBS besloten om aanvullende correcties uit te voeren voor inconsistente huishoudens. In het bovengenoemde analysebestand zijn deze correcties doorgevoerd. Daarnaast zijn aanvullende gegevens aan het analysebestand gekoppeld, onder andere nadere uitsplitsingen van migratieachtergrond, chronische ziekten, standplaatsen en beschikbaarheid van werk. Dit bestand is in het verdere onderzoek gebruikt. Om de kans op fouten zo veel mogelijk te minimaliseren, is een vierogenprincipe gehanteerd. Dat betekent dat iedere bewerking door minstens twee verschillende personen is bekeken.

De analyse bestond hierna uit een analyse naar seizoeneffecten, het verfijnen van bestaande indicatoren en het opnemen van nieuwe indicatoren. Bij de verfijning van bestaande factoren is per factor getoetst of een verfijning leidt tot een substantiële toename van de verklaringskracht van het model. Als dat het geval is, dan heeft het de voorkeur om voor model 2018 van de verfijnde indicator uit te gaan. Als dat niet het geval is, is het advies om de oude operationalisatie te handhaven. Bij het opnemen van nieuwe indicatoren is ook gekeken of deze voldoen aan het voor model 2017 gehanteerde afwegingskader. Dit betekent dat een nieuwe factor uitlegbaar, niet-beïnvloedbaar en aanvullend moet zijn. Als die toets wordt doorstaan, worden de bijbehorende indicatoren geoperationaliseerd en onderworpen aan de kwantitatieve toets.

Gedurende het onderzoek is een aantal malen advies ingewonnen van een groep experts op gebied van het verdeelmodel voor de bijstand, te weten Maarten Allers (Rijksuniversiteit Groningen), Bas van der Klaauw (Vrije Universiteit Amsterdam) en Bart Leurs (Rfv). Daarnaast zijn de resultaten van dit onderzoek verschillende malen voorgelegd aan een begeleidingscommissie, waarin een aantal individuele gemeenten, de VNG, Divosa, Rfv en de ministeries van SZW, Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties en Financiën deelnamen. Ook de input die tijdens deze bijeenkomsten is geleverd, is meegenomen in de verfijning van het model. Het eindresultaat van deze onderzoeksstappen is een voorstel voor model 2018.

2 Stabiliteitsanalyse

Het model is stabiel. De schattingsresultaten van het model op basis van gegevens over 2015 komen sterk overeen met de schattingsresultaten van het model op basis van gegevens over 2014.

Het bijstandsverdeemodel 2017 is geschat op gegevens met de peildatum 1 januari 2014.¹ Om inzicht te krijgen in de stabiliteit van het verdeemodel tussen verschillende jaren is de modelspecificatie van model 2017 geschat op een bestand met peildatum 1 januari 2015.

2.1 Aanmaken analysebestand

Het analysebestand met peildatum begin januari 2015 is in principe op exact dezelfde wijze samengesteld als het analysebestand dat ten behoeve van het bijstandsverdeemodel 2017 is gemaakt (zie Tempelman et al., 2016a). Dat wil zeggen, dezelfde gegevens zijn gekoppeld en dezelfde keuzes² zijn gemaakt bij deze koppelingen. Toch was het niet geheel mogelijk om een identieke procedure te volgen. Dit had de volgende redenen:

1. Definitiewijzigingen door het CBS
2. Gegevens niet tijdig beschikbaar

2.1.1 Definitiewijzigingen door het CBS

Bij een tweetal kenmerken zijn de onderliggende gegevens enigszins veranderd. Het gaat om: gebruik GGZ en corporatiewoning. In het eerste geval is het beleid omtrent GGZ veranderd, wat gevolgen heeft gehad voor de registratie. Voor model 2017 bevatte het bestand met zorgkosten een indicator die aangaf of iemand kosten had gemaakt voor tweedelijns geestelijke gezondheidszorg die onder de basisverzekering viel. Vanaf 2014³ is die variabele vervallen in verband met een andere indeling van de GGZ binnen de basisverzekering. De nieuwe variabelen zijn: basis-GGZ en specialistische GGZ. Deze kenmerken zijn tezamen niet geheel gelijk aan het eerdere GGZ-kenmerk, omdat eerstelijnspsychologische zorg eerst apart werd geregistreerd. Deze gaat in 2014 deels naar de nieuwe GGZ-kosten en valt deels onder de huisartskosten (praktijkondersteuner-GGZ). Het effect van de nieuwe indeling lijkt beperkt: in 2013 gebruikte 4,9 procent van de ZVW-verzekerden GGZ-zorg, in 2014 betrof het 5,2 procent. Hierbij speelt ook een rol dat de registratie van de zorgkosten is verbeterd en het aantal personen bij wie de zorgkosten onbekend zijn, is gedaald met 13 procent.

¹ Voor de uitkeringsgegevens (bijstand, WW, AO) is gebruikgemaakt van peildatum 5 januari vanwege mogelijke administratieve aanpassingen op 1 januari, voor persoons- en huishoud- en regiokenmerken is gebruikgemaakt van peildatum 1 januari.

² Bij samenstelling van het kenmerk HCI is de leeftijdsgrens wel een jaar opgeschoven, omdat de registratie nu voor een jaar extra volledig is.

³ Voor zorgkosten was het peilmoment voor model 2017 heel 2013 en is het peilmoment voor model 2018 heel 2014.

Bij de corporatiewoningen is het CBS overgegaan op een nieuwe (verbeterde) meetmethodiek. Het eigenaarschap van de woning wordt nu op een andere manier afgeleid: de cijfers worden bijvoorbeeld meer geconfronteerd met andere bronnen. Het verschil is klein. Op 1 januari 2014 waren er 2.259.454 corporatiewoningen, op 1 januari 2015 ging het om 2.254.835 corporatiewoningen.

2.1.2 Gegevens niet tijdig beschikbaar

Om de regio-indicatoren overlast en buurt waar werken niet de norm is te kunnen berekenen voor 1 januari 2015, zijn gegevens nodig over het aantal niet-werkende werkzoekenden. Deze gegevens komen van UWV. UWV heeft aangegeven dat zij die gegevens niet zonder meer kunnen leveren en dat hiervoor een aanvraagprocedure gevolgd moet worden. Dit proces is in gang gezet, maar de cijfers zijn niet op tijd beschikbaar gekomen om in dit onderzoek mee te nemen. Daarom is besloten om voor deze twee indicatoren te werken met gegevens op basis van 1 januari 2014.⁴ De uiteindelijke schatting van het gewicht van deze indicatoren zal wel gebaseerd zijn op gegevens met peildatum 1 januari 2015.

2.1.3 Samenstelling analysebestand

De gemiddelde bijstandskans van Nederlandse huishoudens is op 5 januari 2015 6,1 procent. Daarmee is de bijstandskans in 2015 0,3 procentpunt hoger dan in 2014 (zie Tabel 2.1). Het totaal aantal huishoudens in de doelpopulatie is met 0,5 procent gestegen tot 6.920.860 huishoudens begin januari 2015.

De bijstandskans is met name voor alleenstaanden en eenouder vaders (vooral met een kind tot vijf jaar oud) gestegen. De toename bij paren is kleiner van omvang en onder instellingsbewoners is sprake van een afname van 0,3 procentpunt. Het aantal instellingsbewoners neemt daarnaast toe. Dit heeft waarschijnlijk te maken met de groeiende toestroom van asielzoekers, die als instellingsbewoner worden geteld als zij in een asielzoekerscentrum wonen. Op dat moment hebben zij nog geen recht op bijstand. Ook is de toename van de bijstandskans naar verhouding sterk bij huishoudens met jongeren tot 20 jaar en bij huishoudens met leden vanaf 30 jaar.

De bijstandskans van huishoudens met personen met een Syrische migratieachtergrond ligt met 44,7 procent in 2015 9,2 procentpunt hoger dan in 2014. Deze groep is ook sterk in omvang toegenomen. Ook huishoudens in een corporatiewoning hebben in 2015 een hogere bijstandskans (18 procent - een stijging van 1 procentpunt). Voor huishoudens met een laag HCI is de bijstandskans eveneens meer dan gemiddeld gestegen naar 14,6 procent.

⁴ Hier speelt ook nog dat UWV per 1 januari 2015 een andere definitie hanteert voor niet-werkende werkzoekende, waardoor ook bij gebruik van 1 januari 2015 de gegevens niet helemaal vergelijkbaar meer zijn. De oude definitie telt mensen die geen betaald werk hebben of voor minder dan twaalf uur per week, en als werkzoekende bij UWV staan ingeschreven (15 tot 65 jaar). De nieuwe definitie telt mensen zonder betaald werk, die als werkzoekende bij UWV staan ingeschreven (15 tot 75 jaar). Deze nieuwe definitie sluit aan bij de internationale (ILO) definitie van werkloosheid.

Tabel 2.1 Bijstandskans in 2015 gestegen naar 6,1%

Variabele	Bestand 2014		Bestand 2015	
	Aantal hh	Bijstandskans	Aantal hh	Bijstandskans
Totaal	6.886.313	5,8%	6.920.860	6,1%
Huishoudtypen				
Alleenstaande	1.888.290	9,6%	1.911.443	10,1%
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	71.566	33,3%	71.892	33,4%
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	111.152	26,4%	112.187	26,6%
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	106.559	20,8%	110.277	20,8%
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	106.756	16,3%	110.011	17,1%
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	4.303	14,3%	4.247	16,0%
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	15.092	9,3%	15.596	9,8%
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	24.966	6,8%	26.119	7,3%
Eenouder-vader, jongste kind 18+	40.081	5,0%	41.323	5,3%
Paar, jongste kind 18-	1.562.068	2,4%	1.551.063	2,5%
Paar, jongste kind 18+	402.258	1,8%	404.888	1,9%
Paar zonder kinderen	1.216.886	2,2%	1.201.850	2,3%
Instellingsbewoner	107.447	11,4%	120.831	11,2%
Thuiswonend meerderjarig kind	1.191.258	2,7%	1.201.513	2,9%
Overig huishouden	37.609	7,8%	37.603	8,0%
Leeftijdsgroepen				
18 tot 20-jarige in hh	399.187	1,6%	395.147	2,1%
20 tot 25-jarige in hh	1.002.287	2,8%	1.010.671	2,9%
25 tot 30-jarige in hh	897.131	4,9%	910.189	4,9%
30 tot 40-jarige in hh	1.544.069	6,1%	1.542.118	6,4%
40 tot 50-jarige in hh	1.875.651	6,0%	1.843.913	6,4%
50-jarige tot AOW-leeftijd in hh	2.177.718	6,9%	2.218.876	7,3%
Corporatiewoning				
	1.811.972	17,0%	1.805.316	18,0%
Niet-westerse migratieachtergrond:				
met herkomst Turkije in hh	185.712	12,8%	189.099	13,1%
met herkomst Suriname in hh	209.058	12,6%	210.869	13,2%
met herkomst Nederlandse Antillen in hh	89.713	16,2%	91.225	16,8%
met herkomst overig Afrika in hh	97.751	19,1%	100.819	19,8%
met herkomst Marokko in hh	158.011	18,4%	162.678	18,9%
met herkomst Ghana in hh	13.223	16,0%	13.501	16,9%
met herkomst Somalië in hh	17.061	56,1%	17.335	56,3%
met herkomst Afghanistan in hh	20.751	27,0%	21.359	27,6%
met herkomst Irak in hh	27.066	37,6%	27.726	37,3%
met herkomst Syrië in hh	6.903	35,5%	11.326	44,7%
met overige herkomst in hh	215.201	10,3%	222.824	10,5%

Westerse migratieachtergrond:				
met herkomst voormalig Joegoslavië in hh	43.971	14,1%	44.709	13,9%
met overige herkomst in hh	882.253	4,7%	893.670	4,9%
HCI				
HCI-laag in hh	2.406.172	13,7%	2.386.904	14,6%
HCI-midden in hh	4.014.114	2,0%	4.019.798	2,1%
HCI-hoog in hh	2.249.502	0,5%	2.255.214	0,5%
Gezondheidsindicatoren				
Zorgkosten boven € 50.000	26.537	14,4%	25.562	14,8%
Gebruik GGZ	480.309	15,2%	537.895	14,3%
Medicijnen voor verslaving	44.538	19,8%	39.411	22,0%
Medicijnen voor depressie	648.117	11,4%	654.166	11,7%
Medicijnen voor psychose/bipolaire stoornis	179.315	18,9%	185.103	19,5%
Medicijngebruik uit minder dan vier hoofdgroepen	6.258.408	4,7%	6.298.063	5,0%
Medicijngebruik uit 4 of 5 hoofdgroepen	1.020.676	8,3%	996.509	8,8%
Medicijngebruik uit 6 of 7 hoofdgroepen	324.414	11,7%	320.080	12,3%
Medicijngebruik uit 8 of meer hoofdgroepen	86.179	14,9%	85.623	15,5%
Niet-rechthebbenden				
Alleenstaande, vermogen > € 5.000	836.344	1,5%	798.540	1,7%
Alleenstaande, vermogen t/m € 5.000, overwaarde > € 50.000	44.490	4,4%	40.603	4,0%
Paar, vermogen > € 10.000	2.854.051	0,7%	2.744.607	0,7%
Paar, vermogen t/m € 10.000, overwaarde > € 50.000	282.465	1,5%	291.499	1,5%
Student (mbo/hbo/wo) in hh	1.044.595	1,5%	1.025.420	1,5%
WW-uitkering in hh	430.255	2,4%	409.907	2,5%
AO-uitkering 15-80% in hh	132.973	1,5%	128.087	1,7%
AO-uitkering 80-100% in hh	558.309	2,6%	566.091	2,8%

Bron: Berekeningen SEO Economisch Onderzoek, op basis van CBS microdata.

2.2 Schattingsresultaten

Op het analysebestand met peildatum januari 2015 is de modelspecificatie van verdeelmodel 2017 geschat. Tabel 2.2 laat de schattingsresultaten zien. Ter vergelijking zijn in de linker kolom de schattingsresultaten van model 2017 op gegevens van januari 2014 opgenomen.

De schattingsresultaten zijn stabiel. Voor het merendeel van de factoren geldt dat het teken gelijk is in de beide schattingen. Ook verschuift de omvang van de coëfficiënten slechts in beperkte mate. Er treedt een klein aantal veranderingen op. De geschatte coëfficiënt voor instellingsbewoner wordt insignificant. Mogelijk hangt dit samen met een toename in het aantal bewoners in asielzoekerscentra (azc). Deze mensen zijn geregistreerd als instellingsbewoners. Zolang zij in een azc wonen, ontvangen zij weekgeld via de Regeling verstrekking asielzoekers (Rva). In dat geval verstrekt de gemeente geen bijstand. De geschatte coëfficiënt van personen met een Ghanese migratieachtergrond in het huishouden was insignificant en wordt nu significant: een huishouden met leden met een Ghanese migratieachtergrond heeft een hogere bijstandskans dan huishoudens zonder migratieachtergrond. Daarnaast is de coëfficiënt voor Syrische huishoudens sterk gestegen, zoals

verwacht vanwege de grote instroom van Syrische vluchtelingen. De coëfficiënten voor huishoudens met een laag of midden/hoog HCI zijn ook verschoven. Dit komt doordat de bijstandskans in de referentiegroep (HCI onbekend) is gedaald. Het gemeentekenmerk aandeel laagst opgeleiden wisselt van teken, maar is in beide jaren insignificant.

Tabel 2.2 Coëfficiëntschattingen zijn stabiel voor januari 2014 en januari 2015

Kans op bijstand in huishouden	Model 2017 Geschat op jan 2014	Model 2017 Geschat op jan 2015
<i>Niet-rechthebbenden</i>		
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,1233***	-2,0787***
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8402***	-0,8503***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,6061***	-1,5648***
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,6819***	-0,5983***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4281***	-1,4702***
WW-uitkering in huishouden	-0,9488***	-0,9470***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4278***	-3,4189***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9557***	-3,9361***
<i>Aanbodkant</i>		
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9942***	0,9731***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5733***	0,5217***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2926***	0,2105***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,1829***	-0,2133***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0202	0,0549
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0097	-0,0216
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4008***	-0,4157***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8301***	-0,8691***
Paar, jongste kind 18-	-1,1244***	-1,1309***
Paar, jongste kind 18+	-1,4276***	-1,4675***
Paar zonder kinderen	-1,0326***	-1,0536***
Instellingsbewoner	0,2583**	0,1847
Overig huishouden	0,4131***	0,3313***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,3488***	-0,4297***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,9186***	0,7544***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,4429***	1,1166***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,8518***	1,5121***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	2,0691***	1,7291***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	2,3233***	2,0013***
Corporatiewoning	1,4674***	1,4855***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2130***	0,1954***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4459***	0,4540***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5397***	0,5735***

Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6195***	0,6773***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4715***	0,4747***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	-0,0130	0,0909***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6080***	1,6409***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0244***	1,0233***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,2615***	1,1946***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,1599***	1,4261***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1769***	0,1986***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,5557***	0,4729***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,3274***	-0,3012***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	0,6353***	1,3360***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-2,1329***	-1,4173***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,4421	-0,0522
Zorgkosten boven de €50.000 in hh	0,3112***	0,3497***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8159***	0,7688***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4712***	0,4614***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3677***	0,3778***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,5869***	0,6369***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3509***	0,3634***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4787***	0,4783***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5876***	0,5840***
Regionaal klantenpotentieel	0,0943***	0,0819***
Vraagkant		
Werken onder niveau in gemeente	1,8402***	1,6658***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	-0,1658	-0,4589
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	8,2179***	7,8552***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-6,2955***	-5,7970***
Buurteffecten		
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is	0,3459***	0,3714***
Overlast in de buurt	1,0166***	1,0979***
Constante	-0,5946	-1,2303***
N	6.886.313	6.920.860
AIC	1.532.121	1.616.089
BIC	1.532.946	1.616.914
Loglikelihood	-766.001	-807.984
GGAA	54,9	59,2

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Bron: Berekeningen SEO Economisch Onderzoek, op basis van CBS microdata.

2.3 Stabiliteit herverdeeffecten en modelafwijkingen

De schattingen op gegevens over beide jaren zijn vergelijkbaar. Deze paragraaf zoomt nader in op de stabiliteit van de uitkomsten van het model op gemeenteniveau. Er zijn twee manieren om de uitkomsten van het model te bekijken. Enerzijds kan worden gekeken naar de herverdeeffecten ten opzichte van de werkelijke uitgaven. Het herverdeeffect meet voor iedere gemeente het procentuele verschil tussen het voorspelde budgetaandeel volgens het model en het aandeel in de werkelijke uitgaven. Anderzijds kan dichter bij het model worden gebleven en kan men het werkelijk aantal huishoudens met bijstand in een gemeente vergelijken met het voorspeld aantal huishoudens met bijstand (ook wel: modelafwijking).

Het gebruik van de herverdeeffecten kent een aantal nadelen. Allereerst bevat het herverdeeffect een beleidscomponent. Gemeenten kunnen namelijk afwijken van de geldende normbedragen door kortingen/maatregelen toe te passen of door deeltijdwerk te stimuleren. Daarmee bevat het uitgavenaandeel beleid van individuele gemeenten en geven de herverdeeffecten niet alleen de uitwerking van het verdeelmodel maar ook de invloed van beleid weer. Daarnaast bevatten de uitgaven ook de uitkeringen aan dak- en thuislozen. Omdat het budget voor dak- en thuislozen buiten het model om wordt verdeeld, is deze component niet opgenomen in de budgetvoorspellingen. Dit zorgt voor een afwijking ten opzichte van de uitgaven en kan zich dus vertalen in een herverdeeffect. Tot slot vereist het berekenen van budgetten en budgetaandelen dat er een normbedrag aan ieder huishouden wordt toegekend. De kostendelersnorm is in het normbedrag verwerkt. Dit zorgt voor een afwijking ten opzichte van de uitgaven in 2014. In 2014 was namelijk nog geen sprake van de kostendelersnorm. Voor de gegevens over 2015 zit de kostendelersnorm zowel in de budgetvoorspelling als in de uitgaven verwerkt.

Verschuivingen in de herverdeeffecten of modelafwijkingen van individuele gemeenten betekenen niet meteen dat het model niet stabiel is. Gemeenten kunnen uiteraard ook hun beleid hebben aangepast waardoor zij succesvoller of minder succesvol zijn in het beperken van het aantal bijstandsuitkeringen. Grote verschuivingen lijken daarbij echter onwaarschijnlijk.

2.3.1 Herverdeeffecten

De herverdeeffecten die volgen uit het model dat is geschat met gegevens op peildatum januari 2015 zijn iets kleiner dan bij gebruik van peildatum januari 2014. Tabel 2.3 laat de resultaten van beide modelschattingen zien. Met name voor de G4 neemt het gemiddelde herverdeeffect af. Het gemiddelde ligt juist iets hoger voor de gemeenten met 100.000 tot 250.000 inwoners.

Tabel 2.3 Herverdeeeffecten dalen licht bij gebruik peildatum 2015

Herverdeeeffecten Objectief budgetaandeel versus uitgavenaandeel 2014/2015	Model 2017 Peildatum januari 2014					Model 2017 Peildatum januari 2015				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n =102/99)	14,0	-34,5	48,4	28	74	12,9	-41,6	44,5	29	70
25.000 – 50.000 inw (n = 141/142)	12,6	-14,1	51,1	39	102	12,0	-16,6	49,8	35	107
50.000 – 100.000 inw (n = 44/45)	9,0	-16,8	35,0	12	32	8,5	-15,3	33,8	11	34
100.000 – 250.000 inw (n = 26/27)	5,5	-9,6	24,7	14	12	5,9	-11,0	18,7	14	13
minstens 250.000 inw (n = 4/4)	9,4	-13,1	-5,2	4	0	8,3	-12,1	-4,3	4	0
Totaal (n = 317/317)	11,9	-34,5	51,1	97	220	11,2	-41,6	49,8	93	224
Gewogen naar inwonertal	9,8	-34,5	51,1	97	220	9,3	-41,6	49,8	93	224
Gewogen naar uitgavenaandeel	8,2	-34,5	51,1	97	220	8,0	-41,6	49,8	93	224

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners) van het jaar 2014 respectievelijk 2015. In de eerste kolom staan de bijbehorende aantallen voor beide jaren (2014/2015). Budgetaandelen worden bepaald aan de hand van het objectieve budget dat uit het model volgt. Dat geldt ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden gebudgetteerd, er is dus nog geen rekening gehouden met de historische component.

2.3.2 Modelafwijkingen

Het beeld dat uit de plausibiliteitsanalyse naar voren komt is stabiel. De procentuele afwijking tussen het voorspeld aantal huishoudens in de bijstand en het werkelijk aantal huishoudens in de bijstand is vergelijkbaar in omvang wanneer het model op gegevens met peildatum januari 2015 wordt geschat. Net als bij de herverdeeeffecten, verbeteren de resultaten iets ten opzichte van model 2017, zie Tabel 2.4.

Tabel 2.5 brengt in kaart in welke mate de modelafwijkingen voor individuele gemeenten verschuiven tussen 2014 en 2015.⁵ 201 van de 311 gemeenten wisselen niet van klasse van de procentuele modelafwijkingen. 89 gemeenten schuiven 1 categorie omhoog of omlaag. Van de 21 gemeenten die grotere verschuivingen kennen is 86 procent een gemeente met minder dan 40.000 inwoners.⁶

Voor 35 gemeenten geldt dat zij op januari 2014 een positieve modelafwijking hadden, terwijl dat bij herschatting op basis van gegevens 2015 negatief wordt. 12 van deze gemeenten zaten in 2014 dichtbij een afwijking van 0 procent (maximaal 1 procentpunt afwijking) of hebben in 2015 een afwijking die net onder nul komt. Andersom geldt dat 26 gemeenten een negatieve modelafwijking hebben op basis van het model met als peildatum januari 2014, maar op basis van het model met als peildatum januari 2015 een positieve afwijking hebben. Van deze 26 gemeenten zitten er 11 dichtbij een modelafwijking van 0 procent (ofwel in 2014, ofwel in 2015).

⁵ Deze tabel is gebaseerd op 311 gemeenten. Dit zijn de gemeenten die zowel in 2014 als in 2015 gebudgetteerd werden en geen gemeentelijke herindeling hebben ondervonden.

⁶ In totaal zijn er 111 gemeenten met meer dan 40.000 inwoners.

Tabel 2.4 Modelafwijkingen zijn stabiel

Afwijking voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand	Model 2017 Peildatum jan 2014					Model 2017 Peildatum januari 2015				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 102/99)	10,0	-39,2	46,8	60	42	9,7	-43,9	47,6	56	43
25.000 – 50.000 inw (n = 141/142)	8,9	-24,4	40,1	69	72	8,5	-24,2	35,5	76	66
50.000 – 100.000 inw (n = 44/45)	6,4	-15,0	31,3	14	30	6,0	-14,0	30,6	17	28
100.000 – 250.000 inw (n = 26/27)	5,1	-7,9	25,0	11	15	5,2	-8,1	20,5	14	13
minstens 250.000 inw (n = 4/4)	3,7	-8,1	1,1	2	2	3,1	-5,3	1,6	2	2
Totaal (n = 317/317)	8,5	-39,2	46,8	156	161	8,2	-43,9	47,6	165	152
Gewogen naar inwonertal	6,7	-39,2	46,8	156	161	6,5	-43,9	47,6	165	152
Gewogen naar uitgavenaandeel	5,2	-39,2	46,8	156	161	5,2	-43,9	47,6	165	152

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners – gemeentelijke indeling 2014/2015). De kolom 'gem' bevat gemiddelden van de absolute procentuele afwijkingen.

Tabel 2.5 Meestal beperkte verschuivingen in modelafwijking tussen 2014 en 2015

		Modelafwijking 2015			
		minstens -5%	-5% tot 0%	0% tot 5%	Meer dan 5%
Modelafwijking 2014	minstens -5%	77	15	3	1
	-5% tot 0%	11	25	18	4
	0% tot 5%	4	22	24	11
	Meer dan 5%	1	8	12	75

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De cijfers zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten in zowel 2014 als 2015 (gemeenten met minstens 15.000 inwoners). Gemeenten waarbij een herindeling heeft plaatsgevonden zijn buiten beschouwing gelaten.

Tot slot kan gekeken worden naar verschuivingen bij de uitschieters van het model. Het gaat hier om de tien gemeenten met de meest negatieve afwijkingen en de tien gemeenten met de meest positieve afwijkingen. Hierbij wordt gekeken naar gemeenten met meer dan 40.000 inwoners. Er zijn zeven gemeenten die zowel bij een model op basis van 2014 als een model op basis van 2015 in de top tien met meest negatieve afwijkingen terechtkomen. Van de drie gemeenten die in 2014 wel in de lijst staan en in 2015 niet, komen er twee op plek 20 en 24 uit en één eindigt op plek 49. In deze laatste gemeente is de bijstandspopulatie in deze periode nauwelijks in omvang gegroeid, wat de betere uitkomst kan verklaren. Van de drie gemeenten die in 2015 wel in deze lijst staan en in 2014 niet, stonden er twee in 2014 in de top 20 (plek 14 en 17) en één zat daar in de buurt (plek 23).

Voor de gemeenten met de meest positieve afwijking geldt dat acht gemeenten zowel in 2014 als in 2015 in de lijst voorkomen. De twee gemeenten die in 2014 wel in de lijst staan en in 2015 niet, staan in dat jaar op plek 11 en 13. Van de twee nieuwkomers in 2015, komt er één van plek 11 en één van plek 38. Ook deze laatste gemeente kende in 2015 een zeer beperkte groei in het aantal bijstandshuishoudens.

2.4 Conclusies

Het model blijkt stabiel. Als de resultaten van het model op basis van gegevens over 2014 worden vergeleken met de resultaten van het model op basis van gegevens over 2015, is te zien dat de schattingsresultaten tussen beide jaren sterk overeenkomen. Ook de herverdeeleffecten en modelafwijkingen tonen grote overeenkomsten.

3 Seizoeneffecten

Het rekening houden met seizoeneffecten door een model met de fractie bijstand te gebruiken levert nauwelijks verbetering op ten opzichte van het kansmodel. Doordat er verschillen ontstaan in het meetmoment van de bijstandsontvangst en het meetmoment van de verdeelkenmerken geeft het fractiemodel soms onverwachte schattingsresultaten.

De bijstandsafhankelijkheid kan variëren gedurende het jaar. Deze variatie is mogelijk niet gelijk voor alle gemeenten. Dat kan bijvoorbeeld worden veroorzaakt door een grotere afhankelijkheid van seizoenwerk in bepaalde regio's. Ook verschillen in de omvang van het 'granieten bestand' tussen gemeenten maken dat de variatie in bijstandsafhankelijkheid gedurende het jaar kan verschillen over gemeenten.

Door de bijstandsafhankelijkheid op één peilmoment te modelleren wordt geen rekening gehouden met deze seizoeneffecten. Er wordt vanuit gegaan dat een huishouden dat op de peildatum bijstand ontvangt, dat gedurende het hele jaar zal doen. Een alternatief is om op de 5^e van iedere maand in 2015 te kijken of een huishouden bijstand ontvangt en dat uit te drukken als fractie van het aantal maanden in een jaar. Daarin wordt dan wel rekening gehouden met in- en uitstroom en seizoenfluctuaties. Een tweede alternatief is om de fractie te berekenen op basis van het aantal dagen bijstandsontvangst.

3.1 Aanpassen analysebestand

3.1.1 Oplossen dataproblemen bij model 2017

Tijdens de doorontwikkeling voor het verdeelmodel 2017 kwam een tweetal data issues aan het licht. Zo was er een beperkt aantal huishoudens in de data waarbij de achtergrondkenmerken inconsistent waren, bijvoorbeeld omdat personen in één huishouden op verschillende adressen wonen of een verschillend huishoudtype hebben. In het bestand met peildatum januari 2014 gaat het om ongeveer 1.000 huishoudens (zie Tempelman e.a., 2016b). Deze zijn uit het bestand verwijderd. In overleg met het CBS kon een groot deel van de inconsistenties worden opgelost door huishoudens op een uitgebreidere manier te identificeren, zie Bijlage A voor details. Hierdoor worden minder huishoudens uit het bestand verwijderd en worden ook meer alleenstaanden geteld in plaats van overige huishoudens. Dit heeft tot gevolg dat het aantal huishoudens in het analysebestand toeneemt tot 6.928.396 (dat was 6.920.860). Omdat de inconsistente huishoudens relatief vaak grote huishoudens zijn en deze huishoudens door het verwijderen van inconsistenties vaker als alleenstaande worden gecategoriseerd, neemt het totaal aantal huishoudens sterker toe dan het genoemde aantal inconsistente huishoudens.

Een tweede punt is het feit dat de Participatiewet voor het recht op bijstand uitgaat van een gezamenlijk huishouden van maximaal twee personen. Dus een paar met een inwonende broer wordt in de Participatiewet gezien als twee aparte huishoudens met een eigen recht op bijstand: het paar en de broer. De middelentoets geldt dan voor de afzonderlijke huishoudens, de kostendelersnorm voor het totale huishouden. Een huishouden in de CBS-cijfers (gebaseerd op de Basisregistratie

Personen (BRP)) volgt uit het adres waarop men zich heeft ingeschreven. De huishoudens in het analysebestand sluiten daarmee niet exact aan op de huishoudensdefinitie van de bijstand. Het bovengenoemde paar met de inwonende broer telt bij het CBS als één huishouden. Het is echter niet mogelijk om hiervoor een correctie te maken. Om deze broer als zelfstandig huishouden te kunnen zien, is informatie over het persoonlijk vermogen nodig. Vermogen is in de gegevens echter niet op persoonsniveau beschikbaar: een groot deel van de vermogensbestanddelen zijn op huishoudensniveau (bijvoorbeeld de waarde van de woning) en kunnen niet aan een persoon toegerekend worden.⁷

3.1.2 Bijstandsfracties

Het modelleren van de bijstandsfracties vereist daarnaast enkele aanpassingen aan het analysebestand:

1. De bijgeschatte nieuwe doelgroep op 5 januari 2015 zal gedurende het jaar gedeeltelijk weer uitstromen. Voor het bepalen van de fractie bijstand moet deze uitstroom worden meegenomen. De uitstroom wordt eveneens geschat, zodanig dat dit aansluit bij het verloop van de nieuwe doelgroep in 2014.⁸ De geschatte uitstroom is per toeval toegekend aan degenen die op 5 januari 2015 als nieuwe doelgroep zijn aangemerkt. Nieuwe doelgroepers stromen vanaf 1 januari 2015 daadwerkelijk in de bijstand. Met nieuwe instroom hoeft dus niet apart rekening te worden gehouden.
2. De uitkomstmaten ‘fractie maanden bijstand’ en ‘fractie dagen bijstand’ worden aan het analysebestand toegevoegd.

Fractie op basis van maanden

In elke maand (peildatum 5^e van de maand) wordt bepaald of uitstroom uit de nieuwe doelgroep heeft plaatsgevonden. De indicator voor de nieuwe doelgroep wordt op basis van deze fictieve uitstroom aangepast op persoonsniveau.

Op iedere 5^e van de maand wordt gekeken of een persoon uitsluitend BBZ ontving en volgens de definitie op basis van ZELFSTANDIGENTAB gevestigde zelfstandige was in 2015. Indien uitsluitend een BBZ-uitkering werd ontvangen, dan telt deze persoon niet mee als bijstandsontvanger in de betreffende maand.

⁷ In model 2017 is ervoor gekozen om thuiswonende kinderen van 18 jaar of ouder als zelfstandige (alleenstaande) huishoudens te zien, met een eigen recht op bijstand. Omdat alleen het vermogen van het hele huishouden bekend is, krijgt dat kind het gehele huishoudensvermogen toegekend als vermogen. Het idee hierachter is dat thuiswonende kinderen waarschijnlijk aanspraak kunnen doen op het vermogen van hun ouders. Uit de cijfers bleek ook dat thuiswonende kinderen met vermogende ouders veel minder vaak in de bijstand zitten. Ook voor model 2018 worden thuiswonende kinderen als zelfstandig huishouden gezien. Ook een inwonende broer, oma of bekende heeft een eigen recht op bijstand. Het is echter minder waarschijnlijk dat deze aanspraak kunnen doen op het gehele huishoudvermogen. Deze worden dus niet als zelfstandig huishouden gezien.

⁸ Er is een inschatting gemaakt van de verwachte uitstroom van de nieuwe doelgroep op basis van gerealiseerde uitstroom in de periode van 5 januari 2014 tot 31 december 2014. Als potentiële nieuwe doelgroep op 5 januari 2014 zijn alle recent ingestroomde Wsw'ers en recent ingestroomde mensen met een niet-volledige Wajong uitkering genomen. Recent ingestroomd is hier, zoals voor model 2017, gedefinieerd als de afgelopen vier jaar. Van al deze potentiële doelgroepers (dus zonder toepassing van de verwachte 75 procent instroom in de Participatiewet) is gekeken of zij op 31 december 2014 nog steeds in de Wajong of Wsw zaten (en dus nog tot deze potentiële doelgroep behoren). Eind december 2014 was ongeveer 21 procent uitgestroomd. De uitstroom was niet helemaal gelijk verdeeld over het jaar, maar ter benadering is gekozen om maandelijks één twaalfde deel van deze 21 procent, dus 1,75 procent, te laten uitstromen.

De vertaling van persoons- naar huishoudniveau vindt na deze correcties plaats. Op iedere vijfde van de maand wordt gekeken of iemand in het huishouden tot de nieuwe doelgroep behoort en/of bijstand ontvangt. Dit is conform de aanpak voor 5 januari in het kansmodel. Er kan op deze manier rekening worden gehouden met samenloop van bijstand en nieuwe doelgroep en met samenloop van bijstandsontvangst in het huishouden. De indicatoren per maand worden opgeteld en gedeeld door 12 om tot de fractie van het aantal maanden bijstand te komen.

Fractie op basis van dagen

Het corrigeren voor samenloop van BBZ met een ander type bijstandsuitkering, samenloop van nieuwe doelgroep en bijstand en samenloop van bijstand in het huishouden is moeilijker wanneer de fractie op basis van dagen wordt berekend. Een soortgelijke correctie vereist namelijk dat per dag wordt bijgehouden of iemand bijstand ontving, of iemand tot de nieuwe doelgroep behoorde en of iemand uitsluitend BBZ-ontving. Ontvangst van bijstand, de nieuwe doelgroep, de doelpopulatie en de huishoudsamenstelling komen elk uit verschillende bestanden. De bestanden moeten dus vóór correctie al worden gekoppeld. Vanwege de omvang van de gekoppelde bestanden is het niet mogelijk om dit op dagelijks niveau te bewaren en te corrigeren.⁹

Om die reden wordt een grovere correctie voor samenloop toegepast in de constructie van de fractie op basis van dagen. Allereerst is berekend hoe lang een persoon in het jaar tot de nieuwe doelgroep behoort. Daarnaast is berekend hoeveel dagen een persoon in het jaar bijstand heeft ontvangen en hoeveel dagen een persoon uitsluitend BBZ heeft ontvangen. Indien het een gevestigde zelfstandige betreft wordt de bijstandsduur in het jaar verminderd met het aantal dagen dat uitsluitend BBZ werd ontvangen. Dit sluit aan bij de correctie voor de fractie maanden.

Om bijstandsontvangst van het huishouden nauwkeurig te bepalen, zou eigenlijk gekeken moeten worden in hoeverre personen in het huishouden gelijktijdig bijstand ontvangen (of tot de nieuwe doelgroep) behoren in het huishouden. Omdat, om de hiervoor genoemde redenen, alleen het aantal dagen is gemeten, is deze overlap voor de fractie dagen niet nauwkeurig te bepalen. In de vertaling naar huishoudniveau wordt daarom het maximum genomen van de duur in de nieuwe doelgroep en het maximum van de duur in de bijstand in het jaar over alle huishoudleden. Tot slot wordt van deze twee maxima opnieuw het maximum genomen om de duur van bijstandsontvangst inclusief nieuwe doelgroep in het huishouden te bepalen. Dit betekent dat wordt aangenomen dat, indien er meerdere bijstandsduren worden gemeten, er sprake is van volledige overlap. In de praktijk hoeft dat natuurlijk niet zo te zijn en kunnen deze periodes op elkaar volgen. Voor een groot deel van de huishoudens geldt echter dat ten minste één huishoudlid het gehele jaar bijstand ontvangt, waardoor de gevolgen van deze correctie waarschijnlijk beperkt zijn. De maximale duur wordt gedeeld door 365 om de fractie op basis van dagen te berekenen.

3.1.3 Samenstelling analysebestand

De gemiddelde bijstandskans is ook in dit nieuwe analysebestand 6,1 procent. Tabel 3.1 zet beschrijvende statistieken van de bijstandskans en de fractie van het jaar, op basis van maanden en

⁹ Anderzijds zouden de begin- en einddata van de verschillende perioden van bijstandsontvangst bewaard kunnen worden tot aan de koppeling van alle bestanden. Het bepalen van samenloop in het huishouden is op basis van deze gegevens echter een vrij ingewikkeld en tijdrovend proces.

op basis van dagen, bijstand naast elkaar. Omdat het verdeelmodel er van uit gaat dat een huishouden met bijstand op 5 januari 2015 het hele jaar bijstand blijft ontvangen, kan de kans ook worden geïnterpreteerd als een percentage van het jaar bijstand. Een vergelijking tussen de kolommen met de kans en de fractie is dan ook mogelijk.¹⁰

In het algemeen geldt dat de niveaoverschillen tussen de fractie en de kans beperkt zijn. Enkele verschillen vallen op. Allereerst is de fractie bijstand onder instellingsbewoners 13,2 procent, terwijl hun kans op bijstand 11 procent is. Dit patroon ontstaat doordat er een relatief hoge instroom in de bijstand is gedurende 2015 in deze groep, waarschijnlijk bij asielzoekers die het AZC verlaten (zie ook paragraaf 3.4). Ook bij huishoudens met een WW-er valt op dat de fractie aanzienlijk groter is dan de kans (4,5 procent ten opzichte van 2,5 procent). Dit laatste heeft waarschijnlijk te maken met het aflopen van de WW gedurende het jaar en doorstroom naar de bijstand. Tot slot is het verschil bij Syrische huishoudens groot: de fractie is 55,2 procent en de kans 44,2 procent. Er is nauwelijks verschil tussen de fractie op basis van 12 peilmomenten en de fractie op basis van het aantal dagen bijstand.

¹⁰ Op huishoudensniveau zal de fractie wat vaker ongelijk aan nul zijn dan de kans, doordat sommige huishoudens zonder bijstand op 5 januari 2015 gedurende het jaar in de bijstand zullen stromen. Aan de andere kant kan de fractie kleiner dan één zijn, terwijl dat voor de kans niet het geval is.

Tabel 3.1 Bijstandskans en fractie van het jaar bijstand komen grotendeels overeen

	Bijstandskans op 5 jan 2015	Fractie van het jaar 2015 bij- stand (in %)		Aantal hh
		Obv maanden	Obv dagen	
Totaal	6,1%	6,1%	6,2%	6.928.396
Huishoudtypen				
Alleenstaande	10,1%	10,0%	10,1%	1.931.875
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	33,6%	33,0%	33,1%	72.377
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	26,7%	26,1%	26,1%	112.386
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	20,8%	20,6%	20,6%	110.343
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	17,1%	17,0%	17,0%	110.044
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	16,0%	15,8%	15,9%	4.257
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	9,9%	9,7%	9,7%	15.609
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	7,3%	7,3%	7,4%	26.140
Eenouder-vader, jongste kind 18+	5,3%	5,4%	5,4%	41.354
Paar, jongste kind 18-	2,5%	2,7%	2,7%	1.551.379
Paar, jongste kind 18+	1,9%	2,0%	2,0%	404.937
Paar zonder kinderen	2,3%	2,4%	2,4%	1.202.113
Instellingsbewoner	11,0%	13,2%	13,3%	107.287
Tuiswonend meerderjarig kind	2,9%	2,9%	3,0%	1.201.724
Overig huishouden	8,0%	8,1%	8,1%	36.554
Leeftijdsgroepen				
18 tot 20-jarige in hh	2,1%	2,1%	2,1%	395.750
20 tot 25-jarige in hh	2,9%	3,1%	3,1%	1.012.958
25 tot 30-jarige in hh	4,9%	5,0%	5,0%	911.277
30 tot 40-jarige in hh	6,5%	6,4%	6,5%	1.543.395
40 tot 50-jarige in hh	6,4%	6,4%	6,4%	1.844.772
50-jarige tot AOW-leeftijd in hh	7,3%	7,4%	7,4%	2.219.510
Corporatiewoning	18,0%	17,9%	17,9%	1.806.032
Niet-westerse migratieachtergrond:				
met herkomst Turkije in hh	13,1%	13,0%	13,0%	189.232
met herkomst Suriname in hh	13,3%	13,2%	13,3%	211.057
met herkomst Nederlandse Antillen in hh	16,8%	16,8%	16,8%	91.344
met herkomst overig Afrika in hh	19,8%	20,1%	20,1%	101.067
met herkomst Marokko in hh	19,0%	19,1%	19,1%	162.836
met herkomst Ghana in hh	17,0%	17,2%	17,3%	13.518
met herkomst Somalië in hh	56,2%	55,7%	55,7%	17.350
met herkomst Afghanistan in hh	27,6%	27,6%	27,6%	21.379
met herkomst Irak in hh	37,3%	37,2%	37,3%	27.747
met herkomst Syrië in hh	44,2%	55,2%	55,8%	11.469
met overige herkomst in hh	10,4%	10,5%	10,5%	223.631
Westerse migratieachtergrond:				
met herkomst voormalig Joegoslavië in hh	13,9%	13,8%	13,9%	44.741
met overige herkomst in hh	4,9%	4,9%	4,9%	896.047

HCI				
HCI-laag in hh	14,6%	14,5%	14,5%	2.389.010
HCI-midden in hh	2,1%	2,3%	2,3%	4.022.590
HCI-hoog in hh	0,5%	0,5%	0,5%	2.255.867
Gezondheidsindicatoren				
Zorgkosten boven € 50.000	14,8%	14,4%	14,3%	25.594
Gebruik GGZ	14,4%	14,4%	14,4%	538.522
Medicijnen voor verslaving	22,0%	21,8%	21,8%	39.456
Medicijnen voor depressie	11,7%	11,8%	11,8%	654.482
Medicijnen voor psychose/bipolaire stoornis	19,5%	19,3%	19,3%	185.253
Medicijngebruik uit minder dan vier hoofdgroepen	5,0%	5,1%	5,1%	6.305.065
Medicijngebruik uit 4 of 5 hoofdgroepen	8,8%	8,9%	8,9%	996.920
Medicijngebruik uit 6 of 7 hoofdgroepen	12,3%	12,3%	12,3%	320.211
Medicijngebruik uit 8 of meer hoofdgroepen	15,5%	15,3%	15,3%	85.658
Niet-rechthebbenden				
Alleenstaande, vermogen > € 5.000	1,7%	1,7%	1,8%	799.173
Alleenstaande, vermogen t/m € 5.000, overwaarde > € 50.000	4,0%	4,1%	4,1%	40.606
Paar, vermogen > € 10.000	0,7%	0,8%	0,8%	2.744.836
Paar, vermogen t/m € 10.000, overwaarde > € 50.000	1,5%	1,6%	1,6%	291.512
Student (mbo/hbo/wo) in hh	1,5%	1,6%	1,7%	1.026.863
WW-uitkering in hh	2,5%	4,5%	4,6%	410.074
AO-uitkering 15-80% in hh	1,7%	1,8%	1,8%	128.133
AO-uitkering 80-100% in hh	2,8%	2,8%	2,9%	566.449

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata.

3.2 Schattingsresultaten

De fractie van het jaar bijstand vereist een ander type model doordat de fractie niet uitsluitend nul of één is, maar daar wel door begrensd wordt. Zo'n uitkomstmaat kan met een fractional logit worden gemodelleerd.¹¹ Dit type model is zowel geschikt voor de fractie bijstand op basis van 12 peilmomenten als voor de fractie bijstand op basis van dagen. De schattingsresultaten zijn opgenomen in Tabel 3.2, ter vergelijking zijn de schattingsresultaten van het logit-model voor de kans op bijstand er naast gezet. Ondanks enkele kleine wijzigingen in het analysebestand zijn de schattingsresultaten van het logit-model nagenoeg gelijk aan die in Tabel 2.2.

Uit de vergelijking van het kansmodel en de beide fractiemodellen blijkt dat de richting en orde van grootte van de coëfficiënten in de meeste gevallen vergelijkbaar zijn. Alleen het teken van de coëfficiënt voor WW'er in het huishouden klappt om (positief in het fractional logit model). Voor dit kenmerk was ook al een groot verschil in de gemiddelde kans en gemiddelde fractie van het jaar bijstand te zien (zie Tabel 3.1). Dit betekent dat huishoudens met een WW-uitkering (op 5 januari

¹¹ Een fractional logit model specificeert de verwachte waarde van y , conditioneel op x , als de inverse logit-functie:

$$E[y|x] = \frac{\exp(x\beta)}{1+\exp(x\beta)}$$

Het schatten van een fractional logit model kan met de Stata-functie `fracreg` logit.

2015) een hogere fractie bijstand hebben. Dit komt waarschijnlijk doordat de WW-uitkering gedurende het jaar eindigt en deze mensen dan vaak doorstromen naar de bijstand. Het kenmerk instellingsbewoner is in het kansmodel niet significant, maar is dat wel in het fractional logit model. Ook voor dit kenmerk lieten de beschrijvende statistieken al zien dat de fractie bijstand hoger was dan de kans op bijstand. Tot slot hebben ook de Syriërs, zoals verwacht, een hogere geschatte coëfficiënt in het fractiemodel.

De verklaringskracht van de beide modellen ligt dicht bij elkaar. Vanwege de andere uitkomstmaat zijn de AIC en BIC voor de twee typen modellen niet te vergelijken. De GGAA laat een iets kleinere afwijking tussen werkelijk en voorspeld aantal bijstandsjaren zien voor het fractiemodel (een verschil van 0,7 bijstandsjaren, oftewel 1,2 procent lagere GGAA). Al met al zijn de verschillen in verklaringskracht beperkt van omvang.

Tabel 3.2 Kans op bijstand en fractie van het jaar bijstand gemodelleerd

Analyse van seizoeneffecten	Kans op bijstand	Fractie van het jaar bijstand	
		Obv maanden	Obv dagen
Niet-rechthebbenden (begin jan 2015)			
Alleenstaande, vermogen boven €5.000	-2,0775***	-1,9930***	-1,9818***
Alleenstaande, vermogen tot €5.000, overwaarde boven €50.000	-0,8511***	-0,8012***	-0,7942***
Paar, vermogen boven €10.000	-1,5787***	-1,5746***	-1,5740***
Paar, vermogen tot €10.000, overwaarde boven €50.000	-0,6139***	-0,6337***	-0,6331***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4741***	-1,2838***	-1,2766***
WW-uitkering in huishouden	-0,9471***	0,0957***	0,1258***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4211***	-3,2958***	-3,2851***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9438***	-3,8226***	-3,8172***
Aanbodkant			
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9885***	0,9642***	0,9629***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5265***	0,5068***	0,5067***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2145***	0,2211***	0,2220***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2062***	-0,1800***	-0,1795***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0635	0,0761	0,0794
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0097	-0,0095	-0,0022
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4096***	-0,3534***	-0,3477***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8614***	-0,7882***	-0,7810***
Paar, jongste kind 18-	-1,0625***	-0,9636***	-0,9616***
Paar, jongste kind 18+	-1,4095***	-1,3231***	-1,3201***
Paar zonder kinderen	-0,9847***	-0,9209***	-0,9189***
Instellingsbewoner	0,1654	0,5528***	0,5630***
Overig huishouden	0,4494***	0,4562***	0,4496***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4281***	-0,4093***	-0,4073***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>

Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7553***	0,7894***	0,7960***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1140***	1,1001***	1,1063***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5076***	1,4778***	1,4830***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7247***	1,7159***	1,7218***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9967***	1,9918***	1,9961***
Corporatiewoning	1,4786***	1,4143***	1,4083***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2042***	0,2072***	0,2062***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4678***	0,4700***	0,4684***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5837***	0,5708***	0,5682***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6773***	0,7587***	0,7606***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4843***	0,5183***	0,5179***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1172***	0,1745***	0,1728***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6324***	1,5827***	1,5781***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0194***	1,0109***	1,0098***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1901***	1,1825***	1,1809***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3851***	2,1321***	2,1681***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1944***	0,2230***	0,2217***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4763***	0,4821***	0,4794***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,3013***	-0,2858***	-0,2855***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3428***	1,0979***	1,0903***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,4116***	-1,6009***	-1,6042***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,0861	-0,1247	-0,1543
Zorgkosten boven de €50.000 in hh	0,3234***	0,2276***	0,2202***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8768***	0,8637***	0,8630***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4572***	0,4127***	0,4095***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3828***	0,3955***	0,3956***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,6228***	0,5675***	0,5609***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3646***	0,3502***	0,3482***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4819***	0,4546***	0,4509***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5908***	0,5267***	0,5204***
Vraagkant			
Werken onder niveau in gemeente	1,8815***	1,6655***	1,6795***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0077	0,0259	0,0246
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	9,7814***	9,3961***	9,3489***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4280***	-5,4514***	-5,4598***
Buurteffecten			
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is	0,4825***	0,4790***	0,4804***
Overlast in de buurt	1,2703***	1,2373***	1,2365***
Constante	-1,7903***	-1,4170***	-1,4066***

N	6.928.396	6.928.396	6.928.396
AIC	1.621.373	1.677.683	1.685.221
BIC	1.622.184	1.678.494	1.686.033
Loglikelihood	-810.627	-838.783	-842.552
GGAA	60,5	59,8	59,9

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal bijstandsjaren en het voorspelde aantal bijstandsjaren, en deze te middelen over alle gemeenten. Deze gewijzigde operationalisatie (o.b.v. fractie van het jaar bijstand in plaats van bijstandsontvangst op 5 jan) maakt dat de GGAA voor de twee modellen vergelijkbaar is.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, eigen berekeningen op basis van CBS microdata.

3.3 Herverdeeeffecten en modelafwijkingen

Tabel 3.3 laat de herverdeeeffecten zien die volgen uit het kansmodel en het model voor de fractie op basis van het aantal maanden bijstand. Deze laatste heeft de voorkeur van de onderzoekers boven de fractie op basis van het aantal dagen bijstand omdat dan nauwkeuriger gemeten kan worden. Het model voor de fractie bijstand op basis van maanden resulteert in iets hogere herverdeeeffecten dan het kansmodel. Alleen voor gemeenten met 100.000 tot 250.000 inwoners is er nauwelijks een verschil. Het gemiddelde herverdeeeffect dat volgt uit het fractiemodel is 0,6 hoger. De negatieve uitschieters zijn iets kleiner, maar de positieve uitschieters juist iets groter.

Tabel 3.3 Herverdeeeffecten met het fractiemodel iets hoger

Herverdeeeffecten Objectief budgetaandeel versus uitgavenaandeel 2015	Model voor de kans op bijstand					Model voor de fractie van het jaar bijstand (obv maanden)				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 99)	13,9	-36,2	61,1	27	72	14,5	-34,1	72,5	25	74
25.000 – 50.000 inw (n = 142)	12,6	-18,4	52,9	35	107	13,4	-18,1	59,7	33	109
50.000 – 100.000 inw (n = 45)	8,5	-13,5	37,0	10	35	8,8	-13,4	38,0	10	35
100.000 – 250.000 inw (n = 27)	5,8	-11,7	20,0	14	13	5,9	-11,7	20,3	14	13
minstens 250.000 inw (n = 4)	9,0	-12,6	-5,5	4	0	9,6	-13,1	-6,8	4	0
Totaal (n = 317)	11,8	-36,2	61,1	90	227	12,4	-34,1	72,5	86	231
Gewogen naar inwonertal	9,7	-36,2	61,1	90	227	10,1	-34,1	72,5	86	231
Gewogen naar uitgavenaandeel	8,3	-36,2	61,1	90	227	8,7	-34,1	72,5	86	231

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners) van het jaar 2015. Budgetaandelen worden bepaald aan de hand van het objectieve budget dat uit het model zonder regionaal klantenpotentieel volgt. Dat geldt ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden gebudgetteerd, er is dus nog geen rekening gehouden met de historische component.

Tabel 3.4 brengt de afwijking tussen voorspeld en werkelijk aantal bijstandsjaren voor beide modellen in beeld. Voor de kleine gemeenten is deze afwijking in het fractiemodel iets groter dan in het kansmodel, maar met name voor de G4 is de afwijking in bijstandsjaren gemiddeld juist kleiner

met het fractiemodel. Ook hier geldt weer dat de negatieve uitschieters iets kleiner worden, terwijl de positieve uitschieters juist wat groter uitpakken met het fractiemodel.

Tabel 3.4 Afwijking in bijstandsjaren nagenoeg gelijk voor fractiemodel en kansmodel

Afwijking voorspeld en werkelijk aantal bijstandsjaren	Model voor de kans op bijstand					Model voor de fractie van het jaar bijstand (obv maanden)				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 102)	9,6	-40,0	24,2	48	51	9,7	-38,0	25,9	43	56
25.000 – 50.000 inw (n = 141)	8,6	-21,4	42,1	75	67	8,7	-20,1	42,3	68	74
50.000 – 100.000 inw (n = 44)	6,2	-15,5	34,0	16	29	6,5	-14,5	35,1	15	30
100.000 – 250.000 inw (n = 26)	5,1	-8,0	21,2	17	10	5,1	-7,4	22,2	14	13
minstens 250.000 inw (n = 4)	3,7	-6,6	1,0	2	2	3,4	-6,8	0,4	3	1
Totaal (n = 317)	8,2	-40,0	42,1	158	159	8,3	-38,0	42,3	143	174
Gewogen naar inwonertal	6,5	-40,0	42,1	158	159	6,6	-38,0	42,3	143	174
Gewogen naar uitgavenaan-deel	5,3	-40,9	35,9	158	159	5,2	-38,0	42,3	143	174

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners – gemeentelijke indeling 2015). De kolom 'gem' bevat gemiddelden van de absolute procentuele afwijkingen.

3.4 Voor- en nadelen van een fractiemodel

De fractie van het jaar bijstand is een preciezere uitkomstmaat dan de kans op bijstand op 5 januari 2015 omdat rekening gehouden wordt met fluctuaties gedurende het jaar. Dit vergroot het draagvlak voor het model. De experts hebben daarom in principe een voorkeur voor het fractiemodel. Het gebruik van de fractie kent echter ook nadelen. Bij het kansmodel sluiten de peildata van kenmerken en bijstandsontvangst op elkaar aan. Door zowel bijstandsontvangst als verdeelkenmerken begin januari te nemen, treden de uitkomst en de verklarende kenmerken tegelijkertijd op. De huishoudsamenstelling sluit dan ook zoveel mogelijk aan op het huishouden waarvoor het recht op bijstand eventueel bestaat. Dit betekent dat kenmerken voor niet-rechthebbenden, zoals vermogen, student en ontvangst van een WW- of AO-uitkering, de mogelijkheid tot ontvangst van bijstand op 5 januari beschrijven.

In deze aansluiting ontstaat ruis wanneer naar een fractie van het jaar bijstand wordt gekeken. Er zijn twee vormen van ruis te onderscheiden:

1. Aansluiting fractie en peilmoment verdeelkenmerken
2. Aansluiting fractie en moment van bepalen doelpopulatie en woongemeente

3.4.1 Aansluiting fractie en peilmoment verdeelkenmerken

De verdeelkenmerken die bepalend zijn voor de kans en het recht op bijstand worden begin januari gemeten. De bijstandsontvangst wordt in het fractiemodel daarentegen in het hele jaar gemeten. In

de verdeelkenmerken kunnen wijzigingen optreden die het recht en het risico op bijstand beïnvloeden.¹² Deze wijzigingen in achtergrondkenmerken zitten niet in het analysebestand en verstoren daardoor de geschatte relatie tussen bijstandsontvangst en de betreffende kenmerken. Bijvoorbeeld verschillen in bijstandsontvangst naar huishoudtype komen dan minder duidelijk naar voren in de schattingsresultaten. Van paren is bekend dat zij een lage bijstandskans hebben. Als een paar gedurende het jaar gaat scheiden, stijgt de bijstandskans vanaf het moment dat personen alleenstaand (of alleenstaande ouder) zijn. Deze verhoogde bijstandskans wordt dan onterecht aan de paren toegewezen.

De implicaties van deze inconsistenties worden ook duidelijk wanneer wordt gekeken naar verdeelkenmerken die niet-rechthebbenden identificeren. Enerzijds betekent WW-ontvangst op de peildatum geen recht op bijstand, anderzijds is de kans op bijstand later in het jaar juist hoger wanneer de WW-uitkering afloopt. Daarnaast geldt voor studenten dat zij mogelijk in de loop van het jaar afstuderen en vanaf dan wel recht hebben op bijstand. Tevens kan het vermogen gedurende het jaar dalen of sterk wijzigen (bijvoorbeeld bij scheidingen), waardoor mensen met een te hoog vermogen op 1 januari later in het jaar toch een bijstandsuitkering kunnen ontvangen.

Deze inconsistenties introduceren tegenstrijdigheden in het verdeelmodel. Waar WW-ontvangst in het kansmodel gepaard gaat met een lagere bijstandskans vanwege het ontbreken van recht op bijstand, hangt deze indicator in het fractiemodel juist positief samen met bijstand. Gemeenten met veel WW-ontvangers krijgen daardoor met het fractiemodel meer bijstandsbudget. Voor slechts een deel van de WW-ers eindigt het recht op WW gedurende het kalenderjaar. Een gemeente met veel pas ingestroomde WW-ers heeft daarmee in een fractiemodel voordeel.

3.4.2 Aansluiting fractie en (doel)populatie in gemeente

De doelpopulatie is gedefinieerd op basis van leeftijd. Leeftijd wijzigt gedurende het jaar, waardoor in werkelijkheid ook de samenstelling van de doelpopulatie wijzigt. Doordat kenmerken op 1 januari worden gemeten, wordt in de verdeelkenmerken en selecties in het analysebestand geen rekening gehouden met deze dynamiek. Personen die in de loop van het jaar tot de doelpopulatie gaan behoren, zitten daarom niet in het fractiemodel. Daarnaast worden ouderen na het bereiken van de AOW-leeftijd nog wel meegewogen in de fractie-uitkomstmaat, omdat zij op 1 januari nog wel tot de doelpopulatie behoren. Verschillen in leeftijdssamenstelling tussen gemeenten kunnen daarmee gevolgen hebben voor de verdeling.

Ook andere dynamiek in de populatieomvang van gemeenten verstoort mogelijk de schattingsresultaten en de verdeling. Te denken valt aan immigratie, emigratie, overlijden en verhuizing. Voor mensen die overlijden is de fractie bijstand relatief laag. Dat kan bijvoorbeeld tot gevolg hebben dat hoge zorgkosten een minder sterke relatie hebben met de fractie bijstandsontvangst, terwijl dit voor de kans op bijstand juist als risicofactor is geïdentificeerd. Bekend is immers dat mensen juist in het laatste levensjaar hoge zorgkosten maken.

Ook verhuizing van statushouders uit een azc heeft een versturende werking. Op het moment dat een statushouder in een azc is gevestigd, ontvangt hij geen bijstand. De statushouder is op dat

¹² Bovendien wordt het normbedrag toegekend op basis van huishoudsamenstelling op 1 januari, terwijl ook de huishoudsamenstelling gedurende het jaar kan wijzigen.

moment geregistreerd als instellingsbewoner. Verhuist een statushouder uit het azc naar een reguliere woning, dan is de kans groot dat hij in eerste instantie bijstand ontvangt. De bijstandsfractie is voor deze mensen dus relatief hoog. Deze fractie wordt gerelateerd aan de kenmerken op het moment dat de statushouder nog in het azc zat. Dit verklaart de sterke toename van de geschatte coëfficiënt voor instellingsbewoners in het fractiemodel ten opzichte van het kansmodel. Bovendien kennen gemeenten met een azc door deze inconsistentie in peilmoment een sterke groei in bijstandsontvangst in de data. Dit kan de geschatte invloed van gemeentekennmerken verstoren. Tevens zijn er gevolgen voor de verdeling: omdat statushouders over Nederland worden verdeeld, is de gemeente waarin het azc gevestigd is lang niet altijd ook de gemeente die de bijstandsuitkering later in het jaar betaalt. Gemeenten met een azc krijgen op basis van de kenmerken van hun populatie op 1 januari dan te veel budget toegekend. Gemeenten zonder azc, maar waar wel statushouders gedurende het jaar geplaatst worden, ontvangen dan te weinig budget.

Deze inconsistenties lijken een behoorlijke invloed uit te oefenen. Wanneer het aantal bijstandshuishoudens op 5 januari wordt vergeleken met het aantal bijstandsjaren op basis van de fractie, zijn verschillen met name groot voor een aantal gemeenten met azc-locaties (fractie veel groter dan kans).¹³ De verschillen tussen kans en fractie voor gemeenten met veel seizoenwerk zijn juist relatief beperkt.

3.5 Conclusies

Het fractiemodel houdt rekening met seizoeneffecten in de bijstand en meet de bijstandsafhankelijkheid daarom in principe preciezer. Vanwege de minder goede aansluiting tussen kenmerken en bijstandsfractie en de ruis die daardoor ontstaat, ontstaan juist weer onnauwkeurigheden. Het kansmodel heeft daardoor de voorkeur van de onderzoekers en de experts. Bij het fractiemodel kan de fractie op basis van het aantal maanden bijstand nauwkeuriger worden gemeten dan de fractie op basis van het aantal dagen bijstand.

¹³ In sommige gemeenten is het verschil in bijstandsjaren op basis van peilmoment en fractie meer dan 20 procent.

4 Toevoegen nieuwe indicatoren

Het model kan verder verbeterd worden door een aantal nieuwe indicatoren toe te voegen. Het gaat dan om indicatoren die samenhangen met de centrumfunctie van een gemeente, de nieuwe doelgroep, niet-rechthebbenden en het bewonen van een standplaats.

De vraag rijst of er nog nieuwe indicatoren in het bijstandsverdeelmiddel opgenomen moeten worden. In de doorontwikkeling van model 2017 is een afwegingskader ontwikkeld aan de hand waarvan wordt bepaald of een verklarende factor in het model dient te worden opgenomen (Marlet e.a., 2016). Het afwegingskader bestaat uit drie criteria:

1. Uitlegbaar; er moet een theoretische grond zijn om te verwachten dat de factor van invloed is op de bijstandskans;
2. Niet-beïnvloedbaar; de factor mag niet op korte termijn te beïnvloeden zijn door lokaal beleid;
3. Aanvullend; met de factor mag nog geen rekening gehouden zijn in het verdeelmiddel.

Ook nieuwe indicatoren moeten aan dit afwegingskader voldoen. De nieuwe indicatoren die zijn aangedragen voor dit onderzoek zijn indicatoren voor:

1. Centrumfunctie/stapeling van problematiek
2. De nieuwe doelgroep van de Participatiewet
3. Doorstroom vanuit de WW
4. Niet-rechthebbenden
5. Chronische ziekten
6. Standplaatsen

Als deze factoren voldoen aan het afwegingskader, worden de bijbehorende indicatoren geoperationaliseerd en onderworpen aan de kwantitatieve toets. Als daaruit blijkt dat ze een aanvullende bijdrage leveren aan het verklaren van verschillen in kans op bijstand wordt geadviseerd om ze op te nemen in het bijstandsverdeelmiddel 2018. De factor geeft een aanvullende bijdrage als de verklaringskracht van het model toeneemt. Conform model 2017 wordt verondersteld dat de verklaringskracht substantieel toeneemt als de AIC en BIC met 0,1 procent afnemen en de GGAA met minimaal 0,1 huishoudens toeneemt.¹⁴

4.1 Centrumfunctie/stapeling van problematiek

Bij de doorontwikkeling van model 2017 werd door enkele gemeenten in de begeleidingscommissie de hypothese opgeworpen dat steden met een stapeling van problematiek een hoger bijstandsniveau hebben door de toestroom van mensen met een grotere kans op bijstand. Centrumfunctie

¹⁴ De modellen kunnen zowel worden beoordeeld op basis van hun prestaties op huishoudniveau als op hun prestaties op gemeenteniveau. De prestaties op huishoudniveau worden gekwantificeerd door de scores op twee zogenaamde informatiecriteria weergegeven, namelijk de AIC en BIC. Des te lager de waarde voor deze informatiecriteria, des te hoger is de verklaringskracht van het model. Voor de prestatie op gemeenteniveau wordt gekeken naar de GGAA, de gewogen gemiddelde absolute afwijking. De GGAA op gemeenteniveau is berekend door per gemeente het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijk aantal huishoudens in de bijstand en het voorspelde aantal huishoudens in de bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

wordt soms gezien als een proxy voor stapeling van problematiek. De Raad voor de financiële verhoudingen (Rfv) adviseerde om het (relatieve) regionaal klantenpotentieel als indicator voor de centrumfunctie van een gemeente tijdelijk op te nemen in model 2017, om vervolgens voor model 2018 op zoek te gaan naar een betere indicator voor de ‘stapeling van problematiek’. Als daarvoor goede indicatoren in het model worden opgenomen lijkt het niet meer nodig om regionaal klantenpotentieel als proxy op te nemen.

De centrumfunctie voor bepaalde zorgtaken en maatschappelijke opvang die sommige gemeenten hebben, zou kunnen leiden tot een andere samenstelling van de (beroeps-)bevolking als centrumgemeenten met name probleemhuishoudens aantrekken. Model 2017 houdt daar in principe rekening mee omdat er zoveel mogelijk huishoudenskenmerken in dat model zitten die zijn gebaseerd op de gemeentelijke administratie; als centrumgemeenten mensen met een hogere bijstandskans aantrekken, zijn die mensen als zodanig – via hun kenmerken – geregistreerd en zitten ze in het model. Er zijn twee redenen waarom het desondanks zo zou kunnen zijn dat het model centrumgemeenten benadeelt. Door de vertraging die er in de budgetbepaling zit (budget 2017 op basis van kenmerken 2015) kan het zo zijn dat een plotselinge instroom van mensen met een hogere bijstandskans aan het zicht onttrokken wordt. Dat is ook de reden dat er een speciale regeling is voor statushouders. Bovendien is het mogelijk dat er in centrumgemeenten meer huishoudens zijn waar de problemen ‘zich opstapelen’, en die een grotere kans op bijstand hebben dan verwacht mag worden als de afzonderlijke huishoudkenmerken van die huishoudens worden ‘opgeteld’.

Om voor die ‘stapelingsproblematiek’ te testen worden voor de verfijning van model 2018 zogenoemde ‘interactievariabelen’ geïntroduceerd. Door verschillende combinaties van huishoudkenmerken in het model op te nemen, kan worden getoetst of de ‘stapeling van problematiek’ tot een grotere kans op bijstand leidt dan op basis van de afzonderlijke huishoudkenmerken verwacht zou worden. Eerder is er op basis van een dergelijke aanpak met interactievariabelen bijvoorbeeld al eens aangetoond dat mensen met een niet-westerse migratieachtergrond die in een sociale huurwoning wonen een significant grotere kans op bijstand hebben dan de opgetelde kans van iemand met een migratieachtergrond en iemand die in een sociale huurwoning woont (Marlet e.a., 2014). Het SCP heeft recent onderzoek gedaan naar cumulatieve effecten op de kosten van jeugdhulp en vond daarbij beperkte effecten (Sadiraj e.a., 2016). Eenzelfde soort effect is te verwachten van een combinatie van indicatoren voor etnische afkomst en gezondheid.

Gemeenten hebben een aantal factoren aangedragen die relevant zouden zijn voor de stapeling van problematiek: schulden, gezondheidsproblemen, alleenstaand, wonen in een probleemwijk, weinig sociale druk in steden, aanzuigende werking van voorzieningen, drugsgebruik, ex-gedetineerden en aanwezigheid van type instellingen – nachtopvang, verslavingszorg, asielopvang, etc.. Een deel van de genoemde factoren zit al in het model, bijvoorbeeld wonen in een probleemwijk, drugsgebruik (via verslavingsmedicijnen), alleenstaande en gezondheidsproblemen. Daarnaast is over een deel van de genoemde factoren geen gegevens beschikbaar, bijvoorbeeld type instelling, problematische schulden of sociale druk.

Om een beeld te krijgen van de mogelijke interacties zijn risicofactoren voor bijstand geselecteerd. Het gaat dan om niet-westerse migratieachtergrond, eenoudermoeder met een minderjarig kind, lage HCI, gezondheidsproblemen en 50-plussers. Iemand heeft gezondheidsproblemen als hij hoge zorgkosten heeft, gebruik maakt van GGZ-zorg, medicijnen slikt tegen verslaving, depressie of

psychose of medicijnen slikt uit 4 of meer medicijn groepen. Al deze risicofactoren zijn in alle mogelijke combinaties bekeken. Tabel 4.1 geeft de bijstandskansen en omvang weer van de groepen. Sommige groepen hebben een sterk verhoogde bijstandskans (zie kolom feitelijke bijstandskans), maar het model voorspelt de bijstandskans bij deze groepen vaak goed (zie kolom voorspelde bijstandskans – het gaat hier om de voorspelde kansen die volgen uit het basismodel, waarin dus geen interacties zijn opgenomen).

Tabel 4.1 Verhoogde bijstandskans bij bepaalde combinaties van risicogroepen

Kruistermen		Aantal hh	Bijstandskans		Bijstandsfractie (obv maanden)	
Kenmerk 1	Kenmerk 2		feitelijk	voorspeld	feitelijk	voorspeld
Niet-westerse migratieachtergrond	Alleenstaande moeder kind 18-	80.234	46,4%	45,7%	45,9%	45,1%
Niet-westerse migratieachtergrond	50-plusser	232.916	23,2%	22,0%	23,3%	22,1%
Niet-westerse migratieachtergrond	HCI-laag	520.457	29,0%	29,4%	29,1%	29,4%
Niet-westerse migratieachtergrond	Gezondheidsproblemen	325.877	25,4%	23,8%	25,4%	23,8%
Alleenstaande moeder kind 18-	50-plusser	37.939	21,6%	22,8%	21,4%	22,5%
Alleenstaande moeder kind 18-	HCI-laag	118.409	54,1%	53,8%	52,9%	52,5%
Alleenstaande moeder kind 18-	Gezondheidsproblemen	104.945	34,8%	35,8%	34,3%	35,2%
50-plusser	HCI-laag	993.679	14,6%	14,0%	14,5%	13,9%
50-plusser	Gezondheidsproblemen	910.918	9,8%	9,9%	9,8%	9,9%
HCI-laag	Gezondheidsproblemen	890.098	19,9%	18,8%	19,7%	18,7%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. Het gaat om voorspellingen op basis van schattingsresultaten voor het basismodel (kansmodel voor bijstandskans en fractiemodel voor bijstandsfractie) zonder regionaal klantenpotentieel.

Een kleine afwijking tussen voorspelde en feitelijke bijstandskans vormt geen reden om de interactieterm apart in het model op te nemen; de afzonderlijke termen houden al voldoende rekening met de verhoogde bijstandskans. Stapeling speelt dan geen rol en is niet aanvullend op de indicatoren die al in het model zitten. Voor sommige interacties is sprake van een iets grotere afwijking tussen feitelijke en voorspelde bijstandskans (ten minste 1 procentpunt¹⁵), het gaat dan om mensen met een niet-westerse migratieachtergrond met gezondheidsproblemen, niet-westerse 50-plussers en mensen met een laag HCI en gezondheidsproblemen (verschil tussen voorspelde en feitelijke kans van respectievelijk -1,6 procentpunt, -1,2 procentpunt en -1,1 procentpunt). Deze factoren zijn daarom mogelijk aanvullend op de factoren die al in het verdeelmodel 2017 zitten.

¹⁵ Het is niet mogelijk om alle kruistermen in Tabel 4.1 gelijktijdig in het model op te nemen vanwege de overlap in deze factoren. Er is daarom gekozen om 1 procentpunt verschil tussen feitelijke en voorspelde kans als criterium te hanteren om de kruistermen te toetsen in het model. Dit beperkt het aantal te toetsen kruistermen aanzienlijk en sluit ook aan bij het feit dat het anders indicatoren betreft die op zichzelf al in het model zijn opgenomen.

Voor een aantal interactietermen ligt de voorspelde bijstandskans juist hoger dan de feitelijke bijstandskans en maakt het basismodel dus een overschatting. Deze overschatting is over het algemeen klein: alleen voor alleenstaande moeders met een 50-plusser in het huishouden is sprake van een 1,2 procentpunt hogere voorspelde kans. Het gaat hier om een relatief kleine groep, waardoor sneller grotere afwijkingen optreden. Bovendien sluit dit niet aan bij de argumentatie om factoren op te nemen voor de stapeling van problematiek, daarom is deze factor niet in het model getoetst.

De drie resterende interactietermen zijn uitlegbaar, niet-beïnvloedbaar en aanvullend en worden daarom in het model getoetst. De resultaten daarvan zijn samengevat in Tabel 4.2. Tabel C.1 in Bijlage C bevat de volledige schattingsresultaten, ook van het fractiemodel. De geschatte coëfficiënten op elk van de interactietermen zijn significant en positief. Dus stapeling van deze risicofactoren binnen één huishouden leidt tot een verhoogde bijstandskans. De verklaringskracht verbetert: ten opzichte van het basismodel dalen de AIC en BIC beide met 0,3 procent.

Tabel 4.2 **Indicatoren voor stapeling van problematiek verbeteren verklaringskracht van het model**

	Basismodel	Aanvullende indicatoren voor stapeling van problematiek
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh		0,1211**
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh		0,5656***
HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh		0,1573***
AIC	1.621.373	1.616.414
Procentuele verschil tov basismodel		-0,31%
BIC	1.622.184	1.617.267
Procentuele verschil tov basismodel		-0,30%
GGAA	60,1	59,4

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel laat de coëfficiënt-schattingen voor de extra indicatoren en de verklaringskracht zien. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel. Zie Tabel C.1 in Bijlage C voor de volledige schattingsresultaten.

Het opnemen van de aanwezigheid van meerdere risicofactoren in het huishouden is een manier om rekening te houden met de stapeling van problematiek en de probleemhuishoudens die centrumgemeenten mogelijk aantrekken. Het ligt niet voor de hand dat het verdeelmodel na deze verfijning centrumgemeenten benadeelt. Temeer omdat veel andere factoren die in het verdeelmodel zijn opgenomen samenhangen met stedelijkheid en centrumfunctie; zowel het aandeel laagstopgeleiden, het aantal mensen dat werkt onder zijn niveau, het niveau van overlast en onveiligheid en het aantal mensen in een buurt waar werken niet de norm is hoger in steden met een centrumfunctie. Voor deze laatste indicator worden in paragraaf 5.2 bovendien diverse verfijningen getoetst.

4.2 Indicatoren voor de nieuwe doelgroep

De intrede van de Participatiewet heeft ervoor gezorgd dat een extra bevolkingsgroep mogelijk in aanmerking komt voor een bijstandsuitkering. Het gaat om mensen met arbeidsvermogen die voor 2015 voor een Wajong- of WSW-uitkering in aanmerking zouden komen, maar wel in staat zijn om

(deels en/of onder begeleiding) te werken. Deze groep heeft mogelijk andere kenmerken dan de 'reguliere' bijstandspopulatie. In dat geval is het van belang om aanvullende indicatoren voor deze nieuwe doelgroep op te nemen.

Het gebruik van bepaalde langdurige zorg is mogelijk karakteristiek voor de nieuwe doelgroep (Non, 2016). Momenteel loopt ook een onderzoek van SEO naar het perspectief van Wajongers onder de Participatiewet. Onderdeel van dat onderzoek is het identificeren van factoren die bepalend waren voor de instroom in de Wajong in 2014. Gebruik van AWBZ- en GGZ-zorg zijn belangrijke kenmerken van de mensen die in 2014 in de Wajong stroomden. Gebruik van GGZ-zorg zit in het model. Het gebruik van AWBZ-zorg zou mogelijk een extra verklarende factor zijn. De AWBZ-taken zijn echter sinds 2015 ondergebracht bij verschillende wetten, waaronder de Wet langdurige zorg (Wlz). Dat betekent dat een trendbreuk in het verdeelkenmerk zou ontstaan en dat is niet gewenst. Bovendien zijn gegevens over Wlz-gebruik vooralsnog niet voorhanden. In de toekomst is het wellicht mogelijk om het kenmerk gebruik Wlz-zorg te testen.

Uit de literatuur blijkt dat de nieuwe doelgroep relatief vaak (voortgezet) speciaal onderwijs (VSO) of praktijkonderwijs (PrO) heeft gevolgd en relatief vaak voortijdig school verlaat (Snel & Wensveen, 2011). Speciaal onderwijs en praktijkonderwijs komen ook als sterk voorspellende factoren uit het lopende SEO-onderzoek naar voren. Voortijdig schoolverlaten bleek geen sterk voorspellende factor te zijn. Het volgen van speciaal onderwijs en praktijkonderwijs is dus mogelijk een aanvullende factor voor de nieuwe doelgroep en zal kwantitatief getoetst worden.¹⁶

Eén van de gemeenten uit de begeleidingscommissie heeft aanvullend een lijst opgesteld met factoren die personen in de WSW en Wajongwerkregeling kenmerkt. Enkele van deze kenmerken kon worden meegenomen in de verfijning. De volgende kenmerken zijn aangedragen: de wil om te werken, aard van de handicap, psychiatrische, psychische beperkingen en gedragsproblematiek, verstandelijke beperking, laag opleidingsniveau, laaggeletterdheid, schuldenproblematiek en verslavingsproblematiek. Al deze factoren zijn uitlegbaar: het is te verwachten dat de factor van invloed is op de bijstandskans. De meeste factoren zijn ook niet beïnvloedbaar door de gemeente. Uitzondering daarop is de wil om te werken en schuldenproblematiek. De gemeente kan mogelijk met re-integratieondersteuning de motivatie van mensen beïnvloeden en met schuldhulpverlening schuldenproblematiek verkleinen. Voor beide kenmerken zijn overigens ook geen integrale gegevens beschikbaar. Een groot deel van de aangedragen factoren betreft gezondheidskenmerken. Voor zover daar data voor beschikbaar zijn, zitten die al in het verdeelmodel (o.a. gebruik verslavingsmedicijnen, gebruik GGZ-zorg). Nadere informatie over beperkingen is niet beschikbaar. Ook voor het opleidingsniveau bevat het verdeelmodel al kenmerken (HCI en aandeel laagstopgeleiden in de gemeente).

Het CBS heeft een integrale registratie van onderwijsvolgers op het (voortgezet) speciaal onderwijs en praktijkonderwijs. Deze registraties zijn compleet vanaf schooljaar 2010/'11. Instroom als nieuwe doelgroep hoeft niet direct na het volgen van speciaal onderwijs of praktijkonderwijs plaats

¹⁶ Het is voor de personen die speciaal onderwijs volgen mogelijk om de aard van de handicap te onderscheiden. Aangezien het volgen van speciaal onderwijs op zichzelf vermoedelijk al een sterk verklarende factor is en gezien de tijd die het zou kosten om de juiste handicaps te koppelen, is er nu voor gekozen om eerst alleen het volgen van onderwijs te operationaliseren.

te vinden. Daarom wordt het volgen van dit type onderwijs in verschillende eerdere jaren meegenomen, namelijk tussen schooljaar 2010/'11 en 2013/'14. Bovendien moet de persoon juist geen speciaal onderwijs of praktijkonderwijs volgen in schooljaar 2014/'15, omdat ten tijde van het volgen van onderwijs juist geen recht op bijstand bestaat.¹⁷

Er zijn 48.555 huishoudens met een persoon die (V)SO of PrO heeft gevolgd in de genoemde schooljaren. De bijstandskans van huishoudens met minstens één persoon die (V)SO/PrO heeft gevolgd, wordt in het basismodel flink onderschat. Tabel 4.3 laat dit zien. Het toevoegen van het kenmerk (V)SO/PrO in het huishouden verbetert de verklaringskracht van het model: de AIC en BIC dalen met 0,3 procent (zie Tabel 4.4). Deze daling is groter dan de 0,1 procent die als grens is gesteld. Het teken is zoals verwacht, het volgen van (V)SO/PrO in de afgelopen jaren leidt tot een hogere bijstandskans. Het kenmerk (V)SO/PrO in het huishouden wordt aan het model 2018 toegevoegd.

Tabel 4.3 Bijstandskans voor huishoudens met (voortgezet) speciaal onderwijs/praktijkonderwijs in basismodel onderschat

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
(V)SO/PrO in hh	48.555	12,1%	5,4%	12,1%	5,6%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

Tabel 4.4 Toevoegen indicator voor (voortgezet) speciaal onderwijs/praktijkonderwijs verbetert de verklaringskracht van het model

	Basismodel	Indicatoren voor VSO/PrO in hh
(V)SO/PrO in hh		1,3944***
AIC	1.621.373	1.616.926
Procentuele verschil tov basismodel		-0,28%
BIC	1.622.184	1.617.751
Procentuele verschil tov basismodel		-0,27%
GGAA	60,1	60,1

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel laat de coëfficiënt-schattingen voor de extra indicatoren en de verklaringskracht zien. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel. De modelaanpassingen zijn telkens ten opzichte van de specificatie van het basismodel. Zie Tabel C.1 in Bijlage C voor de volledige schattingsresultaten.

4.3 Doorstroom vanuit de WW

In de afgelopen jaren is het aantal WW-uitkeringen als gevolg van de economische omstandigheden sterk toegenomen: in januari 2008 ontvingen 181.780 personen een WW-uitkering, in januari 2014

¹⁷ Mogelijk stromen personen uit het speciaal onderwijs uit naar regulier onderwijs. Deze groep is naar verwachting relatief klein. Bovendien is het voor die groep minder waarschijnlijk dat de personen onder de nieuwe doelgroep vallen.

was dat gestegen naar 447.040 personen en in januari 2015 stond de teller op 434.460 personen.¹⁸ De doorstroom vanuit een WW-uitkering naar de bijstand is in de afgelopen vijf jaar sterk gegroeid in aantallen, van 22.000 in 2011 naar 33.000 in 2015 (Hilbers & De Vries, 2016). De procentuele doorstroom is juist vrij stabiel gebleven: in 2014 stroomde ongeveer 6 procent van alle uitgestroomde WW'ers door naar de bijstand. In model 2017 is op gemeenteniveau rekening gehouden met het aandeel WW-uitkeringen in de beroepsbevolking in de gemeente met als doel om juist ook rekening te houden met mogelijke verschillen in aantallen doorstroom vanuit de WW (Marlet e.a., 2016). De toename in het aantal WW-uitkeringen werkt daarmee al door in het verdeelmodel.

De mate waarin WW-ontvangers doorstromen van de WW naar de bijstand verschilt per gemeente. Vooral in de grote steden zijn de doorstroompercentages naar verhouding hoog (Hilbers & De Vries, 2016). Enerzijds kan dit samenhangen met verschillen in de kenmerken van WW-ontvangers. Als er een direct verband bestaat tussen kenmerken van WW-ontvangers en de kans op bijstand, dan moet hier in het verdeelmodel rekening mee worden gehouden. In dat geval moet nagegaan worden of deze kenmerken aanvullend zijn op de kenmerken die al in het model zijn opgenomen. Anderzijds is het mogelijk dat gemeenten al voor het einde van het recht op WW actief uitkeringsgerechtigden benaderen en proberen hen aan het werk te helpen of te informeren over rechten en plichten in de bijstand. Dit hangt samen met gemeentelijk beleid. Als verschillen in doorstroom verklaard worden door de invloed die gemeenten uitoefenen op de doorstroom, dient niet voor deze verschillen te worden gecorrigeerd in het verdeelmodel.

Hilbers & De Vries (2016) concluderen dat het risico om door te stromen van WW naar bijstand samenhangt met een aantal persoons- en achtergrondkenmerken, namelijk type huishouden, leeftijd, geslacht, opleidingsniveau, looninkomen voor werkloosheid, fulltime of parttime dienstverband voor werkloosheid, beroepsgroep, sociaaleconomische status van de woonwijk, gemeentegrootte en de regionale groei van het BBP. Deze factoren zijn naast het afwegingskader gelegd. Daaruit komt naar voren dat kenmerken van de baan, looninkomen, type dienstverband en beroepsgroep, niet opgenomen kunnen worden vanwege de endogeniteitsproblemen: een bijstandsgerechtigde heeft immers geen baan waardoor deze kenmerken in het voorgaande jaar meestal niet geobserveerd zijn. Deze factoren zijn daarmee niet uitlegbaar. Ook gemeentegrootte en de regionale groei van het BBP zijn niet uitlegbaar, omdat op theoretische gronden niet te verwachten is dat deze factoren op zichzelf van invloed zijn op de kans op bijstand. De invloed van regionale groei van het BBP op doorstroom vanuit de WW loopt naar verwachting via een betere arbeidsmarkt. Daar wordt al rekening mee gehouden in het model via het aantal banen. Regionale groei op zich zou geen theoretische relatie met bijstandskans moeten hebben. Gemeentegrootte kan allereerst samenhangen met centrumfunctie. In dat geval moet juist voor die achterliggende centrumfunctie worden gecorrigeerd in plaats van voor gemeentegrootte, zie paragraaf 4.1. Anderzijds is het mogelijk dat grote gemeenten ander beleid voeren. Ook in dat geval moet niet voor gemeentegrootte op zich worden gecorrigeerd.

De andere risicofactoren zijn wel uitlegbaar en niet-beïnvloedbaar, maar niet aanvullend. Type huishouden, opleidingsniveau en leeftijd zijn namelijk al opgenomen in het verdeelmodel. Voor geslacht is gedeeltelijk rekening gehouden in de huishoudtypen middels de uitsplitsing van eenoudermoeders en eenoudervaders. Het onderscheid tussen alleenstaande mannen en alleenstaande

¹⁸ CBS StatLine (2017). Personen met een uitkering; uitkeringsontvangers per regio, geraadpleegd op 13 april 2017.

vrouwen is in de doorontwikkeling van model 2017 getoetst en bleek niet significant (Tempelman e.a., 2016). De sociaaleconomische status van de woonwijk hangt samen met de buurteffecten die in model 2017 zijn opgenomen.

Voor het verschil in doorstroom vanuit de WW naar bijstand dat samenhangt met uitlegbare, niet-beïnvloedbare kenmerken wordt al voldoende gecorrigeerd in het verdeelmodel. Er zijn daarom geen aanvullende factoren getoetst met betrekking tot doorstroom van WW naar bijstand.

4.4 Niet-rechthebbenden

In model 2017 is gecorrigeerd voor een aantal kenmerken van niet-rechthebbenden. Er is rekening gehouden met vermogen, studenten, WW-uitkeringen en AO-uitkeringen. Ook andere groepen personen hebben echter geen recht op een bijstandsuitkering. Allereerst hebben gedetineerden geen recht meer op een bijstandsuitkering zodra zij in de gevangenis komen.¹⁹ Ten tweede kan de ontvangst van een andere uitkering dan WW of AO ook invloed hebben op het recht op bijstand.

4.4.1 Gedetineerden

Het analysebestand is aangevuld met een indicator voor detentie op peildatum 31 december 2014. Deze indicator is op persoonsniveau. Een deel van de gedetineerden komt naar verwachting in de eerste dagen van 2015 weer vrij. Om aan te sluiten bij de peildatum voor de bijstand worden gedetineerden die voor 5 januari 2015 vrijkomen niet meegeteld als gedetineerde. Dit kenmerk is vervolgens vertaald naar de fractie gedetineerden in het huishouden.

In totaal bevat het analysebestand 5.964 huishoudens met een gedetineerde. In het basismodel is hun werkelijke bijstandskans behoorlijk overschat. Tabel 4.5 laat dit zien. Het verdeelkenmerk gedetineerde in huishouden is in het basismodel getoetst. De resultaten in Tabel 4.6 laten zien dat de verklaaringskracht van het model licht verbetert door toevoeging van dit kenmerk, zie Tabel C.2 in Bijlage C voor de volledige schattingsresultaten. De richting van de geschatte coëfficiënt is negatief, zoals verwacht omdat het een correctie voor niet-rechthebbenden betreft. Er zijn echter maar weinig huishoudens met een gedetineerde en de verbetering in de verklaaringskracht is met een 0,07 procent afname van de AIC en BIC gering. De indicator voor gedetineerde in het huishouden wordt daarom niet opgenomen.

¹⁹ <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/straffen-en-maatregelen/vraag-en-antwoord/heb-ik-recht-op-een-uitkering-als-ik-naar-een-gevangenis-ga>, geraadpleegd op 13 april 2017. Het gezin van de gedetineerde heeft mogelijk nog wel recht op een bijstandsuitkering.

Tabel 4.5 Overschatte bijstandskans voor groepen niet-rechthebbenden in basismodel

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
Gedetineerde in hh	5.964	14,2%	26,6%	23,7%	28,2%
Overige uitkering in hh	491.799	3,2%	6,7%	3,4%	6,7%
ANW-uitkering in hh	37.835	1,3%	23,9%	1,5%	23,3%
Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering in hh	155.422	3,4%	7,3%	4,3%	7,3%
Pensioenuitkering in hh	331.553	3,2%	5,1%	3,0%	5,1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

Tabel 4.6 Toevoegen niet-rechthebbende kenmerken zorgt voor verbetering verklaringkracht

	Basismodel	Indicator voor gedetineerde in hh	Indicator voor overige uitkering in hh	Indicatoren voor ANW, Ziektewet, wachtgeld, pensioenuitkering in hh
Gedetineerde in hh		-1,4179***		
Overige uitkering in hh			-1,6881***	
ANW-uitkering in hh				-4,7450***
Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering in hh				-1,6592***
Pensioenuitkering in hh				-0,6435***
AIC	1.621.373	1.620.283	1.596.196	1.581.885
Procentuele verschil tov basismodel		-0,07%	-1,55%	-2,44%
BIC	1.622.184	1.621.108	1.597.021	1.582.737
Procentuele verschil tov basismodel		-0,07%	-1,55%	-2,43%
GGAA	60,1	59,9	59,2	59,2

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel laat de coëfficiëntschattingen voor de extra indicatoren en de verklaringkracht zien. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel. De modelaanpassingen zijn telkens ten opzichte van de specificatie van het basismodel. Zie Tabel C.2 in Bijlage C voor de volledige schattingsresultaten.

4.4.2 Ontvangst van overige uitkeringen

De ontvangst van uitkeringen anders dan bijstand beïnvloeden de kans op bijstand. In model 2017 zijn daarom indicatoren opgenomen voor de ontvangst van WW of AO. Ook andere uitkeringen kunnen echter de kans op bijstand beïnvloeden. Personen met een minderjarig kind of personen die ten minste 45 procent arbeidsongeschikt zijn, kunnen bij overlijden van hun partner een ANW-uitkering ontvangen. De ontvangst van een Ziektewetuitkering bij ziekte, wachtgeld of een ander soort overige uitkering hangt ook samen met de mogelijkheden tot bijstandsontvangst. Tot slot

kan de ontvangst van een overige pensioenuitkering, zoals VUT-regelingen, oorlogs- en verzetpensioenen, overig pensioen en lijfrentes de kans op bijstandsontvangst beïnvloeden. Voor personen van 55 jaar en ouder wordt dit bij het CBS geregistreerd.²⁰

Tabel 4.5 illustreert dat de voorspelde kans in het basismodel behoorlijk afwijkt van de werkelijke bijstandskans van huishoudens met een overige uitkering. De voorspelde bijstandskans is ruim twee keer zo hoog. Het gaat bovendien om bijna 500.000 huishoudens. De afwijking is het forst bij huishoudens met een ANW-uitkering: in werkelijkheid is de bijstandskans voor huishoudens met een ANW-uitkering 1,3 procent terwijl het basiskansmodel een bijstandskans van 23,9 procent voorspeld. Dit hangt samen met de kenmerken van huishoudens met een ANW-uitkering: ten opzichte van huishoudens zonder ANW-uitkering gaat het vaker om eenouderhuishoudens, huishoudens in een corporatiewoning, huishoudens met een 50-plusser, huishoudens met een laag HCI en huishoudens met depressie of gebruik van medicijnen uit meer dan 4 medicijn groepen. Soortgelijke afwijkingen bestaan tussen de werkelijke en voorspelde fractie bijstand.

Er is een gecombineerde indicator voor ontvangst van één van deze overige uitkeringen op 5 januari 2015 in het model getoetst. Daarnaast is getoetst of het opnemen van drie indicatoren voor ontvangst van één van deze drie typen overige uitkering op 5 januari 2015 een verbeterde verklaringskracht oplevert. De resultaten zijn weergegeven in Tabel 4.6. De geschatte coëfficiënten zijn, zoals verwacht gezien het een correctie voor niet-rechthebbenden betreft, negatief en bovendien significant. Het model met een gecombineerde indicator voor alle overige uitkeringen verhoogt de verklaringskracht van het model: de AIC en BIC nemen beide met 1,6 procent af. Het model met aparte indicatoren voor een ANW-uitkering, Ziektewet of overige uitkering en een overige pensioenuitkering levert een iets sterkere verbetering op: de AIC en BIC nemen ten opzichte van het basismodel beide met 2,4 procent af. Ten opzichte van het model met een gecombineerde indicator voor overige uitkeringen is sprake van een 0,9 procent afname van de AIC en BIC.

Het advies is om de drie indicatoren voor verschillende typen overige uitkeringen in model 2018 op te nemen. De geschatte coëfficiënten zijn negatief en corrigeren voor het ontbreken van recht op bijstand. Bovendien verbetert de verklaringskracht van het model aanzienlijk.

4.4.3 Variatie in vermogensgrens naar leeftijd

Model 2017 bevat als indicatoren voor niet-rechthebbenden interacties van huishoudtype, vermogen en overwaarde. Voor alleenstaanden wordt gerekend met een vermogensgrens van € 5.000, voor paren met een grens van € 10.000. Deze grenzen sluiten aan bij het recht op een bijstandsuitkering maar zijn niet voor iedereen van toepassing. Voor de hoogte van de IOAZ-uitkering is eigen vermogen (inclusief de eigen woning) vrijgesteld tot een bedrag van € 130.549 (per 1 januari

²⁰ ANW-ontvangst is geregistreerd in het MICANWPERSOONBUS-bestand. Voor de ontvangst van een overige uitkering zoals Ziektewet en wachtgeld is gebruik gemaakt van OVUITKPERSOONBUS. Tot slot is de ontvangst van overig pensioeninkomen anders dan AOW of ANW geregistreerd in PENS-OVPERSOONBUS.

2017).²¹ De gegevens over huishoudvermogen meten echter niet alle componenten van het eigen vermogen die relevant zijn (eigen vermogen van de onderneming telt ook mee voor de IOAZ).

Voor het recht op een IOAW-uitkering, welke eveneens als bijstandsuitkering in het model wordt meegerekend, wordt het vermogen buiten beschouwing gelaten. Een IOAW-uitkering is bedoeld voor personen van 50 jaar of ouder die werkloos zijn. Voor het recht op IOAW is het echter van belang om te bepalen of iemand op of na zijn 50^e jaar werkloos is geworden en langer dan 3 maanden een WW-uitkering kreeg, of dat iemand op of na zijn 50^e jaar recht heeft gekregen op een WGA-uitkering.²² Correctie voor rechthebbenden-eisen voor IOAW is daarom niet simpelweg een interactie van vermogen en leeftijd. Om het recht nauwkeurig vast te stellen moet ook worden gekeken naar de arbeidsmarkthistorie in relatie tot leeftijd. Een generieke correctie van de vermogensgrens voor leeftijd zou er juist voor zorgen dat voor sommige ouderen het recht niet meer nauwkeurig wordt bepaald. De meeste ouderen zullen immers recht hebben op een bijstandsuitkering en niet op de IOAW-uitkering. De vermogensgerelateerde indicator voor niet-rechthebbenden wordt daarom niet aangepast in de verfijning voor model 2018.

4.5 Chronische aandoeningen

De gezondheidssituatie van een persoon is van invloed op de kans op werk (Marlet e.a., 2016). Dezelfde kennis en vaardigheden kunnen door een gezond individu immers efficiënter worden ingezet dan door een minder gezond individu. Het bijstandsverdeelmodel 2017 bevat een aantal indicatoren voor gezondheid, zoals medicijngebruik (voor verslaving, depressie, psychose en meerdere aandoeningen tegelijkertijd), gebruik GGZ-zorg en hoge zorgkosten (boven € 50.000). Tijdens de doorontwikkeling is vooral gekeken naar mentale gezondheid. Daarvoor is aanvullend ook getoetst of gebruik van een eerstelijnspsycholoog of adhd-medicijnen leidt tot een verhoogde bijstandskans. Dat bleek niet het geval.

Het is de verwachting dat fysieke beperkingen of chronische aandoeningen ook leiden tot een lagere kans op werk en dus een hogere kans op bijstand. Op basis van medicijngebruik kan een aantal chronische aandoeningen geselecteerd worden. Hiervoor is de indeling van het risicovereveningsmodel van de Zorgverzekeringswet gehanteerd, waarnaar al uitgebreid onderzoek is gedaan. In dat model worden onder andere de volgende chronische aandoeningen onderscheiden: astma, hoog cholesterol, kanker, ziekte van Crohn en diabetes.²³

²¹ <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/uitkering-oudere-werklozen-ioaw-iow-ioaz/vraag-en-antwoord/hoe-hoog-is-mijn-ioaz-uitkering> en <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/uitkering-oudere-werklozen-ioaw-iow-ioaz/vraag-en-antwoord/kom-ik-in-aanmerking-voor-een-ioaz-uitkering> geraadpleegd op 18 april 2017.

²² <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/uitkering-oudere-werklozen-ioaw-iow-ioaz/vraag-en-antwoord/kom-ik-in-aanmerking-voor-een-ioaw-uitkering> geraadpleegd op 18 april 2017.

²³ Zie: <https://www.zorginstituutnederland.nl/binaries/content/documents/zinl-www/verzekering/risicoverevening-zvw/zvw-2016/zvw-2016/zvw-2016/zinl%3Adocuments%5B4%5D/1511-regeling-risicoverevening-2016/Regeling+risicoverevening+2016.pdf>

Exacte aansluiting bij dit model is niet mogelijk omdat de medicijncodes in de CBS-cijfers minder gedetailleerd zijn. Dit zijn zogenaamde ATC-codes. In de CBS-cijfers gaat het om codes met vier posities (ATC 4), in de risicoverevening wordt gebruikgemaakt van codes met zeven posities. In sommige gevallen zijn groepen samengevoegd als de medicijnen op ATC 4-niveau dezelfde code hadden. Dit is bijvoorbeeld het geval bij hiv/aids en nieraandoeningen.

Om mogelijk relevante chronische aandoeningen te identificeren is allereerst op persoonsniveau nagegaan of mensen met chronische ziekten een verhoogde bijstandskans hebben en om welke chronische ziekten het dan gaat. De bijstandskans op persoonsniveau in de doelpopulatie is ruim 4 procent. Als mensen met een bepaalde chronische aandoening een bijstandskans hebben van 8 procent of meer, is verondersteld dat het om een verhoogde bijstandskans gaat.²⁴ Dit resulteert in een viertal chronische aandoeningen: diabetes, epilepsie en neuropathische pijn, hartaandoening en hiv/aids en nieraandoening, zie Tabel C.3 in Bijlage C voor een overzicht van de bijstandskansen per aandoening.

Deze chronische aandoeningen worden langs het afwegingskader gelegd. Opname ervan is uitlegbaar: het is te verwachten dat gezondheid van invloed is op de bijstandskans. De factoren zijn niet te beïnvloeden door lokaal beleid. Met de aandoeningen is op dit moment mogelijk nog niet voldoende rekening gehouden in het verdeelmodel. Mensen met die aandoeningen hebben een verhoogde bijstandskans, maar worden door de indicatoren in model 2017 niet onderscheiden. De chronische aandoeningen komen dus in aanmerking voor toetsing in het verdeelmodel.

Het basismodel onderschat de bijstandskansen van huishoudens met mensen met één van deze chronische aandoeningen, maar de mate waarin is beperkt. De voorspelde bijstandskans van een huishouden met diabetes is 10,9 procent, de feitelijke bijstandskans is 11,7 procent. Voor huishoudens met leden met epilepsie of neuropathische aandoening is de onderschatting iets groter: 13,2 procent voorspeld versus 14,5 procent feitelijk. Bij hartaandoeningen en hiv/aids en nieraandoening is de mate van onderschatting kleiner (Tabel 4.7).

Tabel 4.7 Bijstandskansen bij chronische aandoeningen licht onderschat

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
Diabetes in hh	295.753	11,7%	10,9%	11,7%	10,9%
Epilepsie/neuropathische pijn in hh	331.923	14,5%	13,2%	14,4%	13,1%
Hartaandoening in hh	159.629	9,8%	9,2%	9,6%	9,1%
Hiv/aids/nieraandoening in hh	72.068	9,3%	8,8%	9,1%	8,7%
Chronische ziekte in hh	757.046	11,8%	10,9%	11,8%	10,8%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

Het opnemen van indicatoren voor chronische aandoeningen verbetert het model licht, zie Tabel 4.8. De tekens van de factoren zijn zoals verwacht: het hebben van een chronische aandoening leidt tot een hogere kans op bijstand. De verbetering van het model is echter beperkt. Alleen het model met de factor chronische aandoening (dus alle genoemde aandoeningen gezamenlijk) geeft (afgerond) een verbetering van 0,1 procent. Omdat de onafgeronde verbetering niet voldoet aan de vereiste 0,1 procent verbetering wordt geen aanvullende factor opgenomen voor chronische aandoeningen.

²⁴ Deze grens is gekozen om het aantal te toetsen aandoeningen beperkt te houden. Bovendien is het de verwachting dat alleen effecten gevonden zullen worden als de bijstandskans sterk verhoogd is.

Tabel 4.8 Beperkte verbetering door opname van chronische aandoeningen

	Basismodel	Alle aandoeningen afzonderlijk	Chronische ziekte
Diabetes in hh		0,1789***	
Epilepsie/neuropathische pijn in hh		0,3414***	
Hartaandoening in hh		0,1149***	
Hiv/aids/nieraandoening in hh		0,0996***	
Chronische ziekte in hh			0,2999***
AIC	1.621.373	1.619.864	1.619.773
Procentuele verschil tov basismodel		-0,09%	-0,10%
BIC	1.622.184	1.620.731	1.620.598
Procentuele verschil tov basismodel		-0,09%	-0,10%
GGAA	60,1	60,0	59,9

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel laat de coëfficiënt-schattingen voor de extra indicatoren en de verklaringskracht zien. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel. De modelaanpassingen zijn telkens ten opzichte van de specificatie van het basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.3 in Bijlage C.

4.6 Standplaatsen

Tijdens de ontwikkeling van model 2017 gaven enkele gemeenten in de begeleidingscommissie aan dat er aandacht diende te worden geschonken aan de mogelijk sterk verhoogde bijstandskans van Sinti en Roma. Omdat het om een bevolkingsgroep gaat en geen land van herkomst, registreert CBS Sinti en Roma niet afzonderlijk. Het feit dat deze groep vaak woonachtig is in woonwagens biedt de mogelijkheid om een *proxy* voor Sinti en Roma in het model te testen. Hiervoor kan gebruik worden gemaakt van de registratie van 'standplaatsen'.²⁵ Deze data omvatten alle personen die op een adres staan ingeschreven dat als standplaats is geregistreerd, waaronder, maar niet uitsluitend, Sinti en Roma. Door de combinatie standplaats en inschrijving als inwoner van de gemeente wordt voorkomen dat hierbij recreatiewoningen (die ook onder de standplaatsen vallen) worden meegeteld.

Het aantal huishoudens dat op een standplaats woont is 9.693 op 1 januari 2015. In het basismodel wordt de bijstandskans van huishoudens, die op een standplaats woonachtig zijn, onderschat. Tabel 4.9 laat dit zien. De werkelijke bijstandskans van standplaatsbewoners is 25,8 procent, terwijl het basismodel een kans van 10 procent voorspeld.

²⁵ Er is gebruik gemaakt van een maatwerkbestand van het CBS, waarbij personen zijn geselecteerd die bij de gemeente staan ingeschreven op een adres dat als standplaats wordt getypeerd. Deze personen bewonen de standplaats permanent. Vakantiegangers die een deel van het jaar in een stacaravan verblijven, zullen bijvoorbeeld niet op het adres van de standplaats ingeschreven staan.

Tabel 4.9 Bijstandskans bewoners standplaats behoorlijk onderschat

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
Standplaats	9.693	25,8%	10,0%	26,0%	9,8%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

Het kenmerk standplaats voldoet aan de eisen van het afwegingskader. Huishoudens wonend op een standplaats hebben een sterk verhoogde bijstandskans. De gemeente kan het aanbod van standplaatsen weliswaar beïnvloeden, net als het aanbod van corporatiewoningen, maar hierdoor ontstaan geen perverse prikkels. Tot slot bevat model 2017 nog geen indicator die samenhangt met standplaatsen, zodat dit kenmerk eveneens aanvullend is.

Tabel 4.10 Verklaringskracht model verbetert door toevoeging indicator voor standplaats

	Basismodel	Standplaats
Standplaats		1,6668***
AIC	1.621.373	1.618.586
Procentuele verschil tov basismodel		-0,17%
BIC	1.622.184	1.619.411
Procentuele verschil tov basismodel		-0,17%
GGAA	60,1	60,1

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel laat de coëfficiënt-schattingen voor de extra indicator en de verklaringskracht zien. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel. De modelaanpassingen zijn telkens ten opzichte van de specificatie van het basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.4 in Bijlage C.

Het toevoegen van een indicator voor standplaatsen verbetert het model. De verlaging van de AIC en BIC van 0,1 procent die als grens is gehanteerd, wordt met 0,17 procent gehaald. Tabel 4.10 laat ook zien dat het teken van de coëfficiënt is als verwacht: huishoudens wonend op een standplaats hebben een significant hogere bijstandskans. Dit kenmerk wordt daarom toegevoegd aan het model.

4.7 Conclusies

Er is onderzocht of het model moet worden uitgebreid met een aantal nieuwe indicatoren. De aangedragen factoren zijn eerst door het afwegingskader gehaald. Als zij uitlegbaar, niet-beïnvloedbaar en aanvullend zijn, zijn ze getoetst in het model. Tabel 4.11 bevat de factoren die de verklaringskracht van het model verbeteren en dus aan het model toegevoegd dienen te worden.

Tabel 4.11 De volgende factoren worden aan het model toegevoegd

Centrumfunctie/stapeling van problematiek

- Niet-westerse migratieachtergrond & gezondheidsproblemen in hh
- Niet-westerse migratieachtergrond & 50-plus in hh
- HCl-laag & gezondheidsproblemen in hh

Nieuwe doelgroep

- (Voortgezet) speciaal onderwijs/praktijkonderwijs gevolgd in hh

Niet-rechthebbenden

- ANW-uitkering in hh
- Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering in hh
- Pensioenuitkering in hh

Standplaatsen

- Huishouden woont op een standplaats (door de gemeente aangewezen plek voor verplaatsbare woon-, werk- of recreatieve doeleinden)
-

Bron: SEO Economisch Onderzoek.

5 Verfijnen bestaande indicatoren

Moeten bestaande indicatoren uit model 2017 nader verfijnd worden? Van alle onderzochte factoren leidt alleen het nader uitsplitsen van migratieachtergrond van het huishouden tot een substantiële modelverbetering.

Dit hoofdstuk gaat in op de vraag of bestaande indicatoren nader verfijnd moeten worden, bijvoorbeeld omdat een andere operationalisatie beter aansluit bij de bijstandskans van een huishouden. Omdat het om factoren gaat die al in het model zitten, hoeft niet opnieuw naar het afwegingskader gekeken te worden.

Voor de volgende factoren zijn verfijningen onderzocht:

1. Beschikbaarheid van werk
2. Buurt waar werken niet de norm is
3. Migratieachtergrond van het huishouden
4. GGZ-zorggebruik
5. Arbeidsongeschiktheid- en Wajonguitkering
6. Instellingsbewoners
7. Corporatiewoningen
8. Gevestigde zelfstandigen

Per factor is gekeken naar alternatieve operationalisaties en getoetst of deze leiden tot een substantiële toename van de verklaringskracht van het model. Als dat het geval is, dan heeft het de voorkeur om voor model 2018 van de verfijnde indicator uit te gaan. Als dat niet het geval is, is het advies om de operationalisatie in model 2017 te handhaven. Een substantiële verbetering treedt op als de AIC en BIC met 0,1 procent afnemen, conform het criterium voor het toevoegen van nieuwe indicatoren.

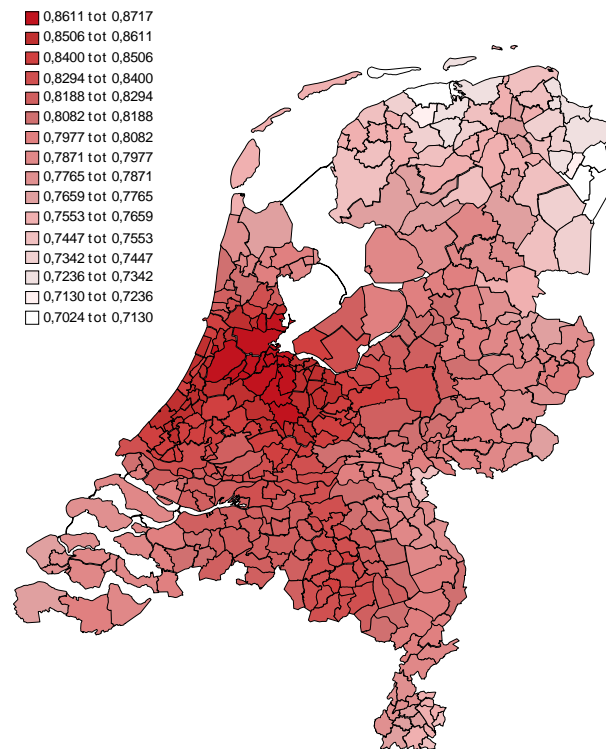
5.1 Beschikbaarheid van werk

Voor de beschikbaarheid van werk is in model 2017 niet alleen het aantal banen in de gemeente zelf meegerekend, maar ook de banen in de regio die binnen acceptabele reistijd te bereiken zijn. De beschikbaarheid van werk is het zogenoemde ruimtelijke gemiddelde van het aantal banen op basis van daadwerkelijke reistijden over de weg en de gemiddelde bereidheid om voor werk te reizen. Ook is gecorrigeerd voor grenspendel. In Figuur 5.1 is die indicator voor de kans op werk in model 2017 – met als peildatum 1 januari 2015 – getoond.

Voor deze indicator zijn verschillende varianten getoetst in het kader van de verfijning voor model 2018. Het gaat om de volgende mogelijke verfijningen:

1. Reistijden per openbaar vervoer meenemen
2. Uitsplitsingen naar opleidingsniveau
3. Rekening houden met ligging aan de grens

Figuur 5.1 De indicator voor de beschikbaarheid van werk (aantal bereikbare banen per lid van de beroepsbevolking) in model 2017, met reistijden over de weg en correctie voor grenspendel, peildatum 1 januari 2015

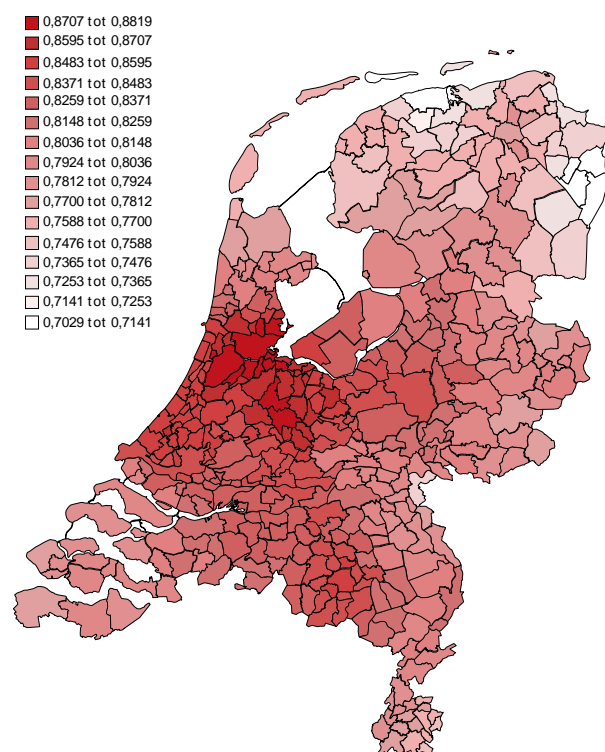


Bron: Atlas voor Gemeenten

5.1.1 Reistijden met openbaar vervoer

De indicator in model 2017 houdt uitsluitend rekening met reistijden over de weg. Als verfijning voor model 2018 kan daarnaast rekening worden gehouden met reistijden per openbaar vervoer. Hierbij dient te worden bepaald hoe zwaar de bereikbaarheid van banen per openbaar vervoer meetelt ten opzichte van de bereikbaarheid van werk per auto, de zogenaamde *modal split*. Hierover kan vooraf een aanneme worden gedaan, of het kan in het model worden geschat. Er zijn daarom twee varianten van de indicator voor beschikbaarheid van werk getoetst waarin aanvullend rekening wordt gehouden met reistijden per openbaar vervoer. De eerste variant is een aangenomen *modal split* van 80-20 (de banen en beroepsbevolking die per OV te bereiken zijn tellen voor 25 procent mee). De resulterende beschikbaarheid van werk indicator is weergegeven in Figuur 5.2. Door het meenemen van reistijden per OV, is te zien dat de beschikbaarheid van werk in het noorden langs de spoorverbinding Zwolle-Groningen toeneemt.

Figuur 5.2 Kans op werk inclusief bereikbaarheid per OV en aangenomen modal split

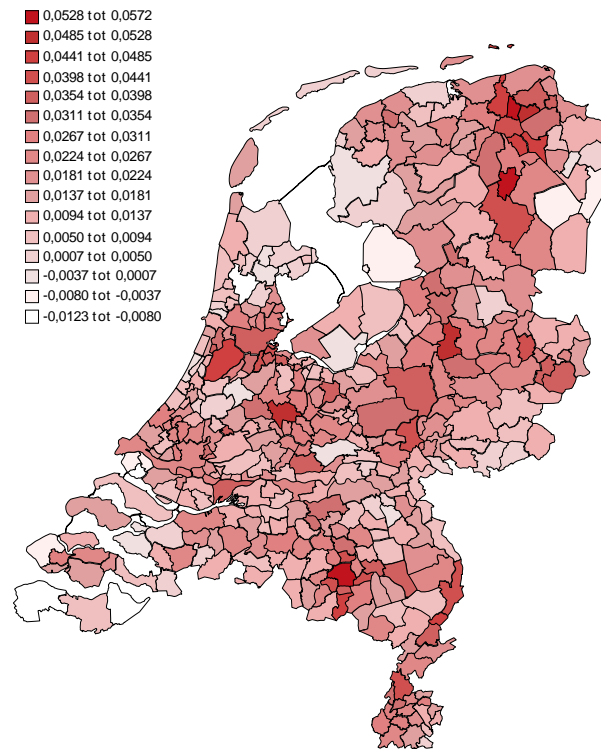


Bron: Atlas voor Gemeenten

De tweede variant rekent de extra bereikbaarheid van banen en beroepsbevolking per OV uit (zie Figuur 5.3). Deze correctiefactor wordt vervolgens samen met de huidige indicator getest. De *modal split* wordt in dat geval geschat en dus door het model bepaald.

Beide varianten zijn getoetst, de resultaten zijn samengevat in Tabel 5.1, afgezet tegen het basis-kansmodel zonder regionaal klantenpotentieel. Het model met beschikbaarheid van werk inclusief bereikbaarheid per OV (kolom 2) vormt geen voldoende verbetering: de AIC en BIC nemen met 0,01 procent toe. De geschatte coëfficiënt voor beschikbaarheid van werk blijft wel het verwachte negatieve teken houden. De tweede variant met geschatte *modal split* vormt eveneens geen verbetering: de AIC blijft ongeveer gelijk en de BIC neemt iets toe. Bovendien is de correctiefactor voor de bereikbaarheid van werk per openbaar vervoer insignificant. Geen van de correcties voor bereikbaarheid van werk per OV levert een voldoende verbeterde verklaringskracht op. Deze verfijning wordt daarom niet opgenomen in model 2018.

Figuur 5.3 Correctiefactor voor bereikbaarheid per openbaar vervoer



Bron: Atlas voor Gemeenten

Tabel 5.1 Toevoegen van reistijd per OV levert onvoldoende verbetering op

	Basismodel	Aangenomen modal split 80-20	Geschatte modal split
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4280***		-5,4882***
Beschikbaarheid van werk incl. OV		-5,1628***	
Extra beschikbaarheid van werk per OV			0,3967
AIC	1.621.373	1.621.468	1.621.373
Procentuele verschil tov basismodel		0,01%	0,00%
BIC	1.622.184	1.622.279	1.622.198
Procentuele verschil tov basismodel		0,01%	0,00%
GGAA	60,1	60,2	60,1

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel en verdere specificatie conform model 2017. Iedere kolom is een verfijning ten opzichte van dit basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.5 in Bijlage C.

5.1.2 Beschikbaarheid van werk voor laag, middelbaar en hoogopgeleiden

Een tweede verfijning van de beschikbaarheid van werk is om een onderverdeling te maken tussen de beschikbaarheid van banen voor lager, middelbaar en hoger opgeleiden. Mogelijk is er namelijk sprake van regionale kwalitatieve mismatch; het beschikbare werk in de ene gemeente wordt meer

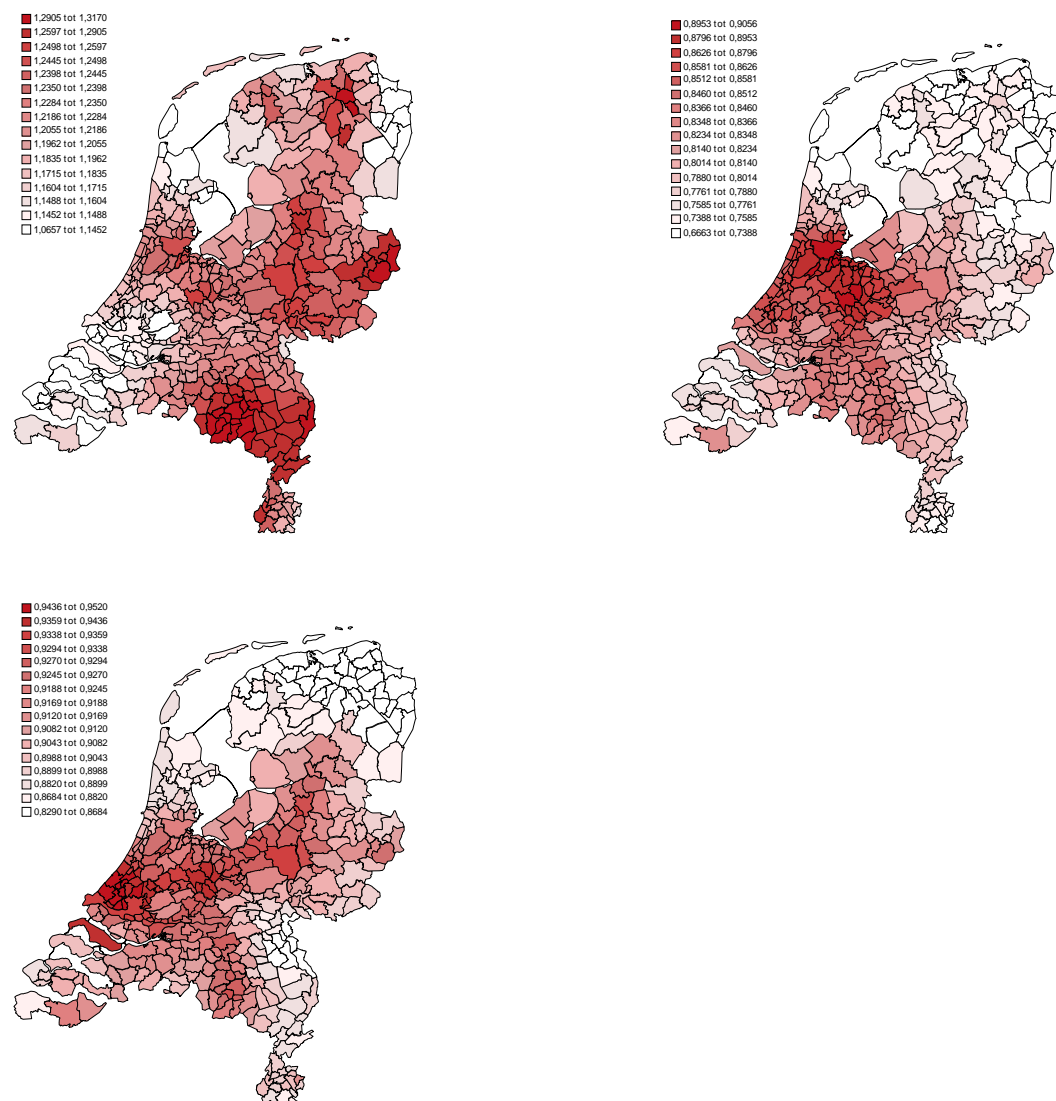
dan gemiddeld gedaan door inwoners van de andere gemeente omdat die hoger opgeleid zijn en/of meer vaardigheden hebben. Een gemeente kan mogelijk minder inwoners aan het werk hebben wanneer het opleidingsniveau van de inwoners niet aansluit bij het vereiste opleidingsniveau voor de beschikbare banen.

Om daar op de juiste wijze rekening mee te kunnen houden is een koppeling gemaakt tussen het opleidingsniveau en het beroepsniveau van de baan. Vervolgens is de bereikbaarheid van werk voor een bepaald beroepsniveau gekoppeld aan de bereikbaarheid van die banen voor mensen met het bijbehorende opleidingsniveau. Daarbij is rekening gehouden met een verschillende bereidheid om te reizen voor de verschillende opleidingsniveaus. Figuur 5.4 laat deze kansen op werk naar opleidingsniveau zien.

Die drie nieuwe indicatoren voor de bereikbaarheid van werk zijn vervolgens onderworpen aan de kwantitatieve toets. De resultaten van de kwantitatieve toets zijn samengevat in Tabel 5.2. De geschatte coëfficiënten op de beschikbaarheid voor laag- en hoogopgeleiden zijn beiden insignificant. De geschatte coëfficiënt voor de beschikbaarheid van werk voor middelbaar opgeleiden is daarentegen wel negatief significant. De verklaringskracht verbetert echter niet wanneer een onderverdeling tussen beschikbaarheid van werk voor laag-, middelbaar en hoogopgeleiden wordt gemaakt. De AIC en BIC nemen zelfs 0,04 procent toe. De indicator voor beschikbaarheid van werk wordt dus niet verder uitgesplitst in het verdeelmodel.

Dat slechts één van de drie indicatoren een significante samenhang met de bijstandskans vertoont komt waarschijnlijk door de sterke correlatie tussen de indicatoren. Allereerst is er sterke samenhang tussen de beschikbaarheid van werk voor middelbaar en hoogopgeleiden (de correlatiecoëfficiënt is 0,75). Daarnaast speelt ook de correlatie tussen de indicator voor ‘werken onder je niveau’ die in het basismodel zit en beschikbaarheid van werk voor laagopgeleiden een rol. Die hangen sterk (correlatiecoëfficiënt is 0,80) met elkaar samen; in gemeenten waar er veel banen voor lager opgeleiden zijn, zijn er ook relatief veel middelbaar en hoger opgeleiden die werken in een baan die ook geschikt is voor lager opgeleiden. De netto kansen voor lager opgeleiden zijn daar dus veel lager dan de indicator voor de kans op werk voor lager opgeleiden zou doen vermoeden. In het basismodel met de totale kans op werk en een correctie voor verdringing wordt daar waarschijnlijk al voldoende rekening mee gehouden.

Figuur 5.4 Kans op werk voor laag, middelbaar en hoogopgeleiden



Bron: Atlas voor Gemeenten

Tabel 5.2 Uitsplitsing naar opleidingsniveau levert geen verbetering op

	Basismodel	Laag, middelbaar en hoogopgeleiden
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4280***	
Beschikbaarheid van werk voor laagopgeleiden in gemeente		-0,1226
Beschikbaarheid van werk voor middelbaar opgeleiden in gemeente		-3,5720***
Beschikbaarheid van werk voor hoogopgeleiden in gemeente		-0,2132
AIC	1.621.373	1.622.043
Procentuele verschil tov basismodel		0,04%
BIC	1.622.184	1.622.881
Procentuele verschil tov basismodel		0,04%
GGAA	60,1	65,6

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel en verdere specificatie conform model 2017. Iedere kolom is een verfijning ten opzichte van dit basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.5 in Bijlage C.

5.1.3 Ligging aan de grens

De indicator voor beschikbaarheid van werk in model 2017 bevat een correctie voor grenspendel. Het is de vraag of de specifieke situatie van gemeenten die aan de grens liggen met de correctie voor grenspendel voldoende tot uitdrukking komt. Als er meer Nederlanders in het buitenland gaan wonen en in Nederland blijven werken dan omgekeerd, wordt de kans op bijstand voor de overgebleven inwoners in de gemeenten in de grensregio's onderschat. In de huidige indicator voor de beschikbaarheid van werk wordt daarmee rekening gehouden door het aantal beschikbare banen voor een bepaalde gemeente te corrigeren voor grenspendel; het aantal mensen dat in het buitenland (België of Duitsland) woont maar in Nederland werkt, en omgekeerd.²⁶

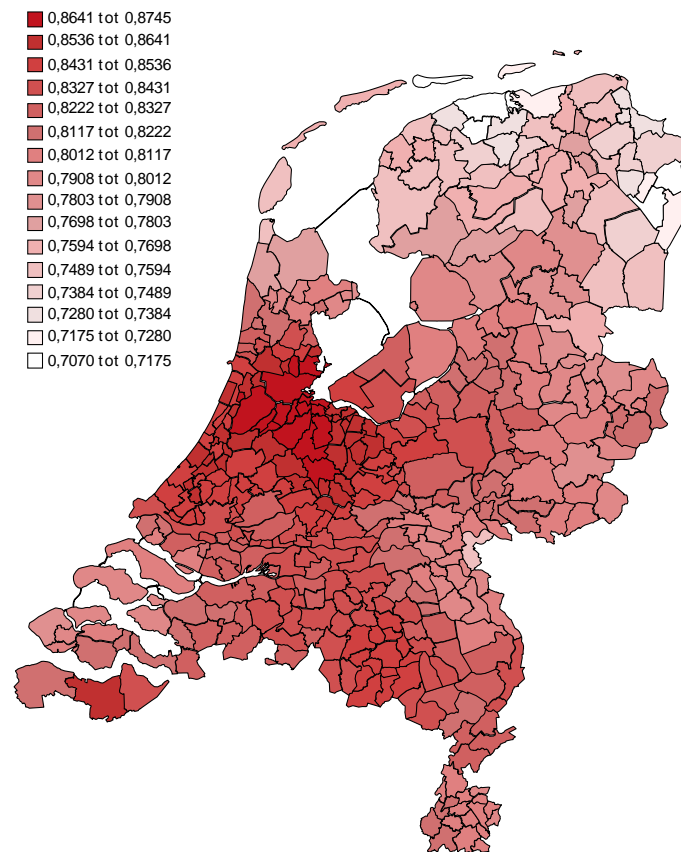
Omdat banen en beroepsbevolking in het buitenland niet worden meegeteld in de indicator voor de beschikbaarheid van werk wordt de kans op bijstand in de grensgemeenten per mogelijk nog steeds niet zuiver ingeschat. Banen over de grens tellen immers niet mee, waardoor de keuzemogelijkheden die mensen aan de grens hebben – en daarmee de kans op een goede *matching* op de arbeidsmarkt – worden onderschat. Omgekeerd wordt ook de beroepsbevolking over de grens niet meegeteld, waardoor de concurrentie op de arbeidsmarkt in de grensregio's vanuit het buitenland mogelijk worden onderschat.

Als verfijning voor model 2018 is daarom de beschikbaarheid van werk en (beroeps-)bevolking over de grens meegenomen. Dat is niet eenvoudig omdat databronnen in Duitsland en België niet precies hetzelfde meten als de Nederlandse databronnen. Bovendien dient rekening gehouden te worden met grensweerstand; door allerlei grensbarrières op de arbeidsmarkt tellen banen over de landsgrens niet even zwaar mee in de kans op werk als banen in eigen land.

²⁶ De gegevens die gebruikt zijn voor de correctie voor grenspendel waren alleen beschikbaar voor Duitsland en België en niet voor andere landen, waardoor bijvoorbeeld geen correctie kon worden uitgevoerd voor mensen die in Nederland werken en in een van de zogenoemde MOE-landen wonen.

Er zijn drie varianten van deze verfijning onderzocht. Allereerst is een indicator gemaakt waarin banen en (beroeps-)bevolking over de grens meetellen bij de huidige indicator voor de beschikbaarheid van werk. In het samenvoegen met de huidige indicator dient dan rekening te worden gehouden met grensweerstand. In eerder onderzoek naar de arbeidsmarktsituatie in grensregio's is al eens geprobeerd om die grensweerstand te berekenen (Marlet e.a., 2014). Recent is er ook een studie van het Centraal Planbureau verschenen die hierop voortborduurt (CPB, 2016). De eerste variant van de verfijning gaat uit van een aangenomen grensweerstand. Hiervoor wordt aangesloten bij deze eerdere studies: voor banen in Vlaanderen wordt de grensweerstand ingeschat op 90 procent (10 procent van de banen over de grens tellen mee), voor banen in Duitsland wordt die ingeschat op 95 procent (5 procent van de banen tellen mee). Figuur 5.5 geeft deze indicator weer. De kans op werk in de grensgebieden neemt toe als banen en beroepsbevolking in Duitsland en België worden meegenomen. In Zeeland is die toename het sterkst.

Figuur 5.5 Beschikbaarheid van werk inclusief banen en beroepsbevolking in het buitenland



Bron: Atlas voor Gemeenten

De eerste variant van de verfijning maakt gebruik van een vooraf vastgestelde grensweerstand. De tweede variant van de verfijning schat de grensweerstand, zowel inkomend (beroepsbevolking in buitenland) als uitgaand (banen in buitenland), binnen het model in. Per buurland is er een aparte

indicator ontwikkeld voor de beschikbaarheid van werk en (beroeps-)bevolking over de grens (gewogen op basis van reistijden op dezelfde manier als nu ook gebeurt voor het berekenen van de beschikbaarheid van werk in Nederland). Deze correctiefactoren worden naast de beschikbaarheid van werk, zonder correctie voor grenspendel, opgenomen.

Tot slot is een variant onderzocht waarin per buurland één correctiefactor wordt samengesteld die zowel rekening houdt met banen in het buurland als met de beroepsbevolking in het buurland. Ook deze twee correctiefactoren worden naast de beschikbaarheid van werk, zonder correctie voor grenspendel, opgenomen.

Deze drie varianten van de verfijning voor grensligging zijn in het model getoetst. De resultaten van deze kwantitatieve toets zijn samengevat in Tabel 5.3. Het model met een aangenomen grensweerstand (kolom 2) vormt onvoldoende verbetering: de AIC en BIC nemen beide met 0,02 procent toe. Ook het in het model schatten van de grensweerstand levert geen verbetering in de verklaaringskracht op. De geschatte coëfficiënten op de correctiefactoren zijn insignificant en hebben het verkeerde (positieve) teken: banen in een buurland verhogen de kans op werk voor Nederlanders en zouden daarom een negatief effect op de bijstandskans moeten hebben. Ook de variant met twee gecombineerde correctiefactoren geeft insignificante coëfficiënten voor de correctiefactor en de AIC en BIC veranderen niet.

Tabel 5.3 Drie modelvarianten om te corrigeren voor grensligging leveren geen verbetering op

	Basismodel	Aangenomen grensweerstand	Geschatte grensweerstand	
			4 correctietermen	2 correctietermen
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4280***			
Beschikbaarheid van werk in gemeente inclusief buitenland		-5,5764***		
Beschikbaarheid van werk zonder grenspendel			-5,3579***	-5,3815***
Correctiefactor voor banen in België			0,7821	
Correctiefactor voor beroepsbevolking in België			-0,9179	
Correctiefactor voor banen in Duitsland			0,1819	
Correctiefactor voor beroepsbevolking in Duitsland			-0,1371	
Correctiefactor voor banen en beroepsbevolking in België				0,1794
Correctiefactor voor banen en beroepsbevolking in Duitsland				0,1445
AIC	1.621.373	1.621.653	1.621.240	1.621.297
Procentuele verschil tov basismodel		0,02%	-0,01%	0,00%
BIC	1.622.184	1.622.464	1.622.106	1.622.135
Procentuele verschil tov basismodel		0,02%	-0,01%	0,00%
GGAA	60,1	61,8	59,1	59,1

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel en verdere specificatie conform model 2017. Iedere kolom is een verfijning ten opzichte van dit basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.6 in Bijlage C.

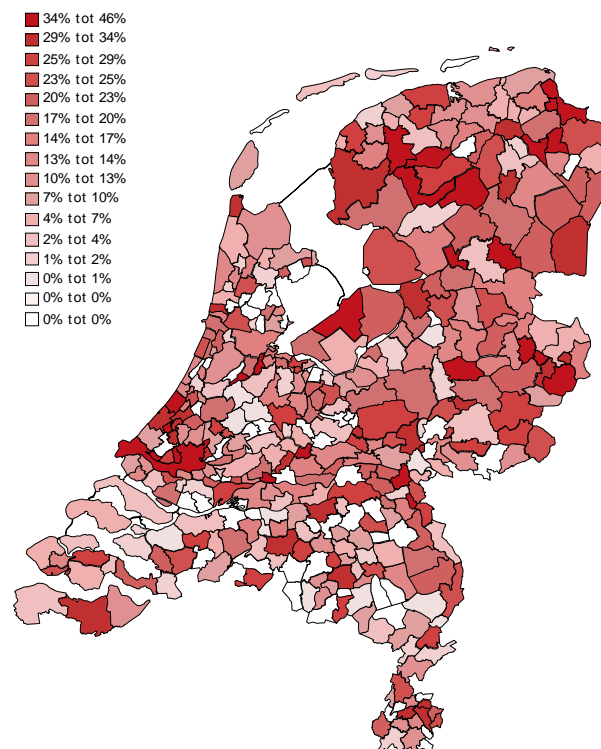
5.1.4 Conclusie

Omdat de onderzochte verfijningen geen verbetering opleveren, wordt de indicator voor beschikbaarheid van werk op dezelfde manier geconstrueerd als voor model 2017, met een correctie voor grenspendel, uitsluitend reistijden over de weg en zonder onderverdeling naar laag, middelbaar en hoogopgeleid werk.

5.2 Buurten waar werken niet de norm is

De buurt waarin iemand woont kan verschil maken voor de bijstandskans (Marlet e.a., 2016). Voor model 2017 is daarvoor een indicator gebruikt voor buurten waar ‘werken niet de norm is’. Die indicator meet het aandeel van de potentiële beroepsbevolking in een gemeente dat in een buurt woont met relatief veel niet-werkende werkzoekenden, zie Figuur 5.6.²⁷

Figuur 5.6 Aandeel inwoners in buurt waar werken niet de norm is op basis van NWW'ers

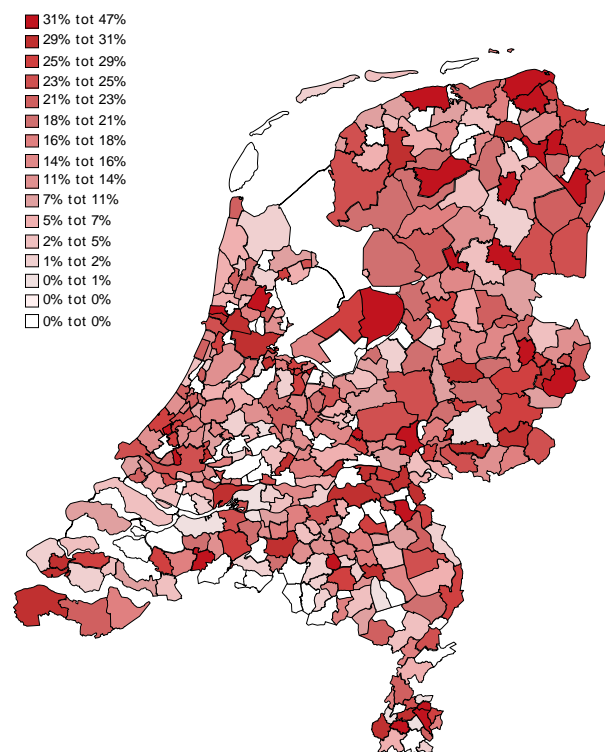


Bron: Atlas voor Gemeenten

²⁷ Daarvoor is het aandeel niet-werkende werkzoekenden (bron: UWV) per buurt allereerst afgezet tegen het gemeentelijke gemiddelde, zodat de score onafhankelijk is van het bijstandsniveau per gemeente en daardoor niet endogeen zou zijn. Die score per buurt is vervolgens landelijk onderverdeeld in tien gelijke klassen. Vervolgens is aangenomen dat buurten met een score in de bovenste klasse, buurten zijn waar werken niet de norm is. Per gemeente is tot slot het aandeel van de potentiële beroepsbevolking bepaald dat in een dergelijke buurt woont.

Op deze indicator zijn verschillende aanvullingen en verfijningen mogelijk. Voor model 2018 is allereerst gekeken of de buurteffecten niet beter op het totaal aantal uitkeringsgerechtigden (exclusief AO'ers) gebaseerd kunnen worden in plaats van op het aantal NWW'ers. Figuur 5.7 geeft deze indicator weer.

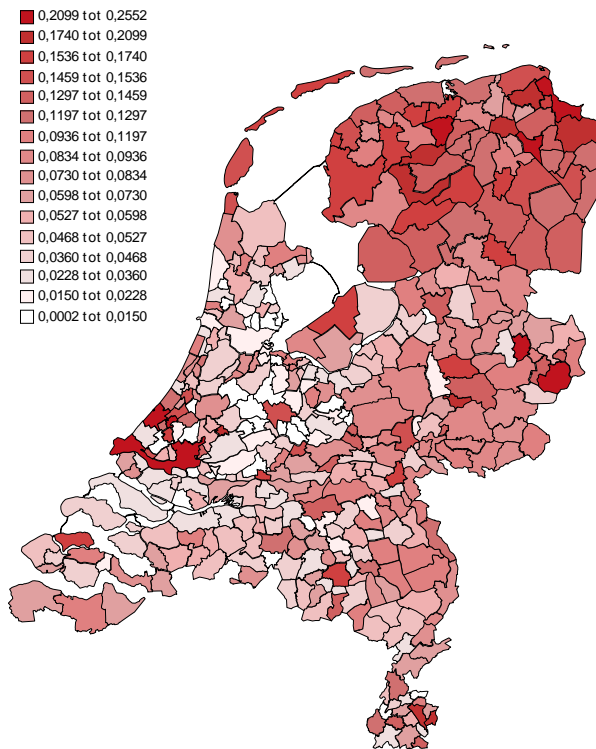
Figuur 5.7 Aandeel inwoners in een buurt waar werken niet de norm is op basis van uitkeringsgerechtigden (excl. AO)



Bron: Atlas voor Gemeenten

Een tweede verfijning is om de indicator te berekenen op basis van het 6-posities-postcodeniveau, zodat wordt voorkomen dat de uitkomst afhankelijk is van toevallige buurt- en gemeentegrenzen. Daarvoor is allereerst bepaald hoeveel niet-werkende werkzoekenden er binnen een straal van 150 meter vanaf de centroiden van een 6ppc-gebied wonen. Vervolgens is daarvan het aandeel van de potentiële beroepsbevolking in dat gebiedje genomen en vergeleken met het gemiddelde van de 6ppc-gebiedjes in een straal van 5 kilometer. Daarna is dezelfde procedure gevolgd als bij de huidige indicator is gebeurd (het percentage van de potentiële beroepsbevolking in een gemeente dat in de relatief slechtst scorende gebiedjes woont). Deze indicator is weergegeven in Figuur 5.8.

Figuur 5.8 Aandeel inwoners in 6-ppc gebied waar werken niet de norm is (op basis van NWW'ers)



Bron: Atlas voor Gemeenten

Deze twee varianten op de indicator voor buurteffecten zijn in het model getoetst, zie Tabel 5.4. Het berekenen van de factor buurt waar werken niet de norm is in de gemeente op basis van het 6-positie postcodeniveau verbetert de verklaringskracht van het model onvoldoende. De indicator voor buurt waar werken niet de norm is, is nog steeds significant en positief. De AIC en BIC dalen met 0,01 procent. Wel is deze indicator, door het gebruik van 6-positie postcodegebieden in plaats van buurten, minder gevoelig voor grenswijzingen en herindelingen van de CBS-buurten. Zo'n wijziging kan grote gevolgen hebben voor de waarde van de indicator die is opgebouwd vanuit het buurtniveau en dus van invloed zijn op de verdeling van de budgetten. Dat probleem wordt met de indicator die is opgebouwd vanuit het 6ppc-niveau opgelost. Bovendien maakt dat lagere schaalniveau het mogelijk om preciezer te meten en alleen gebiedjes mee te tellen die tot het onderste deciel behoren (in tegenstelling tot de onderste twee decielen, zoals bij de indicator in het basismodel die is opgebouwd vanuit het buurtniveau). Ondanks het feit dat de verklaringskracht van het model niet voldoende verbetert, wordt de indicator voor buurt waar werken niet de norm is uit model 2017 om die reden vervangen door de indicator op basis van 6-positie postcodeniveau.

Tabel 5.4 Varianten voor buurteffecten verbeteren de verklaringskracht niet

	Basismodel	6-positie postcode	Uitkeringsgerechtigden ipv NWW'ers
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,4825***		
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente obv 6-positie postcode		0,8113***	
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente obv uitkeringsgerechtigden (excl. AO)			0,3781***
AIC	1.621.373	1.621.232	1.621.644
Procentuele verschil tov basismodel		-0,01%	0,02%
BIC	1.622.184	1.622.043	1.622.455
Procentuele verschil tov basismodel		-0,01%	0,02%
GGAA	60,1	59,9	65,6

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel en verdere specificatie conform model 2017. Iedere kolom is een verfijning ten opzichte van dit basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.7 in Bijlage C.

Ondanks het feit dat de verklaringskracht van het model niet verbeterd is, is het voorstel om de indicator voor buurt waar werken niet de norm is uit model 2017 te vervangen door de indicator op basis van 6-positie postcodeniveau, omdat dit minder gevoelig is voor herindeling van buurten.

5.3 Migratieachtergrond van het huishouden

5.3.1 Eerste en tweede generatie

In haar Jaarrapport Integratie 2016 laat het CBS zien dat de bijstandskans voor mensen met een migratieachtergrond sterk verschilt tussen generaties (CBS, 2017). Voor mensen met een niet-westerse migratieachtergrond was in 2015 de bijstandskans voor de tweede generatie 5,4 procent, terwijl dit voor de eerste generatie 18,0 procent was. Tabel 5.5 bevestigt dat de verschillen in bijstandskans tussen generaties voor bepaalde herkomstgroepen groot zijn.²⁸ De tabel laat de verschillen zien voor de herkomstgroepen die in het basismodel zijn opgenomen. Het aandeel tweede generatie is vooral substantieel voor de herkomstgroepen Marokko, Turkije, Suriname, Nederlandse Antillen en overig westers. In het geval van mensen met een overig westerse migratieachtergrond is er echter geen sprake van een verschil in bijstandskans. De andere herkomstgroepen bestaan voornamelijk uit mensen uit de eerste generatie. Een uitsplitsing naar generatie voegt in die gevallen naar verwachting weinig toe. Voor de verfijning is daarom besloten om alleen voor herkomstlanden Marokko, Turkije, Suriname en de Nederlandse Antillen een onderscheid te maken naar de eerste en tweede generatie.

²⁸ Tabel 5.5 is op basis van personen i.p.v. huishoudens. Een huishouden kan zowel een eerste generatie persoon met een migratieachtergrond als een tweede generatie persoon met migratieachtergrond bevatten. Een overzicht op persoonsniveau geeft daarom een beter inzicht in de verdeling van bijstand tussen eerste en tweede generatie.

Tabel 5.5 Groot verschil in de bijstandskans eerste en tweede generatie Turken, Marokkanen, Surinamers en Antillianen

Herkomst	% eerste generatie	Aantal eerste generatie	Bijstandskans eerste generatie	% tweede generatie	Aantal tweede generatie	Bijstandskans tweede generatie
Marokko	63%	144.440	21,3%	37%	84.831	9,6%
Turkije	62%	167.569	14,1%	38%	102.834	6,0%
Suriname	60%	149.944	13,0%	40%	99.672	8,4%
Nederlandse Antillen	69%	69.469	19,2%	31%	31.651	6,2%
Overig Afrika	78%	91.817	23,5%	22%	26.489	5,5%
Ghana	82%	12.785	16,9%	18%	2.763	3,8%
Somalië	95%	19.894	58,4%	5%	1.003	3,7%
Afghanistan	98%	29.144	Nb	2%	462	Nb
Irak	97%	35.317	39,6%	3%	1.228	2,3%
Syrië	94%	13.508	50,4%	6%	853	4,7%
Overig niet-westers	82%	222.081	11,3%	18%	50.378	2,7%
Voormalig Joegoslavië	79%	45.835	14,7%	21%	11.928	6,3%
Overig westers	51%	518.466	4,4%	49%	507.184	4,1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. Cijfers hebben betrekking op het aantal personen, niet het aantal huishoudens.

De bijstandskans verschilt dus aanzienlijk tussen Marokkanen, Turken, Surinamers en Antillianen uit de eerste of tweede generatie. Tabel 5.6 laat zien dat de verschillen tussen eerste en tweede generatie al vrij accuraat door het basismodel worden geïdentificeerd. Het verschil tussen de werkelijke en voorspelde bijstandskans en bijstandsfractie is in geen enkel geval groter dan één procentpunt.

Tabel 5.6 Bijstandskans 1^e/2^e generatie al vrij accuraat voorspeld in het basismodel

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
<i>Migratieachtergrond Marokko in het hh</i>	162.836	19,0%	18,8%	19,1%	19,0%
- Eerste generatie Marokkaan in hh	97.297	24,2%	23,3%	24,3%	23,4%
- Tweede generatie Marokkaan in hh	76.705	11,1%	11,8%	11,2%	11,9%
<i>Migratieachtergrond Turkije in het hh</i>	189.232	13,1%	13,0%	13,0%	12,9%
- Eerste generatie Turk in hh	113.254	17,1%	16,4%	16,9%	16,2%
- Tweede generatie Turk in hh	92.976	7,2%	7,6%	7,2%	7,6%
<i>Migratieachtergrond Suriname in het hh</i>	211.057	13,3%	13,2%	13,2%	13,1%
- Eerste generatie Surinamer in hh	122.990	16,1%	15,8%	16,0%	15,8%
- Tweede generatie Surinamer in hh	94.769	9,5%	9,2%	9,5%	9,2%
<i>Migratieachtergrond Nederlandse Antillen in het hh</i>	91.344	16,8%	16,7%	16,8%	16,6%
- Eerste generatie Antiliaan in hh	61.416	21,8%	20,9%	21,7%	20,8%
- Tweede generatie Antiliaan in hh	31.159	7,2%	8,2%	7,2%	8,2%

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

De verklarende kracht neemt niet toe wanneer de uitsplitsing naar eerste en tweede generatie wordt gemaakt. Tabel 5.7 laat zien dat de AIC en BIC zelfs licht toenemen. Het verdeelkenmerk “tweede generatie Turk in het huishouden” is bovendien insignificant. Dat het basismodel niet aan verklarende kracht wint door generatie uit te splitsen, sluit aan bij de conclusie van Tabel 5.6. De groepen die extra worden opgenomen, worden immers in het basismodel al redelijk goed voorspeld. Het onderscheid naar generatie wordt dan ook niet aan het basismodel toegevoegd.

Tabel 5.7 Uitsplitsing van herkomst naar generatie verbetert de verklarende kracht niet

	Basismodel	Uitsplitsing generatie
<i>Migratieachtergrond Marokko in het hh</i>	0,4843***	
- Eerste generatie Marokkaan in hh		0,5756***
- Tweede generatie Marokkaan in hh		0,2999***
<i>Migratieachtergrond Turkije in het hh</i>	0,2042***	
- Eerste generatie Turk in hh		0,2929***
- Tweede generatie Turk in hh		0,0153
<i>Migratieachtergrond Suriname in het hh</i>	0,4678***	
- Eerste generatie Surinamer in hh		0,4799***
- Tweede generatie Surinamer in hh		0,4428***
<i>Migratieachtergrond Nederlandse Antillen in het hh</i>	0,5837***	
- Eerste generatie Antiliaan in hh		0,6635***
- Tweede generatie Antiliaan in hh		0,2314***
AIC	1.621.373	1.620.858
Procentuele verschil tov basismodel		-0,03%
BIC	1.622.184	1.621.724
Procentuele verschil tov basismodel		-0,03%
GGAA	60,1	60,0

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel laat de coëfficiënt-schattingen voor de extra indicatoren en de verklarende kracht zien. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel. De modelaanpassingen zijn telkens ten opzichte van de specificatie van het basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.8 in Bijlage C.

5.3.2 Aanvullende uitsplitsingen van herkomst

Het basismodel bevat een aantal verdeelkenmerken op basis van herkomst van het huishouden. Indien een specifieke herkomst een verhoogde bijstandskans heeft is deze afzonderlijk opgenomen (o.a. Marokkaans, Turks en Syrisch). Onderzoek van het CBS laat zien dat aanvullend op herkomst-landen die al in het basismodel zitten, ook mensen uit Iran en Eritrea een verhoogde bijstandskans hebben.²⁹ Voor de verfijning van het basismodel hebben we een aantal aanvullende uitsplitsingen van herkomst getoetst. Dit is opgedeeld in twee varianten. De eerste variant noemen we in het vervolg van deze rapportage ‘light’ en de tweede variant ‘plus’.

Variant ‘light’

In de ontwikkeling van model 2017 is uiteindelijk besloten om herkomstland Eritrea niet op te nemen als afzonderlijk kenmerk. Deze groep had weliswaar een sterk verhoogde bijstandskans

²⁹ <http://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2015/31/zeven-van-de-tien-somaliërs-in-de-bijstand>

maar was te klein om afzonderlijk op te nemen. In de herkomstindeling 'light' zijn de herkomstlanden Somalië en Eritrea gezamenlijk als kenmerk opgenomen. Zowel qua bijstandskans als geografie ligt deze samenvoeging voor de hand (Tabel 5.8).

Additioneel zijn de vier grootste herkomstlanden met een afwijkende bijstandskans als afzonderlijk kenmerk opgenomen. Dit zijn China (inclusief Hong Kong en Macau), voormalig Sovjet-Unie, Iran en India. China, Iran en India waren in het basismodel ingedeeld bij overig niet-westers, voormalig Sovjet-Unie was ingedeeld bij overig westers. Tabel 5.8 laat zien dat de bijstandskansen voor huishoudens met een Chinese of Indiase migratieachtergrond in het basismodel worden overschat terwijl de bijstandskans van huishoudens met herkomst Iran en de voormalig Sovjet-Unie worden onderschat.

Tabel 5.8 Bijstandskans voor herkomst China en India in basismodel overschat, bijstandskans voor herkomst Iran en voormalig Sovjet-Unie onderschat

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
<i>Migratieachtergrond Somalië in hh</i>	17.350	56,2%	56,1%	55,7%	55,5%
<i>Migratieachtergrond overig Afrika in hh</i>	104.002	20,7%	20,7%	21,5%	21,4%
- overig Afrika excl. Eritrea	101.067	19,8%	20,2%	20,1%	20,9%
- Eritrea	3.135	49,8%	35,7%	67,7%	38,7%
<i>Migratieachtergrond overig niet-westers in hh</i>	223.631	10,4%	10,4%	10,5%	10,5%
- overig niet-westers excl. China, Iran en India	139.278	10,0%	10,1%	10,1%	10,2%
- China	47.834	5,8%	7,5%	5,9%	7,6%
- Iran	23.019	26,4%	20,5%	26,4%	20,4%
- India	15.431	4,1%	6,7%	4,1%	6,8%
<i>Migratieachtergrond overig westers in hh</i>	896.047	4,9%	4,8%	4,9%	4,9%
- overig westers excl. voormalig Sovjet-Unie	854.863	4,4%	4,6%	4,5%	4,6%
- voormalig Sovjet-Unie	44.024	12,8%	9,5%	12,9%	9,5%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

Variant 'plus'

Aan de variant 'light' kan vervolgens nog een aantal extra uitsplitsingen worden toegevoegd. De bijstandskans voor verschillende herkomstlanden binnen de categorie overig Afrika loopt nogal uiteen. Op basis van geografie én bijstandskans is overig Afrika (exclusief Eritrea die in de 'light'-variant al uitgesplitst was) in drie groepen onderverdeeld: Noordelijk, Centraal en Zuidelijk Afrika. Figuur 5.9 geeft een illustratie van deze uitsplitsing.

Figuur 5.9 Bijstandskans loopt sterk uiteen tussen herkomst Noordelijk, Centraal en Zuidelijk Afrika



Per regio zijn weergegeven: 1) het aantal huishoudens met een persoon afkomstig uit betreffend gebied (N) en 2) het percentage van deze huishoudens dat bijstand ontvangt (bijstandskans).

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata.

Figuur 5.9 laat zien dat de bijstandskans voor huishoudens met een persoon met herkomst Noordelijk, Centraal en Zuidelijk Afrika uiteenloopt. Het kan echter zo zijn dat de verdeelkenmerken in het basismodel deze drie groepen al voldoende onderscheiden. Tabel 5.9 laat zien dat de onderschatting of overschatting beperkt is. De bijstandskans van huishoudens met herkomst Zuidelijk Afrika wordt wel overschat, maar dit zijn relatief weinig huishoudens.

Tabel 5.9 Bijstandskansen Noordelijk, Centraal en Zuidelijk Afrika lopen uiteen

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
<i>Migratieachtergrond overig Afrika excl. Eritrea in hh</i>	101.067	19,8%	20,2%	20,1%	20,9%
- Noordelijk Afrika	47.878	19,1%	20,3%	19,1%	21,1%
- Centraal Afrika	35.408	28,6%	26,2%	29,3%	27,1%
- Zuidelijk Afrika	18.390	4,8%	8,0%	4,8%	8,3%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

Tabel 5.10 laat zien dat mensen met herkomst China en India een verlaagde bijstandskans hebben en dat mensen met herkomst Iran en voormalig Sovjet-Unie een verhoogde bijstandskans hebben. Dit sluit aan bij de beschrijvende statistieken in de voorgaande tabellen. De aanvullende uitsplitsingen van herkomst verbeteren de verklaringskracht van het model, zie Tabel 5.10. De extra verbetering in verklaringskracht die de 'plus'-variant ten opzichte van de 'light'-variant geeft, is echter klein: de AIC en BIC dalen met 0,05 procent. Deze uitkomst is in lijn met de cijfers in de voorgaande tabel.

Tabel 5.10 Verfijning van herkomst verbetert de verklaringskracht van het model

	Basismodel	Variant 'light'	Variant 'plus'
<i>Migratieachtergrond overig niet-westers in hh</i>	0,1944***		
- Migratieachtergrond overig niet-westers in hh (excl. China, Iran en India)		0,1790***	0,1795***
- Migratieachtergrond China in hh		-0,2502***	-0,2498***
- Migratieachtergrond Iran in hh		0,8884***	0,8894***
- Migratieachtergrond India in hh		-0,6209***	-0,6207***
<i>Migratieachtergrond overig westers in hh</i>	-0,3013***		
- Migratieachtergrond overig westers in hh (excl. voormalig Sovjet-Unie)		-0,3709***	-0,3708***
- Migratieachtergrond voormalig Sovjet-Unie in hh		0,3126***	0,3138***
<i>Migratieachtergrond overig Afrika in hh (excl. Somalië, Ghana en Marokko)</i>	0,6773***		
<i>Migratieachtergrond Somalië in hh</i>	1,6324***		
- Migratieachtergrond Eritrea/Somalië in hh		1,6256***	1,6275***
- Migratieachtergrond overig Afrika in hh (excl. Somalië, Ghana, Marokko en Eritrea)		0,6253***	
- Migratieachtergrond Noordelijk Afrika in hh			0,5090***
- Migratieachtergrond Centraal Afrika in hh			0,9080***
- Migratieachtergrond Zuidelijk Afrika in hh			-0,3007***
AIC	1.621.373	1.618.451	1.617.675
Procentuele verschil tov basismodel		-0,18%	-0,23%
BIC	1.622.184	1.619.317	1.618.568
Procentuele verschil tov basismodel		-0,18%	-0,22%
GGAA	60,1	60,7	60,7

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel en verdere specificatie conform model 2017. Iedere kolom is een verfijning ten opzichte van dit basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.8 in Bijlage C.

De verbetering in verklaringskracht die de 'light'-variant geeft is groter dan de vereiste 0,1 procent. De additionele verbetering van de 'plus'-variant is echter te beperkt. Herkomst wordt daarom verder uitgesplitst met Eritrea (samen met Somalië), China, India, Iran en de voormalig Sovjet-Unie.

5.4 GGZ-zorggebruik

Uit onderzoek van het CBS blijkt dat personen met hogere GGZ-kosten – wat een indicatie kan zijn voor een zwaardere behandeling – vaker een uitkering hebben.³⁰ Het huidige model houdt rekening met het gebruik van GGZ-zorg, door een indicator voor het hebben van GGZ-kosten. De omvang van de kosten speelt daarbij geen rol. Mogelijk hebben mensen met hogere GGZ-kosten een hogere kans op een bijstandsuitkering dan mensen met lagere GGZ-kosten.

Het meest recente zorgkostenbestand van het CBS maakt het daarnaast mogelijk om een uitsplitsing te maken tussen gebruik van basis-GGZ-zorg en specialistische GGZ-zorg. Deze uitsplitsing, in combinatie met verschillende categorieën voor de hoogte van de kosten wordt getoetst in verdeelmodel 2018. De bijstandskans op persoonsniveau voor mensen die gebruik maken van basis-GGZ is 6,5 procent. De variatie in bijstandskans naar hoogte van de zorgkosten is beperkt, bovendien loopt de bijstandskans niet op naarmate de kosten stijgen.³¹ Het ligt dus niet voor de hand om deze indicator verder uit te splitsen naar de hoogte van de zorgkosten.

Voor specialistische GGZ is een onderverdeling naar hoogte van de kosten mogelijk wel relevant. De bijstandskans op persoonsniveau voor mensen die gebruikmaken van deze zorg is 15,8 procent. In dit geval loopt de bijstandskans wel op naarmate de kosten voor specialistische GGZ stijgen. Mensen met zorgkosten van € 4.500 of meer hebben een bijstandskans van 18,9 procent, voor mensen met lagere zorgkosten is de bijstandskans 14,6 procent.³²

De bijstandskans van huishoudens met leden die basis-GGZ gebruiken wordt, zoals verwacht, in het huidige model overschat. De bijstandskans voor huishoudens met leden die gebruikmaken van specialistische GGZ wordt juist onderschat. De mate waarin is echter beperkt. Deze onderschatting treedt voornamelijk op bij mensen die specialistische zorg gebruiken die meer dan € 4.500 kost, zie Tabel 5.11.

Tabel 5.11 Bijstandskans van huishoudens met basis-GGZ licht overschat en met specialistische GGZ licht onderschat

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
GGZ in hh	538.522	14,4%	14,2%	14,4%	14,2%
Basis-GGZ in hh	171.533	7,2%	8,4%	7,4%	8,5%
Specialistische GGZ in hh	398.014	17,3%	16,5%	17,3%	16,5%
Specialistische GGZ tot € 4500 in hh	288.892	16,0%	15,5%	16,0%	15,5%
Specialistische GGZ boven € 4500 in hh	112.013	20,6%	19,0%	20,6%	18,9%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

³⁰ <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2016/41/helpt-van-mensen-met-geestelijke-gezondheidszorg-werkt>

³¹ Als gebruikers worden opgedeeld in drie gelijke groepen, is de bijstandskans respectievelijk 7,3; 5,8 en 6,6 procent. De eerste groep bevat mensen met zorgkosten tot 530 euro, in de tweede groep liggen de kosten tussen de € 530 en € 1142, in de laatste groep zijn de kosten meer dan € 1142.

³² De grens van € 4.500 is gekozen door de zorggebruikers eerst in te delen in tien groepen van gelijke omvang. Dan blijkt dat de bijstandskans verhoogd is vanaf € 4.300. Dit is afgerond naar € 4.500.

Het opnemen van nadere uitsplitsingen van de GGZ-indicator verbetert het model in beperkte mate, zie Tabel 5.12. De tekens van de factoren zijn zoals verwacht: gebruik van GGZ-zorg leidt tot een hogere kans op bijstand en naarmate de behandeling zwaarder is (specialistisch versus basis, of hogere kosten), stijgt de bijstandskans. De verbetering van het model is echter beperkt. Als de indicator GGZ-gebruik wordt uitgesplitst naar basis en specialistische GGZ stijgt de verklaringskracht met 0,05 procent. Nadere uitsplitsing van de specialistische GGZ naar hoogte van de zorgkosten levert een verbetering van 0,06 procent.³³ Vanwege de beperkte verbetering van het model, wordt voor model 2018 de indicator voor gebruik van GGZ-zorg niet aangepast.

Tabel 5.12 Beperkte verbetering door nadere uitsplitsing van GGZ-gebruik

	Basismodel	Indicatoren voor basis en specialistische GGZ	Indicatoren voor basis en specialistische GGZ, naar hoogte zorgkosten
GGZ in hh	0,8768***		
Basis-GGZ in hh		0,2593***	0,2595***
Specialistische GGZ in hh		0,9724***	
Specialistische GGZ tot € 4500 in hh			0,9223***
Specialistische GGZ boven € 4500 in hh			1,1205***
Zorgkosten boven € 50.000 in hh	0,3234***	0,2846***	
Zorgkosten boven € 50.000 in hh (excl specialistische GGZ)			0,4322***
AIC	1.621.373	1.620.528	1.620.348
Procentuele verschil tov basismodel		-0,05%	-0,06%
BIC	1.622.184	1.621.353	1.621.187
Procentuele verschil tov basismodel		-0,05%	-0,06%
GGAA	60,1	59,8	59,8

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel laat de coëfficiënt-schattingen voor de extra indicatoren en de verklaringskracht zien. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel. De modelaanpassingen zijn telkens ten opzichte van de specificatie van het basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.9 in Bijlage C.

5.5 Arbeidsongeschiktheid en Wajong

Mensen met een arbeidsongeschiktheidsuitkering hebben meestal geen recht op bijstand. In verdeelmodel 2017 zijn kenmerken opgenomen voor personen met een AO-uitkering. Hierbij is onderscheid gemaakt naar de mate van arbeidsongeschiktheid van de persoon (15 tot 80 procent of 80 tot 100 procent). Er is echter geen onderscheid gemaakt naar het type AO-uitkering. Mogelijk is dat onderscheid wel relevant. De verwachting is dat bijstand minder vaak wordt verleend als aanvulling op een Wajonguitkering dan op een andere AO-uitkering.

³³ Het kenmerk zorgkosten boven de € 50.000 is hierbij opnieuw berekend, omdat GGZ-kosten hier onderdeel van uitmaken. De GGZ-kosten zijn nu uitgesloten voor deze indicator.

Tabel 5.13 Bijstandskans Wajongers 80-100% licht overschat, andere AO-uitkeringen licht onderschat

	Aantal hh	Bijstandskans		Fractie bijstand	
		werkelijk	voorspeld	werkelijk	voorspeld
AO-uitkering 15-80% in hh	128.133	1,7%	1,6%	1,8%	1,6%
AO-uitkering 80%-100% in hh	566.449	2,8%	2,6%	2,8%	2,6%
Wajonguitkering 15-80% in hh	4.395	1,9%	1,2%	1,8%	1,2%
Wajonguitkering 80%-100% in hh	213.553	1,4%	1,8%	1,4%	1,9%
AO-uitkering (excl Wajong) 15-80% in hh	123.754	1,7%	1,6%	1,8%	1,7%
AO-uitkering (excl Wajong) 80%-100% in hh	355.954	3,6%	3,0%	3,7%	3,1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel illustreert de voorspelde kans met het basiskansmodel. De voorspelde fractie is op basis van een fractional logit model met dezelfde verklarende variabelen als in het basiskansmodel.

Tabel 5.13 toont de voorspelde en feitelijke bijstandskans voor de verschillende typen AO-uitkeringen. Er is in het huidige model sprake van een lichte overschatting van de bijstandskans voor Wajongers 80-100 procent. De groep Wajong 15-80 procent is relatief klein, omdat een deel van hen is aangewezen als toekomstige nieuwe doelgroep en dus in het verdeelmodel meetelt als bijstandsontvanger en niet als Wajongere. Mensen met een AO-uitkering anders dan Wajong hebben juist iets vaker een (aanvullende) bijstandsuitkering dan verwacht op basis van het model.

Tabel 5.14 Beperkte verbeteringen door nadere uitsplitsing AO-uitkeringen

	Basismodel	Indicatoren voor Wajong en AO excl Wajong
AO-uitkering 15-80% in hh	-3,4211***	
AO-uitkering 80%-100% in hh	-3,9438***	
Wajonguitkering 15-80% in hh		-3,0009***
Wajonguitkering 80%-100% in hh		-4,7487***
AO-uitkering (excl Wajong) 15-80% in hh		-3,4291***
AO-uitkering (excl Wajong) 80%-100% in hh		-3,7022***
AIC	1.621.373	1.619.770
Procentuele verschil tov basismodel		-0,10%
BIC	1.622.184	1.620.609
Procentuele verschil tov basismodel		-0,10%
GGAA	60,1	60,4

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De tabel laat de coëfficiënt-schattingen voor de extra indicatoren en de verklarende kracht zien. Het basismodel is het kansmodel (logit) zonder regionaal klantenpotentieel. De modelaanpassingen zijn telkens ten opzichte van de specificatie van het basismodel. De volledige tabel met schattingsresultaten is opgenomen in Tabel C.9 in Bijlage C.

Het nader onderscheiden van Wajonguitkeringen geeft een beperkte modelverbetering (Tabel 5.14). De tekens zijn zoals verwacht. Het hebben van een arbeidsongeschiktheidsuitkering verlaagt de kans op bijstand. Dit effect is het sterkst voor huishoudens met een volledige Wajonguitkering. Onafgerond voldoet deze verfijning niet aan de gestelde eis van 0,1 procent afname van de AIC en BIC. Bovendien verslechteren de prestaties van het model op gemeenteniveau (de GGAA stijgt). De nadere uitsplitsing van AO-uitkeringen zal dus niet meegenomen worden in model 2018.

5.6 Intra- en semimurale instellingen

Instellingsbewoners worden in model 2017 geïdentificeerd op basis van gegevens van het CBS. Instellingsbewoners zijn mensen die bedrijfsmatig worden voorzien van huisvesting en dagelijkse levensbehoeften. Het CBS maakt hiervoor gebruik van de adresbewoning in de BRP en bepaalt jaarlijks welke adressen als adres van een instelling worden aangemerkt. De personen die op deze adressen zijn ingeschreven, worden vervolgens als instellingsbewoner gecategoriseerd.

In het verdeelmodel wordt aan deze instellingsbewoners een normbedrag voor zak- en kleedgeld toegekend. Gemeenten hebben echter aangegeven dat mensen in semimurale instellingen veelal zelf verantwoordelijk zijn voor het betalen van huur en voeding. Zij hebben dan recht op een volwaardige bijstandsuitkering en de gemeente krijgt in dat geval niet voldoende geld vanuit het verdeelmodel. Mogelijk is het dan nodig om nader onderscheid te maken tussen intramurale en semimurale instellingen. Allereerst is nagegaan of het nodig is om dat onderscheid te maken. Daarna worden de mogelijkheden besproken.

5.6.1 Onderscheid noodzakelijk?

De vraag rijst daarbij of dit door de gemeente beïnvloedbaar beleid is. Volgens het afwegingskader mag een indicator niet (op korte termijn) te beïnvloeden zijn door lokaal beleid. Mensen kunnen op basis van een Wmo-indicatie gebruik maken van bijvoorbeeld beschermd semimuraal wonen. Zowel de bijstand als de Wmo vallen onder verantwoordelijkheid van de gemeente en zijn daarmee door de gemeente beïnvloedbaar beleid. De bijstandsnorm hangt af van de vraag of de klant wel of geen huur betaalt. De essentie is dus of de gemeente op deze vraag invloed kan uitoefenen. Het is dan van belang hoe de middelen voor de Wmo over gemeenten worden verdeeld. Als het Wmo-verdeelmodel veronderstelt dat gemeenten huur vragen aan de bewoners, dan is de gemeentelijke invloed redelijkerwijs beperkt. Een gemeente kan er dan wel voor kiezen om geen huur te vragen, maar dan ontstaat er een tekort op de Wmo-middelen.

Per 1 januari 2015 zijn budgetten uit AWBZ overgeheveld naar gemeenten het haar hier onder andere om budget dat samenhangt met de functie beschermd wonen en maatschappelijke opvang. Voor budgetjaar 2016 werd €1,4 miljard voor beschermd wonen overgeheveld. Dit bedrag is verdeeld over de centrumgemeenten, zie AEF (2014). Het macrobudget voor beschermd wonen is gebaseerd op de gerealiseerde uitgaven AWBZ 2013. Er is hierbij geen sprake geweest van een budgettaire korting.³⁴ Dit betekent dat in het macrobudget voor beschermd wonen in principe niets is veranderd ten opzichte van de situatie ten tijde van de AWBZ. Bewoners van AWBZ-instellingen betaalden geen huur.³⁵ Het ligt dan voor de hand om het normbedrag voor zak- en kleedgeld te hanteren. Uiteraard kan het zo zijn dat het budget dat gemeenten ontvangen voor Wmo niet toereikend is en dat daarom huur gevraagd moet worden van bewoners. Dit zou dan gerepareerd moeten worden in het macrobudget en verdeelmodel voor de Wmo.

³⁴ Zie: Bijlage 1: technische toelichting budget Wmo 2015 op https://www.eerstekamer.nl/oveOrig/20140529/technische_toelichting_budget_wmo/document, geraadpleegd op 27 april 2017.

³⁵ Bewoners betaalden wel een eigen bijdrage; een zogenaamde lage of hoge eigen bijdrage o.a. afhankelijk van inkomen en vermogen. Ook onder de Wmo betalen mensen een eigen bijdrage voor beschermd wonen, zie <https://www.regelhulp.nl/bladeren//artikel/beschermd-wonen/> van de Rijksoverheid.

5.6.2 Onderscheid mogelijk?

Een tweede vraag is of een onderscheid naar intra- en semimurale instellingen mogelijk is. Het CBS heeft de beschikking over een nadere uitsplitsing van het begrip instellingsbewoner. Het gaat om de volgende uitsplitsing:

1. Verzorgings- en verpleeghuizen
Als verzorgingshuis is gedefinieerd “permanente wooneenheden ter beschikking gesteld aan bejaarden waarbij naast het verstrekken van maaltijden, het verrichten van schoonmaakdiensten en het eventueel beheren van een alarmsysteem, de persoonlijke begeleiding van de bewoners een wezenlijk onderdeel van de zorg vormt.”. Verpleeghuizen worden gedefinieerd als inrichtingen voor langdurige verpleging.
2. Overige zorginstellingen
Onder overige zorginstellingen vallen psychiatrisch ziekenhuizen, inrichtingen voor verstandelijk gehandicapten en woonvormen voor zintuiglijk gehandicapten, gezinsvervangende tehuizen, jeugdinternaten en opvangcentra voor volwassenen.
3. Overige instellingen
Opleidingsinternaten en opleidingsscholen voor politie en krijgsmacht, kloosters, penitentiaire inrichtingen, huizen van bewaring en Tbs-klinieken en (sinds 1 januari 2014) bewoners van asielzoekerscentra worden gecategoriseerd als bewoners van overige instellingen.

Op basis van cijfers van het CBS over 2015 is te zien dat verreweg de meeste instellingsbewoners in de eerste twee typen instellingen wonen, dus verpleeg- en verzorgingshuizen of overige zorginstellingen.³⁶ 96 procent van de instellingsbewoners in een verzorgings- en verpleeghuis zijn 65 jaar of ouder. Deze mensen vallen buiten de doelpopulatie van de bijstand. Het grootste deel van de instellingsbewoners in het analysebestand vallen dus in de categorie overige zorginstelling. Op basis van deze classificatie kunnen intramurale en semimurale instellingen daarom niet verder uitgesplitst worden. Deze instellingen behoren beide tot de tweede categorie.

Een alternatief is om instellingsbewoners die gebruik maken van zorg in het kader van de Wet langdurige zorg (WLZ) aan te merken als intramurale bewoners. De WLZ heeft per 1 januari 2015 de AWBZ vervangen. Op dit moment zijn echter nog geen gegevens over zorggebruik in de WLZ beschikbaar. Voor model 2018 is dat daarnaast nog geen optie omdat het peilmoment 1 januari 2015 is. Doel van de hervorming was om mensen zo lang mogelijk thuis te laten wonen. De extra- en semimuralisering treedt dus pas na 1 januari 2015 op.

Er kan daarnaast voor gekozen worden om instellingsbewoners buiten het model om te verdelen. Dit gebeurt nu ook voor dak- en thuislozen. In dat geval krijgen gemeenten budget op basis van historische uitgaven. Dit betekent dat voor deze groep dan geen prikkelwerking geldt: lagere bijstandsafhankelijkheid leidt immers tot een lager budget. Voor bewoners van intramurale instellingen ligt dat meer voor de hand dan voor bewoners van semimurale instellingen. Voor de groep die permanent in een zorginstelling verblijft is de kans om weer aan het werk te gaan wellicht beperkt. Juist bij semimurale bewoners zijn er naar verwachting nog wel kansen op re-integratie. Daarom wordt voorgesteld om instellingsbewoners mee te nemen in het verdeelmodel, conform model 2017.

³⁶ Zie CBS, StatLine, Personen in institutionele huishoudens; geslacht en leeftijd, 1 januari. <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=82887NED&D1=5-8&D2=0&D3=0%2c97-116&D4=20&VW=T>

5.7 Corporatiewoningen

Model 2017 bevat een indicator corporatiewoning op huishoudniveau die dient als proxy voor woning met een lage huur. Bij voorkeur wordt deze factor verfijnd door informatie over huurprijzen toe te voegen. Naast corporatiewoningen kan een gemeente namelijk ook particuliere huurwoningen met een lage huur hebben, waarvoor met de indicator corporatiewoning niet wordt gecorrigeerd.

Een indicator voor woningen met lage huur vereist idealiter echter de beschikbaarheid van integrale gegevens over de hoogte van de huur van huurwoningen. Het CBS beschikt niet over zulke integrale huurgegevens. Er zijn drie alternatieven onderzocht:

1. Gegevens achter de Lokale Woon Monitor;
2. Gegevens die worden gebruikt in het onderzoek van Companen naar het huurbeleid van woningcorporaties;
3. Indicatoren op regioniveau.

5.7.1 Lokale Woon Monitor

De Lokale Woon Monitor is in opdracht van Aedes, G4, G32, de VNG en de Woonbond gebouwd door KING en ABF Research.³⁷ Deze monitor gebruikt cijfers van het CBS en het Waarborgfonds Sociale Woningbouw (WSW). Het bestand van het WSW bevat alle corporatiewoningen van corporaties die bij het WSW zijn aangesloten. Dat betreft het merendeel van de in totaal 363 corporaties in 2014: 11 corporaties zijn niet aangesloten.³⁸ De huur van particuliere huurwoningen wordt met dit databestand niet inzichtelijk. Voor de corporatiewoningen zijn gegevens beschikbaar over de huurprijs eind 2014. Ten behoeve van de Lokale Woon Monitor zijn de huren van huurwoningen gekoppeld aan de Basisregistratie Adressen en Gebouwen (BAG) die in het verdeelmodel ook wordt gebruikt om woningtype aan adressen en personen te koppelen. Deze koppeling van huurprijzen aan de BAG lukt voor 90 procent, maar de missende koppelingen zijn wel selectief: het betreft verblijfsobjecten waar meerdere verhuureenheden op geregistreerd staan, zoals studentencomplexen en woonzorgcomplexen (ABF Research, 2016).

Het is niet mogelijk gebleken om de gegevens van het Waarborgfonds Sociale Woningbouw voor de verfijning van verdeelmodel 2018 te gebruiken. Het WSW wilde geen toestemming verstrekken voor het gebruik van deze gegevens. De kwaliteit van de data is, zonder inzicht in de gegevens, moeilijk te beoordelen. Wel blijkt uit de documentatie dat ABF Research diverse bewerkingen op de brongegevens van de huurprijs heeft uitgevoerd om tot de kale bruto huur te komen (ABF Research, 2016). Tevens is de continuïteit in de beschikbaarheid van deze gegevens niet geborgd. Al met al biedt deze gegevensbron geen mogelijkheden voor de verdere verfijning van het verdeelmodel.

³⁷ <https://www.waarstaatjegemeente.nl/dashboard/Lokale-Monitor-Wonen--cgd9ejhjjcYtjc/>, geraadpleegd op 4 april 2017.

³⁸ CorpoData, open data 2014, geraadpleegd via <http://www.corpodata.nl/gegevensopvraag/opendata> op 4 april 2017.

5.7.2 Gegevens in het onderzoek naar huurbeleid van woningcorporaties

Het onderzoek naar het huurbeleid van woningcorporaties dat onderzoeksbureau Companen uitvoert, maakt gebruik van de CBS Huurenquête (Lijzenga & Boertien, 2015). De CBS Huurenquête kent sinds 2015 ook een integraal gedeelte, maar dat omvat nog slechts 350.000 huurwoningen van woningcorporaties. Daarnaast is een steekproef genomen van huurwoningen van overige verhuurders. Een voordeel hiervan is dat gegevens niet uitsluitend corporatiewoningen betreffen. De gegevens dekken voorsnog echter een te klein deel van alle huurwoningen om in het verdeelmodel te kunnen benutten.

5.7.3 Indicatoren op regioniveau

Op huishoudniveau is geen betere indicator beschikbaar dan de indicator voor corporatiewoningen die ook al in model 2017 is opgenomen. Om toch gegevens over huren in het model op te nemen, zou uitgeweken kunnen worden naar indicatoren op regioniveau. In de doorontwikkeling van model 2017 is ook al onderzocht of het aandeel woningen met een lage huur op gemeentenniveau opgenomen zou kunnen worden. Toen bleek dat deze factor niet beschikbaar was (Tempelman e. a., 2016). Ook nu geldt dat gegevens over lage huren uitsluitend op basis van enquête-onderzoek beschikbaar zijn: de CBS Huurenquête en WoON. Voor WoON 2015 zijn in totaal 63.000 personen ondervraagd. In de rapportage van dit onderzoek worden ook uitsplitsingen naar gemeenten gemaakt (Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties, 2016). Het WoON-onderzoek wordt echter eens in de drie jaar uitgevoerd en biedt daarom niet jaarlijks actuele gegevens. Bovendien is onduidelijk in hoeverre het WoON-onderzoek voor alle gemeenten een betrouwbaar beeld oplevert.³⁹

Verfijning van verdeelmodel 2018 met gegevens over de huurprijzen van huurwoningen is op basis van deze drie alternatieven niet mogelijk.

5.8 Gevestigde zelfstandigen

De BBZ-uitkeringen die gevestigde zelfstandigen ontvangen worden niet betaald uit het macro-budget voor de Participatiewet. Deze uitkeringen dienen daarom uit het analysebestand voor het bijstandsverdeelmodel gefilterd te worden. In verdeelmodel 2017 zijn gevestigde zelfstandigen geïdentificeerd door CBS-gegevens van personen met inkomsten uit eigen onderneming te gebruiken.⁴⁰ Indien een persoon zowel in 2013 als 2014 in deze registratie voorkomt, wordt een persoon voor de bijstand op 5 januari 2014 als gevestigd zelfstandige gezien.

De gegevens over zelfstandigen komen met vertraging beschikbaar, wat vooral bij de actualisatie van het model een nadeel is omdat dan met oudere gegevens gewerkt moet worden. Het CBS-microdatabestand over bijstandsuitkeringen bevat ook informatie over de nadere classificatie van

³⁹ Oversampling in de WoON-steekproef wordt optioneel aangeboden voor gemeenten (<https://www.woon-onderzoek.nl/content/woon-oversampling-2018>, geraadpleegd op 12 april 2017). Daarmee lijken niet voor alle gemeenten representatieve cijfers beschikbaar te worden.

⁴⁰ ZELFSTANDIGENTAB

BBZ-aanvragers.⁴¹ Er worden beginnende, oudere, beëindigende en overige zelfstandigen onderscheiden. Dit bestand komt sneller beschikbaar en is mogelijk ook geschikt om gevestigde zelfstandigen mee te bepalen. Voorwaarde voor het gebruik van deze bestanden is dat alle personen die BBZ ontvangen ook daadwerkelijk in deze bestanden geregistreerd staan. Dit is echter niet het geval, van de personen die in januari 2015 BBZ ontving zit 23 procent niet in de bestanden. Dat betekent dat op basis van deze gegevensbron een omvangrijk deel van de BBZ-ontvangers niet geclassificeerd kan worden als startende of gevestigde zelfstandige. Het is daarom beter om gevestigde zelfstandigen volgens de methode voor verdeelmodel 2017 te blijven identificeren.

5.9 Conclusies

Er is onderzocht of bestaande indicatoren in model 2017 nader verfijnd moeten worden, bijvoorbeeld omdat een andere operationalisatie beter aansluit bij de bijstandskans van een huishouden. Omdat het om factoren gaat die al in het model zitten, zijn de verfijningen niet opnieuw langs het afwegingskader gelegd. Tabel 5.15 bevat de verfijningen die de verklaringskracht van het model verbeteren en dus in het model dienen te worden doorgevoerd.

Tabel 5.15 De volgende verfijningen worden doorgevoerd in model 2018

Migratieachtergrond van het huishouden

- Verdere uitsplitsing van Eritrese & Somalische, Chinese, Indiase, Iranese en voormalig Sovjet-Unie migratieachtergrond

Buurt waar werken niet de norm is

- Aandeel inwoners in 6-positie-postcodegebied waar werken niet de norm is
-

Bron: SEO Economisch Onderzoek.

⁴¹ BIJSTANDUITKERINGTAB

6 Voorkeursmodel 2018

Het voorkeursmodel 2018, waarin geselecteerde verfijningen worden gecombineerd, heeft een verbeterde verklaringskracht ten opzichte van model 2017. De herverdeel-effecten en modelafwijkingen liggen gemiddeld iets lager met dit voorkeursmodel 2018.

De nieuwe indicatoren en verfijningen van bestaande indicatoren die leiden tot een verbetering van de verklaringskracht van het model worden samengevoegd in een voorstel voor model 2018. Tabel 6.1 bevat een overzicht van de indicatoren in dit voorgestelde model. De nieuwe en verfijnde indicatoren zijn cursief weergegeven. De onderzoekers hebben daarbij een voorkeur voor het model dat de kans op bijstand begin januari schat en niet een model dat uitgaat van een fractie bijstand.

Tabel 6.1 Voorstel voor model 2018

Geen recht	Aanbodkant
Vermogen en overwaarde woning	Alleenstaande
<i>AO-, WW-, ANW-uitkering, Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering en pensioenuitkering</i>	Eenouder-moeder naar leeftijd jongste kind
Student	Eenouder-vader naar leeftijd jongste kind
	Paar zonder kinderen
Vraagkant	Paar naar leeftijd jongste kind
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Instellingsbewoner, overig huishouden, thuiswonend meerderjarig kind
Aandeel werkend onder zijn niveau in gemeente	Opsplitsing naar leeftijdsgroepen
Aandeel studenten in gemeente	Corporatiewoning <i>en standplaats</i>
Aandeel WW'ers in de beroepsbevolking in gemeente	<i>Gedetailleerde opsplitsing</i> naar herkomst ((niet-)westerse migratieachtergrond)
	Human Capital Index
Buurteffecten	Zorgkosten, medicijngebruik
Aandeel van de beroepsbevolking in een buurt waar werken niet de norm is <i>op basis van 6-positie postcodeniveau</i>	Aandeel laagstopgeleiden in gemeente
Overlast en onveiligheid in de buurt	<i>Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh</i>
	<i>Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh</i>
	<i>HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh</i>
	<i>(V)SO/PrO onderwijs gevolgd in hh</i>

Bron: SEO Economisch Onderzoek.

6.1 Schattingsresultaten

De verfijningen zijn gezamenlijk getoetst in het voorkeursmodel 2018. De schattingsresultaten van dit voorkeursmodel zijn opgenomen in Tabel 6.2. De tabel laat allereerst zien dat het schatten van model 2017 op data met peildatum januari 2015 tot beperkte verschuivingen leidt, zoals ook al

bleek uit de stabiliteitsanalyse in hoofdstuk 2. Voor instellingsbewoners is de bijstandskans niet langer significant hoger en voor bepaalde migratieachtergronden neemt het gewicht toe. Wanneer alle verfijningen gelijktijdig in het model worden opgenomen zien we significante verbanden tussen de nieuwe kenmerken en de kans op bijstand. De aanvullende kenmerken voor niet-rechthebbenden hebben een negatieve relatie met kans op bijstand. De geschatte coëfficiënt op de indicator voor standplaatsen laat zien dat huishoudens woonachtig op een standplaats een significante hogere bijstandskans hebben ten opzichte van huishoudens in een koopwoning of particuliere huurwoning. De omvang van de coëfficiënt is vergelijkbaar met de geschatte invloed van de indicator corporatiewoning. Huishoudens met personen die voortgezet speciaal onderwijs of praktijkonderwijs hebben gevolgd, hebben een significant hogere bijstandskans. Tot slot tonen de kruistermen voor stapeling van problematiek dat ook een combinatie van risicofactoren in het huishouden tot een significante hogere bijstandskans leidt.

Tabel 6.2 Coëfficiëntschattingen voorkeursmodel 2018

Kans op bijstand in huishouden	Model 2017 Peildatum jan 2014	Model 2017 Peildatum jan 2015	Voorkeursmo- del 2018
Niet-rechthebbenden			
Alleenstaande, vermogen boven €5.000	-2,1233***	-2,0778***	-2,0553***
Alleenstaande, vermogen tot €5.000, overwaarde boven €50.000	-0,8402***	-0,8496***	-0,7280***
Paar, vermogen boven €10.000	-1,6061***	-1,5777***	-1,5528***
Paar, vermogen tot €10.000, overwaarde boven €50.000	-0,6819***	-0,6122***	-0,5484***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4281***	-1,4731***	-1,5006***
WW-uitkering in huishouden	-0,9488***	-0,9459***	-0,9853***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4278***	-3,4213***	-3,6075***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9557***	-3,9438***	-4,2156***
ANW-uitkering in huishouden	Nvt	Nvt	-4,8745***
Ziektewetuitkering, wachtgeld of overige uitkering in huishouden	Nvt	Nvt	-1,6595***
Pensioenuitkering in huishouden	Nvt	Nvt	-0,6189***
Aanbodkant			
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9942***	0,9885***	1,0180***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5733***	0,5272***	0,5475***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2926***	0,2151***	0,2560***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,1829***	-0,2056***	-0,1436***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0202	0,0619	0,0893
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0097	-0,0100	0,0623
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4008***	-0,4084***	-0,3699***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8301***	-0,8600***	-0,9326***
Paar, jongste kind 18-	-1,1244***	-1,0611***	-1,1482***
Paar, jongste kind 18+	-1,4276***	-1,4067***	-1,5782***
Paar zonder kinderen	-1,0326***	-0,9835***	-1,0833***
Instellingsbewoner	0,2583**	0,1637	0,0584
Overig huishouden	0,4131***	0,4494***	0,4304***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,3488***	-0,4279***	-0,4795***

Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,9186***	0,7558***	0,9111***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,4429***	1,1146***	1,3878***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,8518***	1,5071***	1,7810***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	2,0691***	1,7236***	1,9878***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	2,3233***	1,9950***	2,3676***
Corporatiewoning	1,4674***	1,4804***	1,5194***
Standplaats	Nvt	Nvt	1,6568***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2130***	0,2007***	0,1843***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4459***	0,4573***	0,3703***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5397***	0,5789***	0,4818***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6195***	0,6741***	Nvt
Migratieachtergrond (overig Afrika, excl. Eritrea) in hh	Nvt	Nvt	0,5629***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4715***	0,4772***	0,4832***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	-0,0130	0,0929***	0,0009
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6080***	1,6346***	Nvt
Migratieachtergrond (Somalië of Eritrea) in hh	Nvt	Nvt	1,6191***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0244***	1,0209***	0,9820***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,2615***	1,1921***	1,1363***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,1599***	1,3902***	1,4233***
Migratieachtergrond (Iranees) in hh	Nvt	Nvt	0,7939***
Migratieachtergrond (Chinees) in hh	Nvt	Nvt	-0,2954***
Migratieachtergrond (Indiaas) in hh	Nvt	Nvt	-0,6959***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1769***	0,1916***	Nvt
Migratieachtergrond (Overig niet-westers excl. Iran, China en India) in hh	Nvt	Nvt	0,1205***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,5557***	0,4743***	0,5002***
Migratieachtergrond (voormalig Sovjet-Unie) in hh	Nvt	Nvt	0,3095***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,3274***	-0,3042***	Nvt
Migratieachtergrond (Overig westers, excl. voormalig Sovjet-Unie) in hh	Nvt	Nvt	-0,3734***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	0,6353***	1,3403***	1,1989***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-2,1329***	-1,4137***	-1,3966***
(V)SO/PrO in huishouden	Nvt	Nvt	1,4320***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,4421	-0,0656	0,1096
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,3112***	0,3239***	0,3904***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8159***	0,8758***	0,7038***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4712***	0,4541***	0,3826***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3677***	0,3832***	0,3040***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,5869***	0,6231***	0,5635***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3509***	0,3647***	0,0903***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4787***	0,4822***	0,2717***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5876***	0,5912***	0,4533***

Regionaal klantenpotentieel	0,0943***	0,0844***	Nvt
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	Nvt	Nvt	0,1318***
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	Nvt	Nvt	0,1399***
HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	Nvt	Nvt	0,6306***
Vraagkant			
Werken onder niveau in gemeente	1,8402***	1,6703***	1,9894***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	-0,1658	-0,4838	-0,1635
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	8,2179***	7,8377***	10,1257***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-6,2955***	-5,7695***	-5,4135***
Buurteffecten			
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,3459***	0,3648***	Nvt
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. 6-ppc gebieden	Nvt	Nvt	0,8045***
Overlast in de buurt	1,0166***	1,0999***	1,3014***
Constante	-0,5946	-1,2639***	-2,0458***
N	6.886.313	6.928.396	6.928.396

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Ten opzichte van basismodel 2018, dat wil zeggen de specificatie van model 2017 zonder regionaal klantenpotentieel geschat op peildatum januari 2015, verbetert de verklaringskracht: de AIC en BIC dalen beide met 3,4 procent. Tabel 6.3 laat dit zien.

Tabel 6.3 De verfijningen verbeteren de verklaringskracht van het model

	Basismodel 2018	Voorkeursmodel 2018
AIC	1.621.373	1.566.044
Procentuele verschil tov basismodel		-3,41%
BIC	1.622.184	1.567.020
Procentuele verschil tov basismodel		-3,40%
Loglikelihood	-810.627	-782.951
GGAA	60,1	58,3
N	6.928.396	6.928.396

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

6.2 Prijscomponent

Het toegekende budget van een gemeente volgt vervolgens door de voorspelde bijstandskans te vermenigvuldigen met het bijbehorende normbedrag voor dat huishouden en deze bedragen op te tellen over alle huishoudens in de gemeente. Dit is de zogenaamde prijscomponent in het model.

Het toegekende normbedrag betreft het wettelijke normbedrag en hangt af van de huishoudsamenstelling (bijvoorbeeld alleenstaande en paren ontvangen een ander normbedrag) en de kostendelersnorm.⁴² Het gaat om bruto jaarbedragen voor de bijstand zoals die gelden per 1 januari 2017.

Uit onderzoek naar de uitschieters van het bijstandsverdeelmodel 2017 is gebleken dat er verschillende gemeenten zijn waarvoor het verdeelmodel het totaal aantal huishoudens dat afhankelijk is van een bijstandsuitkering goed voorspelt, terwijl die toch een financieel tekort hebben op het bijstandsbudget. Dat komt omdat die gemeenten een hogere gemiddelde uitkering verstrekken dan verwacht op basis van de normbedragen die voor de budgetbepaling worden gehanteerd, zie Marlet e.a. (2017). Het onderzoek is vervolgens nagegaan of dat een beleidskeuze is of dat hier andere factoren aan ten grondslag liggen. De prijsverschillen bleken statistisch significant samen te hangen met verschillen in beleid en uitvoering. Met name de mate waarin gemeenten erin slagen om bijstandsgerechtigden in deeltijd te laten werken is daarop van invloed; gemeenten die deeltijdwerk stimuleren komen over het algemeen minder geld tekort op hun bijstandsbudget. Vervolgens bleek een aantal beleidsaspecten significant samen te hangen met het aandeel deeltijdwerk. Het onderzoek heeft geen aanwijzingen opgeleverd dat objectieve verschillen aan de vraagkant van de arbeidsmarkt van invloed zijn op het aandeel deeltijdwerk in een gemeente. Er is op basis van dit onderzoek geen aanwijzing gevonden dat de prijscomponent moet worden aangepast. Voor het bijstandsverdeelmodel 2018 wordt daarom uitgegaan van de wettelijke gehanteerde normbedragen.

6.3 Plausibiliteitsanalyse

De herverdeeleffecten van het voorkeursmodel 2018 liggen gemiddeld iets lager dan die van model 2017, zie Tabel 6.4. De verschuiving is met name aanwezig voor gemeenten met 50.000 tot 100.000 inwoners en voor de G4-gemeenten. Voor de gemeenten met 100.000 tot 250.000 inwoners neemt het gemiddelde herverdeeleffect iets toe. Het totaal aantal gemeenten met een negatief herverdeeleffect neemt af van 97 voor model 2017 tot 86 met voorkeursmodel 2018.

⁴² Volgens de kostendelersnorm ontvangen personen die een woning delen met volwassenen van 21 jaar of ouder een lager normbedrag per persoon, omdat zij de woonkosten kunnen delen.

Tabel 6.4 Herverdeeeffecten dalen licht met voorkeursmodel 2018

Herverdeeeffecten Objectief budgetaandeel versus uitgavenaandeel 2014/2015	Model 2017 Peildatum januari 2014					Voorkeursmodel 2018 Peildatum januari 2015				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 102/99)	14,0	-34,5	48,4	28	74	13,7	-32,4	57,5	23	76
25.000 – 50.000 inw (n = 141/142)	12,6	-14,1	51,1	39	102	12,6	-20,0	54,7	34	108
50.000 – 100.000 inw (n = 44/45)	9,0	-16,8	35,0	12	32	7,4	-13,7	36,1	11	34
100.000 – 250.000 inw (n = 26/27)	5,5	-9,6	24,7	14	12	6,0	-14,4	19,0	14	13
minstens 250.000 inw (n = 4/4)	9,4	-13,1	-5,2	4	0	7,9	-10,8	-4,5	4	0
Totaal (n = 317/317)	11,9	-34,5	51,1	97	220	11,6	-32,4	57,5	86	231
Gewogen naar inwonertal	9,8	-34,5	51,1	97	220	9,3	-32,4	57,5	86	231
Gewogen naar uitgavenaandeel	8,2	-34,5	51,1	97	220	7,8	-32,4	57,5	86	231

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners) van het jaar 2014 respectievelijk 2015. In de eerste kolom staan de bijbehorende aantallen voor beide jaren (2014/2015). Budgetaandelen worden bepaald aan de hand van het objectieve budget dat uit het model volgt. Dat geldt ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden gebudgetteerd, er is dus nog geen rekening gehouden met de historische component. Model 2017 is met regionaal klantenpotentieel, voorkeursmodel 2018 is zonder regionaal klantenpotentieel.

Tabel 6.5 Modelafwijking neemt gemiddeld iets af in omvang

Afwijking voorspeld en wer- kelijk aantal huishoudens met bijstand	Model 2017 Peildatum jan 2014					Voorkeursmodel 2018 Peildatum jan 2015				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 102/99)	10,0	-39,2	46,8	60	42	9,2	-36,1	51,9	50	49
25.000 – 50.000 inw (n = 141/142)	8,9	-24,4	40,1	69	72	8,8	-23,0	45,0	67	75
50.000 – 100.000 inw (n = 44/45)	6,4	-15,0	31,3	14	30	5,3	-15,4	33,7	18	27
100.000 – 250.000 inw (n = 26/27)	5,1	-7,9	25,0	11	15	5,5	-11,6	20,5	14	13
minstens 250.000 inw (n = 4/4)	3,7	-8,1	1,1	2	2	2,8	-5,0	1,5	3	1
Totaal (n = 317/317)	8,5	-39,2	46,8	156	161	8,1	-36,1	51,9	152	165
Gewogen naar inwonertal	6,7	-39,2	46,8	156	161	6,4	-36,1	51,9	152	165
Gewogen naar uitgavenaandeel	5,2	-39,2	46,8	156	161	5,1	-36,1	51,9	152	165

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners – gemeentelijke indeling 2014/2015). De modelafwijking is de afwijking tussen voorspelde en werkelijke aantallen bijstandshuishoudens. De kolom 'gem' bevat gemiddelden van de absolute procentuele afwijkingen.

De afwijking tussen voorspelde en werkelijke aantallen bijstandshuishoudens (modelafwijking) neemt ook iets af. Tabel 6.5 laat allereerst zien dat de gemiddelde modelafwijking licht daalt, net als het aantal gemeenten met een negatieve modelafwijking. De procentuele afwijking tussen voorspeld en werkelijk aantal huishoudens in de bijstand daalt met name voor de G4 en gemeenten met 50.000 tot 100.000 inwoners. Gemeenten met 100.000 tot 250.000 inwoners hebben met het voorkeursmodel 2018 juist een iets grotere gemiddelde modelafwijking.

Tabel 6.6 brengt in kaart in welke mate de modelafwijkingen voor individuele gemeenten verschuiven tussen model 2017 en voorkeursmodel 2018.⁴³ 189 van de 311 gemeenten wisselen niet van klasse van de procentuele modelafwijkingen. 91 gemeenten schuiven 1 categorie omhoog of omlaag. Van de 31 gemeenten die grotere verschuivingen kennen is 81 procent een gemeente met minder dan 40.000 inwoners.⁴⁴

Voor 30 gemeenten geldt dat zij met model 2017 een positieve modelafwijking hadden, terwijl dat met voorkeursmodel 2018 negatief is. 11 van deze gemeenten zaten in 2014 dichtbij een afwijking van 0 procent (maximaal 1 procentpunt afwijking) of hebben in 2015 een afwijking die net onder nul komt. Andersom geldt dat 35 gemeenten een negatieve modelafwijking hebben op basis van model 2017, maar op basis van voorkeursmodel een positieve afwijking hebben. Van deze 35 gemeenten zitten er 14 dichtbij een modelafwijking van 0 procent (ofwel met model 2017, ofwel met voorkeursmodel 2018).

Tabel 6.6 Beperkte verschuiving in modelafwijking tussen model 2017 en 2018

		Modelafwijking voorkeursmodel 2018			
		minstens -5%	-5% tot 0%	0% tot 5%	Meer dan 5%
Modelafwijking model 2017	minstens -5%	67	20	8	1
	-5% tot 0%	10	22	15	11
	0% tot 5%	5	19	27	10
	Meer dan 5%	1	5	17	73

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS microdata. De cijfers zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten in zowel 2014 als 2015 (gemeenten met minstens 15.000 inwoners). Gemeenten waarbij een herindeling heeft plaatsgevonden zijn buiten beschouwing gelaten. De modelafwijking is de afwijking tussen voorspelde en werkelijke aantallen bijstandshuishoudens.

Tot slot kan gekeken worden naar verschuivingen bij de uitschieters in termen van modelafwijking. Het gaat hier om de tien gemeenten met de meest negatieve afwijkingen en de tien gemeenten met de meest positieve afwijkingen. Hierbij wordt gekeken naar gemeenten met meer dan 40.000 inwoners. Er zijn zes gemeenten die zowel bij een model 2017 als voorkeursmodel 2018 in de top tien met meest negatieve afwijkingen terechtkomen. Van de vier gemeenten die met model 2017 wel in de lijst staan maar er met voorkeursmodel 2018 uitvallen, komen er drie op plek 11, 20 en 22 uit en één eindigt op plek 47. In deze laatste gemeente is de bijstandspopulatie in deze periode nauwelijks in omvang gegroeid, wat de betere uitkomst kan verklaren. Van de vier gemeenten die met voorkeursmodel 2018 wel in de lijst staan maar niet met model 2017, stonden er drie in 2014 in de top 30 (plek 14, 23 en 27) en één op plek 40.

Voor de gemeenten met de meest positieve afwijking geldt dat zeven gemeenten zowel met model 2017 als met voorkeursmodel 2018 in de lijst voorkomen. De drie gemeenten die met model 2017 wel in de lijst stonden maar met voorkeursmodel 2018 uit de lijst gaan, staan met voorkeursmodel 2018 op plek 11, 14 en 18. De drie nieuwkomers met voorkeursmodel 2018 komen van plek 18, 38 en 47. De groei van de bijstandspopulatie is in de laatste twee gemeenten beperkt.

⁴³ Deze tabel is gebaseerd op 311 gemeenten. Dit zijn de gemeenten die zowel in 2014 als in 2015 gebudgetteerd werden en geen gemeentelijke herindeling hebben ondervonden.

⁴⁴ In totaal zijn er 111 gemeenten met meer dan 40.000 inwoners.

Literatuur

- ABF Research (2016). Onderzoeksdocumentatie Lokale Monitor Wonen. In opdracht van KING/VNG.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2016). Jaarrapport Integratie 2016. Den Haag: CBS
- Blijie, B., Gopal, K., Steijvers, R. & Faessen, W. (2016). Wonen in beweging, publicatienummer 91253, Den Haag: Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties en ABF Research.
- Hilbers, P. & Vries, M. de (2016). Na de WW in de bijstand. De doorstroom van WW naar bijstand per gemeente, prognose tot 2017. Amsterdam: UWV.
- Lijzenga, J. & Boertien, D. (2015). Analyse van het huurbeleid van verhuurders 2015. Arnhem: Companen.
- Marlet, G., Ponds, R., van Woerkens, C. & Zwart, R. (2016b). Individuele en regionale ongelijkheid. Verklaringen voor individuele en regionale verschillen in de kans op bijstand, Utrecht: Atlas voor gemeenten.
- Marlet, G., van Woerkens, C., Zwart, R., Garretsen, H., Stoker, J., Veenstra, J., Tempelman, C., Vriend, S., & Kroon, L. (2017). Van budget naar besteding. Verklaringen voor tekorten en overschotten op het gemeentelijke bijstandsbudget.
- Non, M. (2016). Op eigen benen? Samenhang van jeugdzorg met het gebruik van WMO-zorg en inkomensondersteuning vanaf het achttiende levensjaar. Notitie 12 juni 2016. Den Haag: CPB.
- Snel, N., & van Wensveen, D. (2011). Het eerste jaar nieuwe Wajong: kwantitatief onderzoek onder Wajongers ten behoeve van de monitor nieuwe Wajong. Amsterdam: TNS-NIPO
- Tempelman, C., Lammers, M., Vriend, S & Smits, T. (2016a). Verdeelmodel inkomensdeel Participatiewet, SEO-rapport 2016-48, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Tempelman, C., Vriend, S. & Smits, T. (2016b). Actualisatie gegevens verdeelmodel Participatiewet 2017, Amsterdam: SEO.

Bijlage A Aanpassing huishoudensdefinitie

Bij het samenstellen van het analysebestand voor model 2017 bleek een aantal inconsistente huishoudens te bestaan. Zo komt het voor dat personen in één huishouden op verschillende adressen wonen of een verschillend huishoudtype hebben. Ook zijn er paren die meer dan twee partners hebben, enzovoorts. In het bestand met peildatum januari 2014 gaat het om ongeveer 1.000 huishoudens. Deze huishoudens zijn niet evenredig over gemeenten verdeeld.

In overleg met CBS bleek identificatie van huishoudens met het huishoudnummer in de microdatatabestanden geen volledig unieke identificatie van een huishouden te geven. In plaats daarvan moet een huishouden worden geïdentificeerd op basis van zowel de aanvangsdatum als het huishoudnummer. Welke inconsistenties hiermee worden opgelost hebben we in het bestand met peildatum januari 2015 geanalyseerd. Het merendeel van de inconsistenties kan op deze manier worden opgelost, zie Tabel A.1. Het type inconsistentie dat met name resteert is personen die wonen bij iemand die adreslozenbijstand ontvangt. Voor een groot deel betreft het hier kinderen, die meestal niet tot de doelpopulatie behoren. Wanneer de methode van model 2017 wordt doorgetrokken (vóór correctie in de tabel), behoort het merendeel van de personen met inconsistenties tot de doelpopulatie. De nieuwe identificatiemethode van huishoudens maakt dat minder dan de helft van de resterende personen met inconsistenties in het huishouden nog tot de doelpopulatie behoort.

Tabel A.1 Merendeel van de inconsistenties opgelost

	Vóór correctie	Na correctie
Type inconsistenties	# personen	# personen
inconsistent type hh	5.077	0
meerdere referentiepersonen, inconsistent vermogen/overwaarde	2.158	0
personen met een adres bij iemand met adreslozen-bijstand	574	497
overige inconsistenties	902	186
# personen met inconsistenties	8.711	683
waarvan behorend tot doelpopulatie	5.916	228
# hh met inconsistenties	800	356

Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van bewerkte CBS microdata.

Bijlage B Definitie van verdeelkenmerken

Tabel B.1 Toelichting van de verdeelkenmerken in het voorkeursmodel 2018

Variabele	Omschrijving
1) Uitkomstmaat	
Bijstand in huishouden	Huishouden ontvangt bijstand op 5 januari 2015 (ja/nee).
Fractie bijstand in huishouden	Fractie van het aantal maanden (in 2015) dat het huishouden bijstand heeft ontvangen (tussen 0 en 1).
Aanbodkant	
2) Niet-rechthebbenden	
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	Eenpersoonshuishouden met een vermogen boven €5.000 (ja/nee).
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven €50.000	Eenpersoonshuishouden met een vermogen tot €5.000 en woning met een overwaarde boven €50.000 (ja/nee).
Paar, vermogen boven €10.000	Paar of eenouderhuishouden met een vermogen boven €10.000 (ja/nee).
Paar, vermogen tot €10.000, overwaarde boven €50.000	Paar of eenouderhuishouden met een vermogen tot €10.000 en woning met een overwaarde boven €50.000 (ja/nee).
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	Fractie studenten (mbo/hbo/wo) in het huishouden.
WW-uitkering in huishouden	Fractie personen met een WW-uitkering in het huishouden.
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	Fractie personen met AO-uitkering en mate AO 15 tot 80% of onbekende mate AO in het huishouden.
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	Fractie personen met AO-uitkering en mate AO 80 tot 100% in het huishouden.
ANW-uitkering in huishouden	Fractie personen met een ANW-uitkering in het huishouden.
Ziektewetuitkering, wachtgeld of overige uitkering in huishouden	Fractie personen met een Ziektewetuitkering, wachtgeld of een overige uitkering in het huishouden.
Pensioenuitkering in huishouden	Fractie personen met een pensioenuitkering (anders dan AOW) in het huishouden.
3) Huishoudsamenstelling	
Alleenstaande	Eenpersoonshuishouden (ja/nee).
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	Eenouderhuishouden met moeder en jongste kind jonger dan 5 jaar (ja/nee).
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	Eenouderhuishouden met moeder en jongste kind tussen de 5 en 12 jaar (ja/nee).
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	Eenouderhuishouden met moeder en jongste kind tussen de 12 en 18 jaar (ja/nee).
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	Eenouderhuishouden met moeder en jongste kind 18 jaar of ouder (ja/nee).
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	Eenouderhuishouden met vader en jongste kind jonger dan 5 jaar (ja/nee).
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	Eenouderhuishouden met vader en jongste kind tussen de 5 en 12 jaar (ja/nee).

Eenouder-vader, jongste kind 12-18	Eenouderhuishouden met vader en jongste kind tussen de 12 en 18 jaar (ja/nee).
Eenouder-vader, jongste kind 18+	Eenouderhuishouden met vader en jongste kind 18 jaar of ouder (ja/nee).
Paar, jongste kind 18-	Paar met jongste kind jonger dan 18 jaar (ja/nee).
Paar, jongste kind 18+	Paar met jongste kind 18 jaar of ouder (ja/nee).
Paar zonder kinderen	Paar zonder kinderen (ja/nee).
Instellingsbewoner	Instellingsbewoner (ja/nee).
Overig huishouden	Overig huishouden (ja/nee).
Thuiswonend meerderjarig kind	Thuiswonend meerderjarig kind (ja/nee).

4) Leeftijd

Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	Fractie personen in de leeftijd van 18 tot 20 in het huishouden
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	Fractie personen in de leeftijd van 20 tot 25 in het huishouden
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	Fractie personen in de leeftijd van 25 tot 30 in het huishouden
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	Fractie personen in de leeftijd van 30 tot 40 in het huishouden
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	Fractie personen in de leeftijd van 40 tot 50 in het huishouden
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	Fractie personen in de leeftijd van 50 jaar tot AOW-leeftijd in het huishouden

5) Woonsituatie

Corporatiewoning	Wonen in een woning verhuurd door een woningbouwcorporatie (ja/nee).
Standplaats	Wonen op een standplaats (ja/nee).

6) Herkomst

Migratieachtergrond (Turks) in hh	Fractie personen met Turkse migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	Fractie personen met Surinaamse migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	Fractie personen met Nederlands Antilliaanse migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	Fractie personen met overig Afrikaanse migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Marokkaans) in hh	Fractie personen met Marokkaanse migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	Fractie personen met Ghanese migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Somalië/Eritrea) in hh	Fractie personen met Somalische of Eritrese migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	Fractie personen met Afghaanse migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	Fractie personen met Irakese migratieachtergrond in het huishouden.

Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	Fractie personen met Syrische migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Iranees) in hh	Fractie personen met Iraanse migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Chinees) in hh	Fractie personen met Chinese migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (Indiaas) in hh	Fractie personen met Indiase migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (overig niet-westers) in hh	Fractie personen met overig niet-westerse migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	Fractie personen met voormalig Joegoslavische migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (voormalig Sovjet-Unie) in hh	Fractie personen met voormalig Sovjet-Unie migratieachtergrond in het huishouden.
Migratieachtergrond (overig westers) in hh	Fractie personen met overig westerse migratieachtergrond in het huishouden.

7) Opleiding en arbeidsverleden

HCI onbekend	Fractie personen met een onbekende Human Capital Index in het huishouden.
Lage HCI in huishouden	Fractie personen met een lage Human Capital Index in het huishouden.
Middelbare/hoge HCI in huishouden	Fractie personen met een middelbare of hoge Human Capital Index in het huishouden.
(V)SO/PrO in huishouden	Fractie personen met (V)SO/PrO gevolgd in de periode 2010-2013 maar niet in 2014 in het huishouden.
Aandeel laagst opgeleiden	Het aandeel mensen met hoogst behaalde opleiding tot en met basisonderwijs in de beroepsbevolking in de gemeente.

8) Gezondheid

Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	Fractie personen in het huishouden met zorgkosten van minstens € 50.000.
Gebruik GGZ-zorg in hh	Fractie personen in het huishouden dat gebruik maakt van GGZ-zorg.
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	Fractie personen met medicijn tegen verslaving (excl. nicotine) in het huishouden.
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	Fractie personen met medicijn tegen chronische stemmingsstoornissen in het huishouden.
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	Fractie personen met medicijn tegen psychose of complexe bipolaire stoornis in het huishouden.
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	Fractie personen met medicijnen uit minder dan 4 hoofdgroepen in het huishouden.
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	Fractie personen met medicijnen uit 4 tot 6 hoofdgroepen in het huishouden.
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	Fractie personen met medicijnen uit 6 tot 8 hoofdgroepen in het huishouden.
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	Fractie personen met medicijnen uit 8 of meer hoofdgroepen in het huishouden.

9) Stapeling van problematiek

Niet-westerse migratieachtergrond in hh X 50 tot AOW-leeftijd in hh	Fractie personen met niet-westerse migratieachtergrond in het huishouden vermenigvuldigd met de fractie personen in de leeftijd van 50 jaar tot AOW-leeftijd in het huishouden.
Niet-westerse migratieachtergrond in hh X gezondheidsproblemen in hh	Fractie personen met niet-westerse migratieachtergrond in het huishouden vermenigvuldigd met de fractie personen met gezondheidsproblemen (d.w.z. zorgkosten boven €50.000, gebruik GGZ-zorg, gebruik medicijnen tegen verslaving, depressie of psychose, of gebruik van 4 of meer medicijn groepen).
HCI laag in hh X gezondheidsproblemen in hh	Fractie personen met lage Human Capital Index in het huishouden vermenigvuldigd met de fractie personen met gezondheidsproblemen (d.w.z. zorgkosten boven €50.000, gebruik GGZ-zorg, gebruik medicijnen tegen verslaving, depressie of psychose, of gebruik van 4 of meer medicijn groepen).

Vraagkant

Werken onder niveau in gemeente	Het aantal banen (binnen acceptabele reistijd van de gemeente) ingevuld door een persoon met een hogere opleiding dan vereist, gedeeld door het aantal laagopgeleiden in de beroepsbevolking in de gemeente.
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	Aandeel hbo- en wo-studenten in de totale doelpopulatie in gemeente.
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	Percentage WW-uitkeringen in beroepsbevolking in gemeente, gemiddeld over 4 kwartalen.
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Het aantal beschikbare banen(gecorrigeerd voor reistijd, concurrentie en grenspendel) per hoofd van de beroepsbevolking in de gemeente.

Buurteffecten

Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. 6-ppc gebieden	Het aandeel van de potentiële beroepsbevolking in de gemeente dat in een 6-positie postcodegebied woont met relatief veel (op landelijk niveau bij de hoogste 20 procent ten opzichte van het gemeentelijk gemiddelde) niet-werkende werkzoekenden.
Overlast in de buurt	Gewogen samengestelde index die bestaat uit de indicatoren overlast door drugsgebruik, overlast door dronken mensen, overlast van jongeren, overlast van omwonenden, vernielingen, bekladdingen, rommel op straat, inbraak in woningen, auto-inbraak en fietsendiefstal in de buurt.

Bron: SEO Economisch Onderzoek.

Bijlage C Schattingsresultaten

PM: Schattingsresultaten voor de fractiemodellen moeten nog worden toegevoegd. Alle onderstaande tabellen laten resultaten voor de kansmodellen zien.

Tabel C.1 Coëfficiëntschattingen voor modellen met verfijningen voor centrumfunctie en indicatoren voor de nieuwe doelgroep

Kans op bijstand in huishouden	Verfijning centrumfunctie	Verfijning nieuwe doelgroep
<i>Niet-rechthebbenden</i>		
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,0818***	-2,0804***
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8499***	-0,8538***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,5811***	-1,5772***
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,6140***	-0,6102***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4824***	-1,4567***
WW-uitkering in huishouden	-0,9385***	-0,9518***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4814***	-3,4262***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-4,0148***	-3,9651***
<i>Aanbodkant</i>		
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9945***	0,9921***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5229***	0,5251***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2057***	0,2118***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2229***	-0,2094***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0734	0,0605
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0147	-0,0124
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4146***	-0,4125***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8639***	-0,8643***
Paar, jongste kind 18-	-1,0755***	-1,0655***
Paar, jongste kind 18+	-1,4235***	-1,4133***
Paar zonder kinderen	-0,9879***	-0,9859***
Instellingsbewoner	0,1747	0,1278
Overig huishouden	0,4521***	0,4551***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4126***	-0,4409***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7563***	0,8845***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1162***	1,3520***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5082***	1,7489***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7196***	1,9668***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9604***	2,2395***
Corporatiewoning	1,4776***	1,4761***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>

Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,1254***	0,2036***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,3842***	0,4695***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5184***	0,5774***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6296***	0,6818***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4127***	0,4865***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,0357	0,1182***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6071***	1,6441***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	0,9567***	1,0392***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1325***	1,1980***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3823***	1,4082***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1374***	0,1986***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4800***	0,4789***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,2916***	-0,2987***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,2435***	1,2703***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,3264***	-1,4769***
(V)SO/PrO in huishouden	Nvt	1,3944***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,1036	0,0698
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,2958***	0,3251***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,6792***	0,8761***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,3981***	0,4628***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,2704***	0,3857***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,5429***	0,6244***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,0497***	0,3650***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,1718***	0,4824***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,2741***	0,5938***
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	0,1211**	Nvt
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	0,1573***	Nvt
HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	0,5656***	Nvt
Vraagkant		
Werken onder niveau in gemeente	1,8509***	1,8563***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0263	0,0315
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	9,9015***	9,7575***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4663***	-5,4497***
Buurteffecten		
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,4757***	0,4814***
Overlast in de buurt	1,2469***	1,2720***
Constante	-1,7049***	-1,9267***
N	6.928.396	6.928.396

AIC	1.616.414	1.616.926
BIC	1.617.267	1.617.751
Loglikelihood	-808.145	-808.403
GGAA	59,4	60,1

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Tabel C.2 Coëfficiëntschattingen voor modellen met aanvullende indicatoren voor niet-rechthebbenden

Kans op bijstand in huishouden	Verfijning gedetineer- den	Verfijning overige uit- keringen	Verfijning overige uit- keringen uitgesplitst
<i>Niet-rechthebbenden</i>			
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,0833***	-2,0141***	-2,0584***
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8555***	-0,6902***	-0,7436***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,5806***	-1,5645***	-1,5708***
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,6164***	-0,5817***	-0,5805***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4790***	-1,4979***	-1,5048***
WW-uitkering in huishouden	-0,9491***	-0,9757***	-0,9944***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4248***	-3,4449***	-3,5340***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9518***	-4,0512***	-4,1227***
Gedetineerde in huishouden	-1,4179***	Nvt	Nvt
Overige uitkering in huishouden	Nvt	-1,6881***	Nvt
ANW-uitkering in huishouden	Nvt	Nvt	-4,7450***
Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering in huishouden	Nvt	Nvt	-1,6592***
Pensioenuitkering in huishouden	Nvt	Nvt	-0,6435***
<i>Aanbodkant</i>			
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9839***	1,0019***	1,0103***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5218***	0,5290***	0,5525***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2111***	0,2168***	0,2685***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2086***	-0,1556***	-0,1171***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0608	0,0756	0,0865
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0118	0,0271	0,0677*
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4126***	-0,3988***	-0,3585***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8622***	-0,8916***	-0,9090***
Paar, jongste kind 18-	-1,0660***	-1,1111***	-1,1215***
Paar, jongste kind 18+	-1,4109***	-1,5244***	-1,5399***
Paar zonder kinderen	-0,9858***	-1,0318***	-1,0633***
Instellingsbewoner	0,2312*	0,1144	0,1151
Overig huishouden	0,4511***	0,4406***	0,4327***

Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4257***	-0,4683***	-0,4768***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7610***	0,7719***	0,7756***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1208***	1,1333***	1,1382***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5150***	1,5273***	1,5322***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7315***	1,7349***	1,7441***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	2,0007***	2,1581***	2,1516***
Corporatiewoning	1,4771***	1,4974***	1,5091***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2055***	0,2138***	0,2461***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4732***	0,4435***	0,4475***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5962***	0,5481***	0,5456***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6741***	0,6438***	0,6515***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4902***	0,4982***	0,5390***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1175***	0,0622**	0,0646**
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6340***	1,6009***	1,6157***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0158***	0,9815***	1,0034***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1872***	1,1456***	1,1655***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3660***	1,3499***	1,3658***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1916***	0,1531***	0,1643***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4780***	0,4576***	0,4806***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,3034***	-0,3286***	-0,3273***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3495***	1,3536***	1,3617***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,4096***	-1,4471***	-1,4606***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,0223	0,0799	0,1666
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,3162***	0,4009***	0,4095***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8752***	0,9116***	0,9182***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4639***	0,4422***	0,4443***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3831***	0,4221***	0,4288***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,6215***	0,6332***	0,6479***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3627***	0,4195***	0,4320***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4798***	0,5739***	0,6072***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5888***	0,7148***	0,7924***
Vraagkant			
Werken onder niveau in gemeente	1,8931***	1,8552***	1,9081***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	-0,0147	-0,1084	-0,1170
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	9,7931***	10,0285***	10,1316***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4404***	-5,5668***	-5,6602***
Buurteffecten			
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,4831***	0,4752***	0,4700***
Overlast in de buurt	1,2812***	1,2079***	1,2418***

Constante	-1,7921***	-1,6181***	-1,6097***
N	6.928.396	6.928.396	6.928.396
AIC	1.620.283	1.596.196	1.581.885
BIC	1.621.108	1.597.021	1.582.737
Loglikelihood	-810.081	-798.038	-790.880
GGAA	59,9	59,2	59,2

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Tabel C.3 Coëfficiëntschattingen voor modellen met aanvullende indicatoren voor chronische aandoeningen

Kans op bijstand in huishouden	Verfijning chronische aandoeningen uitgesplitst	Verfijning chronische aandoeningen
<i>Niet-rechthebbenden</i>		
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,0719***	-2,0718***
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8467***	-0,8498***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,5733***	-1,5725***
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,6109***	-0,6113***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4716***	-1,4712***
WW-uitkering in huishouden	-0,9446***	-0,9450***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4353***	-3,4371***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9868***	-3,9763***
<i>Aanbodkant</i>		
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9984***	0,9991***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5376***	0,5389***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2251***	0,2269***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2004***	-0,2000***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0657	0,0660
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0064	-0,0062
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4080***	-0,4086***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8637***	-0,8673***
Paar, jongste kind 18-	-1,0575***	-1,0570***
Paar, jongste kind 18+	-1,4080***	-1,4097***
Paar zonder kinderen	-0,9844***	-0,9858***
Instellingsbewoner	0,1568	0,1620
Overig huishouden	0,4493***	0,4502***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4284***	-0,4278***

Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7527***	0,7529***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1082***	1,1083***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,4972***	1,4965***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7055***	1,7026***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9677***	1,9596***
Corporatiewoning	1,4745***	1,4740***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2059***	0,2045***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4671***	0,4628***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5862***	0,5828***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6785***	0,6732***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4872***	0,4841***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1230***	0,1166***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6345***	1,6314***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0254***	1,0244***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1952***	1,1944***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3923***	1,3921***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1976***	0,1954***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4775***	0,4774***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,2990***	-0,2991***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3452***	1,3435***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,4031***	-1,4062***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,0648	0,0683
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,2576***	0,2651***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8545***	0,8592***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4153***	0,4261***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3487***	0,3602***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,5508***	0,5670***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3217***	0,3107***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4013***	0,3925***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,4534***	0,4610***
Diabetes in hh	0,1789***	Nvt
Epilepsie/neuropathische pijn in hh	0,3414***	Nvt
Hartaandoening in hh	0,1149***	Nvt
Hiv/aids/nieraandoening in hh	0,0996***	Nvt
Chronische ziekte in hh	Nvt	0,2999***
Vraagkant		
Werken onder niveau in gemeente	1,8795***	1,8772***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0246	0,0244
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	9,8030***	9,7985***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4542***	-5,4524***

Buurteffecten

Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,4738***	0,4764***
Overlast in de buurt	1,2610***	1,2592***
Constante	-1,7613***	-1,7604***
N	6.928.396	6.928.396
AIC	1.619.864	1.619.773
BIC	1.620.731	1.620.598
Loglikelihood	-809.869	-809.826
GGAA	60,0	59,9

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Tabel C.4 Coëfficiëntschattingen voor model met aanvullende indicator voor wonen op standplaats

Kans op bijstand in huishouden	Verfijning standplaats
<i>Niet-rechthebbenden</i>	
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,0681***
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8275***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,5625***
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,5855***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4698***
WW-uitkering in huishouden	-0,9464***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4154***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9388***
<i>Aanbodkant</i>	
Alleenstaande	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9819***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5218***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2096***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2133***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0627
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0126
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4139***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8728***
Paar, jongste kind 18-	-1,0674***
Paar, jongste kind 18+	-1,4190***
Paar zonder kinderen	-0,9935***
Instellingsbewoner	0,1827

Overig huishouden	0,4410***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4356***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7527***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1115***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5035***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7215***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9945***
Corporatiewoning	1,5029***
Standplaats	1,6668***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2166***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4772***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5923***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6874***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4937***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1270***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6415***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0296***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,2009***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3955***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,2082***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4860***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,2925***
HCI onbekend	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3395***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,4036***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,0857
Zorgkosten boven de €50.000 in hh	0,3265***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8816***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4586***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3803***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,6212***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3582***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4721***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5763***
Vraagkant	
Werken onder niveau in gemeente	1,8804***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	-0,0182
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	9,7234***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4771***

Buurteffecten

Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,4864***
Overlast in de buurt	1,2923***
Constante	-1,7769***
N	6.928.396
AIC	1.618.586
BIC	1.619.411
Loglikelihood	-809.233
GGAA	60,1

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Tabel C.5 Coëfficiëntschattingen voor modellen met verfijningen voor de beschikbaarheid van werk

Kans op bijstand in huishouden	Reistijden OV met aan- genomen modal split 80-20	Reistijden OV met ge- schatte mo- dal split	Beschik- baarheid van werk voor laag, middelbaar en hoogop- geleiden
<i>Niet-rechthebbenden</i>			
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,0776***	-2,0775***	-2,0777***
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8513***	-0,8510***	-0,8514***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,5788***	-1,5787***	-1,5791***
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,6142***	-0,6139***	-0,6149***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4740***	-1,4740***	-1,4720***
WW-uitkering in huishouden	-0,9470***	-0,9471***	-0,9464***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4213***	-3,4211***	-3,4223***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9435***	-3,9438***	-3,9440***
<i>Aanbodkant</i>			
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9884***	0,9885***	0,9867***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5266***	0,5265***	0,5253***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2146***	0,2145***	0,2136***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2062***	-0,2062***	-0,2074***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0632	0,0636	0,0630
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0100	-0,0096	-0,0097
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4093***	-0,4096***	-0,4089***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8615***	-0,8613***	-0,8614***
Paar, jongste kind 18-	-1,0624***	-1,0624***	-1,0625***
Paar, jongste kind 18+	-1,4093***	-1,4094***	-1,4092***

Paar zonder kinderen	-0,9844***	-0,9847***	-0,9839***
Instellingsbewoner	0,1661	0,1653	0,1695
Overig huishouden	0,4494***	0,4494***	0,4492***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4278***	-0,4282***	-0,4291***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7551***	0,7553***	0,7558***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1139***	1,1140***	1,1142***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5076***	1,5076***	1,5076***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7247***	1,7247***	1,7246***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9967***	1,9966***	1,9962***
Corporatiewoning	1,4783***	1,4786***	1,4783***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2039***	0,2041***	0,1974***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4662***	0,4679***	0,4528***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5828***	0,5837***	0,5753***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6763***	0,6773***	0,6702***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4849***	0,4839***	0,4803***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1168***	0,1169***	0,1004***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6321***	1,6324***	1,6300***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0184***	1,0196***	1,0154***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1894***	1,1902***	1,1850***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3845***	1,3854***	1,3843***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1938***	0,1943***	0,1857***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4762***	0,4763***	0,4756***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,3012***	-0,3014***	-0,3035***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3426***	1,3429***	1,3426***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,4119***	-1,4115***	-1,4126***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,0417	0,1035	0,1244
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,3241***	0,3232***	0,3231***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8768***	0,8767***	0,8756***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4573***	0,4571***	0,4547***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3830***	0,3828***	0,3846***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,6230***	0,6228***	0,6243***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3648	0,3645	0,3646
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4823	0,4817	0,4821
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5911	0,5907	0,5912
Vraagkant			
Werken onder niveau in gemeente	2,0571***	1,8311***	2,1767***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0734	0,0009	0,4951
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	10,3294***	9,7032***	11,5029***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Nvt	-5,4882***	Nvt
Beschikbaarheid van werk incl. OV	-5,1628***	Nvt	Nvt

Extra beschikbaarheid van werk per OV	Nvt	0,3967***	Nvt
Beschikbaarheid van werk voor laagopgeleiden in gemeente	Nvt	Nvt	-0,1226
Beschikbaarheid van werk voor middelbaar opgeleiden in gemeente	Nvt	Nvt	-3,5720***
Beschikbaarheid van werk voor hoogopgeleiden in gemeente	Nvt	Nvt	-0,2132
Buurteffecten			
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,5028***	0,4769***	0,4489***
Overlast in de buurt	1,2817***	1,2638***	1,1988***
Constante	-2,1163***	-1,7124***	-3,2128***
N	6.928.396	6.928.396	6.928.396
AIC	1.621.468	1.621.373	1.622.043
BIC	1.622.279	1.622.198	1.622.881
Loglikelihood	-810.675	-810.626	-810.960
GGAA	60,2	60,1	65,6

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Tabel C.6 Coëfficiëntschattingen voor modellen met verfijningen voor de ligging aan de grens

Kans op bijstand in huishouden	Aangenomen grensweerstand	Geschatte grensweerstand – 4 correctietermen	Geschatte grensweerstand – 2 correctietermen
<i>Niet-rechthebbenden</i>			
Alleenstaande, vermogen boven €5.000	-2,0794***	-2,0779***	-2,0777***
Alleenstaande, vermogen tot €5.000, overwaarde boven €50.000	-0,8516***	-0,8507***	-0,8506***
Paar, vermogen boven €10.000	-1,5804***	-1,5777***	-1,5781***
Paar, vermogen tot €10.000, overwaarde boven €50.000	-0,6146***	-0,6130***	-0,6131***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4764***	-1,4767***	-1,4756***
WW-uitkering in huishouden	-0,9464***	-0,9467***	-0,9469***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4226***	-3,4224***	-3,4216***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9405***	-3,9427***	-3,9427***
<i>Aanbodkant</i>			
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9874***	0,9876***	0,9880***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5263***	0,5265***	0,5266***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2141***	0,2150***	0,2147***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2069***	-0,2058***	-0,2058***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0613	0,0618	0,0627
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0095	-0,0093	-0,0095

Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4089***	-0,4090***	-0,4092***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8619***	-0,8609***	-0,8609***
Paar, jongste kind 18-	-1,0641***	-1,0626***	-1,0624***
Paar, jongste kind 18+	-1,4097***	-1,4086***	-1,4085***
Paar zonder kinderen	-0,9842***	-0,9843***	-0,9843***
Instellingsbewoner	0,1652	0,1666	0,1666
Overig huishouden	0,4478***	0,4491***	0,4494***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4281***	-0,4274***	-0,4272***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7546***	0,7544***	0,7548***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1126***	1,1123***	1,1132***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5057***	1,5053***	1,5065***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7229***	1,7222***	1,7235***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9954***	1,9943***	1,9956***
Corporatiewoning	1,4763***	1,4789***	1,4789***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2001***	0,2004***	0,2029***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4539***	0,4590***	0,4620v
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5742***	0,5797***	0,5805***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6724***	0,6740***	0,6750***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4804***	0,4808***	0,4823***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1069***	0,1067***	0,1111***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6311***	1,6350***	1,6342***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0179***	1,0190***	1,0198***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1892***	1,1874***	1,1894***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3971***	1,3833***	1,3868***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1916***	0,1923***	0,1932***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4808***	0,4756***	0,4765***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,2923***	-0,3005***	-0,3007***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3392***	1,3368***	1,3405***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,4167***	-1,4178***	-1,4140***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,9614	0,3283	0,2230
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,3225***	0,3229***	0,3233***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8751***	0,8762***	0,8766***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4563***	0,4562***	0,4568***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3829***	0,3834***	0,3829***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,6254***	0,6238***	0,6232***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3654***	0,3656***	0,3651***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4836***	0,4830***	0,4824***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5931***	0,5920***	0,5913***
Vraagkant			
Werken onder niveau in gemeente	1,8829***	1,7535***	1,8477***

Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,1320	0,2229	0,1270
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	11,1883***	10,4686***	10,4619***
Beschikbaarheid van werk in gemeente inclusief buitenland	-5,5764***	Nvt	Nvt
Beschikbaarheid van werk zonder grenspondel	Nvt	-5,3579***	-5,3815***
Correctiefactor voor banen in België	Nvt	0,7821	Nvt
Correctiefactor voor beroepsbevolking in België	Nvt	-0,9179	Nvt
Correctiefactor voor banen in Duitsland	Nvt	0,1819	Nvt
Correctiefactor voor beroepsbevolking in Duitsland	Nvt	-0,1371	Nvt
Correctiefactor voor banen en beroepsbevolking in België	Nvt	Nvt	0,1794
Correctiefactor voor banen en beroepsbevolking in Duitsland	Nvt	Nvt	0,1445
Buurteffecten			
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,3855***	0,4002***	0,4366***
Overlast in de buurt	1,2436***	1,2769***	1,2675***
Constante	-1,7078***	-1,7856***	-1,8224***
N	6.928.396	6.928.396	6.928.396
AIC	1.621.653	1.621.240	1.621.297
BIC	1.622.464	1.622.106	1.622.135
Loglikelihood	-810.767	-810.557	-810.587
GGAA	61,8	59,1	59,1

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Tabel C.7 Coëfficiëntschattingen voor modellen met verfijningen voor buurt waar werken niet de norm is

Kans op bijstand in huishouden	Obv 6-positie postcode gebieden	Obv uitkeringsgerechtigden ipv NWW'ers
Niet-rechthebbenden		
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,0778***	-2,0783***
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8524***	-0,8515***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,5798***	-1,5790***
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,6153***	-0,6153***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4747***	-1,4715***
WW-uitkering in huishouden	-0,9473***	-0,9467***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4205***	-3,4228***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9428***	-3,9445***
Aanbodkant		
Alleenstaande	referentie	referentie

Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9890***	0,9900***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5275***	0,5269***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2154***	0,2150***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2063***	-0,2058***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0633	0,0628
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0087	-0,0101
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4101***	-0,4091***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8620***	-0,8614***
Paar, jongste kind 18-	-1,0627***	-1,0617***
Paar, jongste kind 18+	-1,4100***	-1,4093***
Paar zonder kinderen	-0,9848***	-0,9848***
Instellingsbewoner	0,1655	0,1667
Overig huishouden	0,4491***	0,4510***
Tuiswonend meerderjarig kind	-0,4287***	-0,4292***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7550***	0,7554***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1130***	1,1140***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5066***	1,5071***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7234***	1,7237***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9956***	1,9954***
Corporatiewoning	1,4806***	1,4778***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2029***	0,2094***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4622***	0,4717***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5804***	0,5936***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6733***	0,6837***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4811***	0,4851***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1246***	0,0931***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6328***	1,6339***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0195***	1,0205***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1891***	1,1941***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3872***	1,3899***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1929***	0,1959***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4771***	0,4777***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,3020***	-0,3040***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3437***	1,3473***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,4098***	-1,4067***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	-0,0106	0,5709
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,3248***	0,3236***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8766***	0,8772***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4603***	0,4542***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3835***	0,3823***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,6232***	0,6229***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>

Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3638***	0,3651***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4803***	0,4827***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5882***	0,5917***
Vraagkant		
Werken onder niveau in gemeente	2,0234***	1,5444***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	-0,0956	0,3314
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	9,7558***	11,6355***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,1087***	-5,5093***
Buurteffecten		
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. 6-ppc gebieden	0,8113***	
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. uitkeringsgerechtigden (excl. AO)		0,3781***
Overlast in de buurt	1,3036***	1,2574***
Constante	-2,1186***	-1,6355***
N	6.928.396	6.928.396
AIC	1.621.232	1.621.644
BIC	1.622.043	1.622.455
Loglikelihood	-810.557	-810.763
GGAA	59,9	65,6

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Tabel C.8 Coëfficiëntschattingen voor modellen met verfijningen voor herkomst

Kans op bijstand in huishouden	Uitsplitsing generatie herkomst	Extra herkomsten onderscheiden	Verdere uitsplitsing Afrikaanse herkomst
Niet-rechthebbenden			
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,0740***	-2,0737***	-2,0731***
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8472***	-0,8533***	-0,8553***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,5764***	-1,5744***	-1,5742***
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,6127***	-0,6127***	-0,6136***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4737***	-1,4797***	-1,4839***
WW-uitkering in huishouden	-0,9480***	-0,9441***	-0,9442***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4271***	-3,4166***	-3,4148***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9449***	-3,9340***	-3,9319***
Aanbodkant			
Alleenstaande	referentie	referentie	referentie

Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9890***	0,9927***	0,9917***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5251***	0,5305***	0,5302***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2120***	0,2169***	0,2169***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2113***	-0,2080***	-0,2081***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0632	0,0613	0,0555
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0105	-0,0059	-0,0072
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4099***	-0,4093***	-0,4091***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8647***	-0,8661***	-0,8663***
Paar, jongste kind 18-	-1,0750***	-1,0646***	-1,0655***
Paar, jongste kind 18+	-1,4166***	-1,4150***	-1,4153***
Paar zonder kinderen	-0,9860***	-0,9875***	-0,9874***
Instellingsbewoner	0,1645	0,1231	0,1143
Overig huishouden	0,4654***	0,4487***	0,4490***
Tuiswonend meerderjarig kind	-0,4128***	-0,4256***	-0,4234***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7560***	0,7542***	0,7544***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1071***	1,1162***	1,1151***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,4910***	1,5089***	1,5084***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,6960***	1,7254***	1,7243***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9694***	2,0013***	2,0017***
Corporatiewoning	1,4776***	1,4664***	1,4625***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	Nvt	0,2032***	0,2035***
Migratieachtergrond (Turks eerste generatie) in hh	0,2929***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Turks tweede generatie) in hh	0,0153	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	Nvt	0,4648***	0,4650***
Migratieachtergrond (Surinaams eerste generatie) in hh	0,4799***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Surinaams tweede generatie) in hh	0,4428***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	Nvt	0,5826***	0,5835***
Migratieachtergrond (Antilliaans eerste generatie) in hh	0,6635***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Antilliaans tweede generatie) in hh	0,2314***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6754***		Nvt
Migratieachtergrond (overig Afrika excl. Eritrea) in hh	Nvt	0,6253***	Nvt
Migratieachtergrond (Noordelijk Afrika) in hh	Nvt	Nvt	0,5090***
Migratieachtergrond (Centraal Afrika) in hh	Nvt	Nvt	0,9080***
Migratieachtergrond (Zuidelijk Afrika) in hh	Nvt	Nvt	-0,3007***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	Nvt	0,4841***	0,4852***
Migratieachtergrond (Marokko eerste generatie) in hh	0,5756***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Marokko tweede generatie) in hh	0,2999***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1194***	0,1142***	0,1147***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6267***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Somalië/Eritrea) in hh	Nvt	1,6256***	1,6275***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0169***	1,0229***	1,0250***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1892***	1,1936***	1,1956***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3836***	1,3997***	1,4032***

Migratieachtergrond (Iranees) in hh	Nvt	0,8884***	0,8894***
Migratieachtergrond (Chinees) in hh	Nvt	-0,2502***	-0,2498***
Migratieachtergrond (Indiaas) in hh	Nvt	-0,6209***	-0,6207***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1945***	Nvt	Nvt
Migratieachtergrond (Overig niet-westers excl. Iran, China en India) in hh	Nvt	0,1790***	0,1795***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4763***	0,4771***	0,4778***
Migratieachtergrond (voormalig Sovjet-Unie) in hh	Nvt	0,3126***	0,3138***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,3003***	-0,3709***	-0,3708***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3626***	1,3606***	1,3630***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,3897***	-1,3897***	-1,3863***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,0796	0,1325	0,1478
Zorgkosten boven de €50.000 in hh	0,3267***	0,3306***	0,3283***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,8767***	0,8749***	0,8765***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4613***	0,4540***	0,4551***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3822***	0,3783***	0,3792***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,6217***	0,6260***	0,6266***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3625***	0,3622***	0,3619***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4776***	0,4804***	0,4802***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,5860***	0,5903***	0,5906***
Vraagkant			
Werken onder niveau in gemeente	1,8849***	1,8782***	1,8796***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0043	0,0515	0,0620
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	9,8325***	9,8351***	9,8341***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4223***	-5,3841***	-5,3763***
Buurteffecten			
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,4811***	0,4870***	0,4908***
Overlast in de buurt	1,2571***	1,2992***	1,2994***
Constante	-1,7921***	-1,8551***	-1,8648***
N	6.928.396	6.928.396	6.928.396
AIC	1.620.858	1.618.451	1.617.675
BIC	1.621.724	1.619.317	1.618.568
Loglikelihood	-810.366	-809.162	-808.772
GGAA	60,0	60,7	60,7

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Tabel C.9 Coëfficiëntschattingen voor modellen met verfijningen voor GGZ-zorggebruik en uitsplitsing Wajong en andere AO-uitkeringen

Kans op bijstand in huishouden	Indicatoren voor basis en specialistische GGZ	Indicatoren voor basis en specialistische GGZ, naar hoogte zorgkosten	Indicatoren voor Wajong en AO excl. Wajong
Niet-rechthebbenden			
Alleenstaande, vermogen boven €5.000	-2,0764***	-2,0759***	-2,0694***
Alleenstaande, vermogen tot €5.000, overwaarde boven €50.000	-0,8490***	-0,8493***	-0,8440***
Paar, vermogen boven €10.000	-1,5780***	-1,5782***	-1,5751***
Paar, vermogen tot €10.000, overwaarde boven €50.000	-0,6152***	-0,6154***	-0,6099***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,4719***	-1,4709***	-1,4836***
WW-uitkering in huishouden	-0,9464***	-0,9453***	-0,9457***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,4251***	-3,4249***	Nvt
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9565***	-3,9603***	Nvt
Wajonguitkering 15-80% in hh	Nvt	Nvt	-3,0009***
Wajonguitkering 80%-100% in hh	Nvt	Nvt	-4,7487***
AO-uitkering (excl. Wajong) 15-80% in hh	Nvt	Nvt	-3,4291***
AO-uitkering (excl. Wajong) 80%-100% in hh	Nvt	Nvt	-3,7022***
Aanbodkant			
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9964***	0,9980***	0,9933***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5358***	0,5375***	0,5236***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,2230***	0,2245***	0,2135***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2020***	-0,2008***	-0,2025***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0646	0,0658	0,0619
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0025	-0,0009	-0,0121
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4067***	-0,4051***	-0,4093***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,8610***	-0,8606***	-0,8584***
Paar, jongste kind 18-	-1,0612***	-1,0599***	-1,0628***
Paar, jongste kind 18+	-1,4099***	-1,4090***	-1,4064***
Paar zonder kinderen	-0,9846***	-0,9838***	-0,9841***
Instellingsbewoner	0,1581	0,1587	0,1986
Overig huishouden	0,4490***	0,4495***	0,4595***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4280***	-0,4277***	-0,4301***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,7567***	0,7567***	0,7606***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,1165***	1,1166***	1,1194***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5089***	1,5091***	1,5071***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,7258***	1,7264***	1,7151***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	1,9983***	1,9995***	1,9764***
Corporatiewoning	1,4775***	1,4775***	1,4825***
Geen migratieachtergrond	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>

Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,2036***	0,2066***	0,1933***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,4652***	0,4657***	0,4648***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,5804***	0,5806***	0,5813***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,6739***	0,6744***	0,6693***
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,4838***	0,4856***	0,4750***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,1112***	0,1112***	0,1144***
Migratieachtergrond (Somalië) in hh	1,6289***	1,6293***	1,6262***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	1,0162***	1,0173***	1,0145***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	1,1872***	1,1884***	1,1846***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	1,3840***	1,3846***	1,3711***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1908***	0,1914***	0,1903***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,4763***	0,4777***	0,4688***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,3032***	-0,3032***	-0,3039***
HCI onbekend	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	1,3427***	1,3421***	1,3537***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,4065***	-1,4072***	-1,4013***
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,0699***	0,0647***	0,0536***
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,2846***	Nvt	0,3340***
Zorgkosten boven € 50.000 in hh (excl specialistische GGZ)	Nvt	0,4322***	Nvt
Gebruik GGZ-zorg in hh	Nvt	Nvt	0,8818***
Basis-GGZ in hh	0,2593***	0,2595***	Nvt
Specialistische GGZ in hh	0,9724***	Nvt	Nvt
Specialistische GGZ tot € 4500 in hh	Nvt	0,9223***	Nvt
Specialistische GGZ boven € 4500 in hh	Nvt	1,1205***	Nvt
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4226***	0,4088***	0,4545***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3774***	0,3765***	0,3721***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,5665***	0,5505***	0,6354***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,3688***	0,3685***	0,3621***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,4873***	0,4863***	0,4713***
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,6009***	0,5962***	0,5675***
Vraagkart			
Werken onder niveau in gemeente	1,8764***	1,8738***	1,8894***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	-0,0019	-0,0058	0,0125
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	9,5914***	9,5980***	9,7933***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,4628***	-5,4591***	-5,4596***
Buurteffecten			
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente	0,4797***	0,4798***	0,4902***
Overlast in de buurt	1,2674***	1,2674***	1,2708***
Constante	-1,7451***	-1,7470***	-1,7733***
N	6.928.396	6.928.396	6.928.396

AIC	1.620.528	1.620.348	1.619.770
BIC	1.621.353	1.621.187	1.620.609
Loglikelihood	-810.204	-810.113	-809.824
GGAA	59,8	59,8	60,4

Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

De GGAA is berekend door op gemeenteniveau het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijke aantal huishoudens met bijstand en het voorspelde aantal huishoudens met bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.



seo economisch onderzoek

Roetersstraat 29 . 1018 WB Amsterdam . T (+31) 20 525 16 30 . F (+31) 20 525 16 86 . www.seo.nl