



UvA-DARE (Digital Academic Repository)

Verdeelmodel inkomensdeel Participatiewet

Model 2017

Tempelman, C.; Lammers, M.; Vriend, S.; Smits, T.

Publication date

2016

Document Version

Final published version

[Link to publication](#)

Citation for published version (APA):

Tempelman, C., Lammers, M., Vriend, S., & Smits, T. (2016). *Verdeelmodel inkomensdeel Participatiewet: Model 2017*. (SEO-rapport; No. 2016-48). SEO Economisch Onderzoek. <http://www.seo.nl/pagina/article/verdeelmodel-inkomensdeel-participatiewet-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.

Verdeelmodel inkomensdeel Participatiewet



Amsterdam, juli 2016
In opdracht van het ministerie van SZW

Verdeelmodel inkomensdeel Participatiewet

Model 2017

Caren Tempelman
Marloes Lammers
Sandra Vriend
Tom Smits



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. 2016-48

ISBN 978-90-6733-824-0

Copyright © 2016 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

Het SCP heeft een verdeelmethodiek ontworpen voor de verdeling van de middelen voor het inkomensdeel van de Participatiewet. De methodiek maakt gebruik van multiniveau-analyse en het verklaringsmodel wordt geschat op steekproefgegevens (EBB). In de EBB is de onderkant van de arbeidsmarkt ondervertegenwoordigd. Juist deze groep mensen loopt een verhoogd risico op bijstand. Door gebruik van een steekproef moeten uitkomsten herwogen worden om tot gemeentelijke budgetten te komen. Deze herweging maakt het model minder transparant en geeft ruis bij het voorspellen van de budgetten. Mede op basis van adviezen van deskundigen heeft de staatssecretaris van het ministerie van SZW besloten om in te zetten op een verdeelmodel op basis van integrale data dat toegepast kan worden voor de verdeling voor het budgetjaar 2017. Dit rapport beschrijft het onderzoek naar dat verdeelmodel.

Gedurende het onderzoek is regelmatig advies ingewonnen van gemeenten en experts. Mede op basis van hun input zijn de onderzoekers tot een voorstel voor model 2017 gekomen. De belangrijkste verandering voor model 2017 ten opzichte van model 2016 is de overstap naar integrale gegevens. Hiermee is het herwegingsalgoritme niet meer nodig, is het mogelijk om ook de instellingsbewoners mee te nemen en kan beter aangesloten worden bij het huishoudensbegrip uit de bijstand en de doelpopulatie. Voor een tweetal kenmerken zijn geen integrale gegevens beschikbaar: opleidingsniveau en arbeidshandicap. Het onderzoek maakt gebruik van proxies voor deze kenmerken, zoals een Human Capital Index op basis van arbeidsverleden en kenmerken over zorggebruik en medicijngebruik.

Tabel S.1 **Overzicht verdeelkenmerken in model 2017**

Geen recht	Aanbodkant
Vermogen en overwaarde woning	Eenouder-moeder naar leeftijd jongste kind
AO- of WW-uitkering	Eenouder-vader naar leeftijd jongste kind
Student	Paar zonder kinderen
	Paar naar leeftijd jongste kind
Vraagkant	Instellingsbewoner, overig huishouden, thuiswonend meerderjarig kind
Banen per lid beroepsbevolking in gemeente	Opsplitsing naar leeftijdsgroepen
Aandeel werkend onder zijn niveau in gemeente	Corporatiewoning
Aandeel studenten in gemeente	Opsplitsing naar herkomst ((niet-)westerse allochtoon)
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 met veel NWW'ers	
Overlast en onveiligheid in de buurt	

Voor model 2017 is 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 en indicatoren die een rol spelen aan de vraagkant van de arbeidsmarkt en aan de aanbodkant van de arbeidsmarkt. Tabel S.1 geeft een overzicht van de opgenomen kenmerken.

De uitkomstmaat blijft gelijk aan die van model 2016: de kans op bijstand wordt verklaard uit de verdeelkenmerken. Het model dat geschat wordt, is wel veranderd. In plaats van een multiniveau logitmodel, is ervoor gekozen een regulier logitmodel te schatten, waarbij wel gebruik wordt gemaakt van meerdere niveaus door de opname van geobserveerde regiokenmerken (zoals de beschikbaarheid van werk in de gemeente of overlast in de buurt). In dit onderzoek is gebleken dat aan de aannames achter het multiniveaumodel voor model 2017 niet is voldaan en dat de effecten van de verdeelkenmerken niet zuiver geschat kunnen worden met een multiniveaumodel. Een regulier logitmodel zonder niet-geobserveerde effecten heeft daarom de voorkeur.

Het toegekende budget van een gemeente bestaat uit de voorspelde bijstandskans vermenigvuldigd met het bijbehorende normbedrag voor dat huishouden. In model 2016 werden daarbij twee varianten voor het normbedrag gebruikt: het bedrag voor alleenstaande 21-plussers en het bedrag voor een paar bestaande uit 21-plussers. Model 2017 maakt gebruik van meer gedetailleerde normbedragen, zoals het normbedrag voor jongeren en instellingsbewoners. Ook wordt de kostendelersnorm toegepast bij de berekening van budgetten.

De herverdeeleffecten van model 2017 zijn kleiner dan voor model 2016. Het herverdeeleffect meet voor iedere gemeente het procentuele verschil tussen het door het model voorspelde budgetaandeel en het aandeel in de werkelijke uitgaven in 2014. Het gemiddelde absolute herverdeeleffect was voor model 2016 16,8 en wanneer gewogen werd naar gemeentegrootte bedroeg het 14,6. Bij weging naar het uitgavenaandeel in 2014 van gemeenten daalt het herverdeeleffect 2016 verder naar 12,3. Voor model 2017 gaat het hier om respectievelijk 12,5, 10,4 en 8,9. Beter is het om het werkelijk aantal huishoudens met bijstand in een gemeente te relateren aan het voorspeld aantal huishoudens met bijstand. Dit geeft zuiverder weer wat de prestatie van het verdeelmodel is. In dat geval is de gemiddelde absolute afwijking van het procentuele verschil respectievelijk gelijk aan 9,0, 7,2 of 5,6. Het model lijkt het aantal huishoudens in de bijstand in gemeenten dus goed te benaderen.

Voor een groot deel van de gemeentekennmerken waarnaar in model 2016 een patroon in de herverdeeleffecten werd gevonden is dit niet langer het geval voor de modelafwijking van model 2017.

Inhoudsopgave

Samenvatting	i
1 Inleiding	1
1.1 Aanleiding.....	1
1.2 Onderzoeksaanpak.....	1
1.3 Leeswijzer.....	2
2 Aanpassingen van het model	5
2.1 Gebruik integrale data.....	5
2.2 Basisset van verklarende factoren.....	9
2.3 Uitkomstmaten.....	12
2.4 Normbedragen voor de bijstand.....	14
2.5 Vereenvoudiging van de multiniveaumodellen.....	17
2.6 Samenvatting.....	20
3 Kans op bijstand	23
3.1 Analysebestand.....	23
3.2 Kans op bijstand naar huishoudkenmerken.....	24
3.3 Kans op bijstand naar regionale kenmerken.....	28
4 Resultaten voorgesteld model 2017	31
4.1 Kenmerken in basisset.....	31
4.2 Regionale kenmerken buiten de basisset.....	33
4.3 Schattingsresultaten.....	37
5 Plausibiliteitstoets	43
5.1 Herverdeeeffecten.....	43
5.2 Verschil tussen voorspeld en werkelijk aantal bijstandshuishoudens.....	46
Literatuur	57
Bijlage A Kenmerken in analysebestand	59
Bijlage B Doorontwikkeling huishoud- en regionale kenmerken	69
Bijlage C Doorontwikkeling uitkomstmaten model 2017	83
Bijlage D Vereenvoudiging multiniveaumodel 2017	89
Bijlage E Doorontwikkeling na de expertbijeenkomst begin mei	95

1 Inleiding

Dit onderzoek beschrijft een verdeelmodel op basis van integrale data dat toegepast kan worden voor de verdeling van de middelen in het kader van het inkomensdeel van de Participatiewet voor het budgetjaar 2017.

1.1 Aanleiding

Het SCP heeft een verdeelmethodiek ontworpen voor de verdeling van de middelen voor het inkomensdeel van de Participatiewet. Deze methodiek is bij de verdeling van de middelen over gemeenten voor 2015 voor het eerst toegepast. De methodiek maakt gebruik van multiniveau-analyse. Het verklaringsmodel is hierbij geschat op steekproefgegevens (EBB). Hier is destijds voor gekozen omdat voor bepaalde kenmerken (opleidingsniveau en arbeidshandicap) geen integrale gegevens beschikbaar zijn. Niet alle gegevens uit de EBB zijn echter representatief op gemeenteniveau, waardoor een herweging nodig is om de uitkomsten uit het verklaringsmodel te vertalen naar gemeentelijke budgetten, zie Soede en Versantvoort 2014a, 2014b en Vlasblom en Sadiraj, 2015.

Voor budgetjaar 2016 is het model verbeterd. Dit heeft geleid tot aanpassingen van de gebruikte factoren in het model. Daarnaast is een historische component toegevoegd voor de groep instellingsbewoners en dak- en thuislozen die bijstand ontvangen (Vlasblom en Sadiraj, 2015). Deze verbetering heeft een aantal problemen echter niet opgelost. Allereerst is in de EBB de onderkant van de arbeidsmarkt ondervertegenwoordigd. Juist deze groep mensen loopt een verhoogd risico op bijstand. Het lijkt erop dat een op de EBB gebaseerd model de bijstandskansen voor alleenstaanden en allochtonen onderschat. Daarnaast maakt de herweging het model minder transparant en geeft het ruis bij het voorspellen van de budgetten. Als het aantal huishoudens per huishoudtype per gemeente na herweging immers te laag (hoog) wordt ingeschat, resulteert dat ook in te laag (hoog) voorspeld budget. De herweging zorgt er bovendien voor dat groepen niet nader uitgesplitst kunnen worden (bijvoorbeeld niet-westerse allochtonen naar herkomstland), terwijl dat wel tot een beter verklaringsmodel zou leiden.

Mede op basis van adviezen van deskundigen heeft de staatssecretaris van het ministerie van SZW besloten om in te zetten op een verdeelmodel op basis van integrale data dat toegepast kan worden voor de verdeling voor het budgetjaar 2017. Dit geeft gegevens die representatief zijn op gemeenteniveau waardoor herweging niet langer nodig is. Bovendien biedt dit de mogelijkheid om verklaarende factoren nader uit te splitsen en zo de verklaringkracht van het model te verhogen.

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. In de eerste fase van het onderzoek is een model geschat zoals dat in 2016 is toegepast, maar dan op integrale gegevens. Omdat sommige kenmerken uit model 2016 niet integraal gemeten zijn (opleidingsniveau en arbeidshandicap) zijn voor deze kenmerken proxies opgenomen. De resultaten van deze

eerste fase van het onderzoek zijn eerder verspreid onder leden van de begeleidingscommissie en worden in dit rapport niet herhaald.

Dit rapport beschrijft de resultaten van de tweede fase van het onderzoek. In deze tweede fase is het multiniveaumodel op integrale data doorontwikkeld. Niet de kenmerken uit model 2016 zijn als uitgangspunt genomen, maar de kenmerken in de zogeheten basisset. Dit is een set van verklarende factoren die is gebaseerd op literatuuronderzoek naar objectieve kenmerken (van huishoudens, buurten en gemeenten) die de kans op bijstand verhogen of juist verlagen (Marlet e.a., 2016). Naast de overgang op integrale data en een stevige theoretische basis is nog een aantal aanpassingen van het verdeelmodel onderzocht in de doorontwikkeling van model 2017.

De doorontwikkeling van model 2017 heeft stapsgewijs plaatsgevonden. In een eerste stap zijn alleen kenmerken op huishoudniveau toegevoegd. Alle huishoudkenmerken die zijn opgenomen in de basisset zijn meegenomen. In een tweede stap zijn regionale kenmerken uit de basisset toegevoegd. Bovendien is van een aantal regionale kenmerken binnen en buiten de basisset getoetst of zij de verklaringskracht van het model verhogen. Het resultaat van deze twee stappen is een voorkeursmodel in termen van verklarende factoren. De doorontwikkeling in de eerste twee stappen is gebaseerd op een model dat de kans op bijstand verklaart, conform model 2016. In een derde stap is het voorkeursmodel aanvullend geschat op vier andere uitkomstmaten. Het resultaat van deze stap is een voorkeursmodel in termen van de uitkomstmaat die met het model verklaard wordt. Parallel aan deze derde stap is het multiniveaumodel vereenvoudigd door het aantal niveaus waarop niet-geobserveerde effecten worden meegenomen stapsgewijs te verkleinen. Het resultaat van deze stap is een voorkeursmodel in termen van het aantal niet-geobserveerde niveaus in het multiniveaumodel.

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), Jan Dirk Vlasblom (Sociaal Cultureel Planbureau) en Bart Leurs (Rfv). De schattingsresultaten van de modellen zijn voorgelegd aan de experts. Mede op basis van het advies van de experts is nog een aantal wijzigingen doorgevoerd in de operationalisatie van kenmerken in model 2017. 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. Tijdens deze bijeenkomsten werden extra kenmerken aangedragen of andere operationalisaties voorgesteld. Ook de input die tijdens deze bijeenkomsten is geleverd, is meegenomen in de doorontwikkeling van het model. Het eindresultaat van deze onderzoeksstappen is een voorstel voor model 2017.

1.3 Leeswijzer

Dit rapport beschrijft het resultaat van dit onderzoek: een voorstel voor model 2017. In de hoofdtekst staat dit voorgestelde model beschreven en worden de belangrijkste resultaten benoemd. In de bijlagen staat een chronologisch verslag van de onderzoeksresultaten.

Hoofdstuk 2 geeft een overzicht van de aanpassingen van het voorgestelde model ten opzichte van het model dat is gebruikt om de middelen voor 2016 te verdelen. Hoofdstuk 3 geeft een korte toelichting op de samenstelling van het analysebestand met integrale data en toont de kans op bijstand voor huishoudens met verschillende kenmerken die zijn opgenomen in model 2017. Hoofdstuk 4 beschrijft de kenmerken die zijn opgenomen in de basisset en de kenmerken die buiten de basisset zijn getoetst. Een toelichting op de operationalisatie van kenmerken die zijn getoetst in model 2017 is opgenomen in Bijlage A. In Hoofdstuk 4 staan ook de modelschattingen. Hoofdstuk 5 gaat in op de mate waarin het model in staat is het aantal bijstandsgerechtigden in een gemeente te voorspellen. Dit hoofdstuk toetst daarnaast of er nog aanvullende kenmerken zijn waarvoor systematische afwijkingen tussen modelvoorspelling en werkelijkheid bestaan.

2 Aanpassingen van het model

Belangrijkste verandering in model 2017 is dat gebruik is gemaakt van integrale data in plaats van de enquêtegegevens uit de EBB. Ook wordt gebruikgemaakt van een herziene set van verklarende factoren, de zogenaamde basisset. Daar bovenop is een aantal kleinere wijzigingen aangebracht om de verdeling van bijstandsgelden over gemeenten te verbeteren.

De doorontwikkeling van het verdeelmodel heeft tot een aantal aanpassingen geleid met als doel het model verder te verbeteren. Allereerst wordt voor model 2017 de overstap naar het gebruik van integrale data gemaakt. Enerzijds kan hierdoor het aantal verklarende factoren in het model worden uitgebreid, anderzijds dient voor een aantal verklarende factoren in model 2016 een alternatieve operationalisatie te worden gekozen. Om tot een meer theoretisch onderbouwde modelspecificatie te komen, is een afwegingskader voor de toevoeging van verklarende factoren ontwikkeld. Aan de hand van dit afwegingskader is een basisset van verdeelkenmerken opgesteld door Atlas voor Gemeenten (Marlet e.a., 2016).

Naast de overstap op integrale data is voor een andere afbakening van de doelpopulatie gekozen. Het huishoudensbegrip is gewijzigd om zo dichterbij de eenheid waarvoor het recht op bijstand bestaat. Tevens is in de doorontwikkeling gekeken naar de uitkomstmaat van het verdeelmodel. In de vertaling van modelschattingen naar gemeentelijke budgetten is ook het gebruikte normbedrag gewijzigd. De kostendelersnorm, die sinds 1 januari 2015 van kracht is, wordt nu expliciet in de normbedragen meegenomen.

Overgang op integrale data heeft ervoor gezorgd dat opnieuw gekeken moest worden naar de maximaal haalbare complexiteit van het model. In model 2016 werd een niet-lineair multiniveau-model gehanteerd dat vanwege de benodigde rekencapaciteit niet op integrale datatoegepast kon worden. Ook is geanalyseerd in welke mate het nog nodig is om een groot aantal niet-geobserveerde niveaus in het model op te nemen. De volgende secties lichten de verschillende aanpassingen van het verdeelmodel toe.

2.1 Gebruik integrale data

Vanaf budgetjaar 2017 zal de verdeling van bijstandsbudgetten niet langer gebaseerd zijn op steekproefgegevens, maar wordt gebruikgemaakt van integrale data. Dit geeft gegevens die representatief zijn op gemeenteniveau waardoor het herwegingsalgoritme uit model 2016 niet langer nodig is. Afschaffen van het herwegingsalgoritme heeft verschillende voordelen. De herweging maakt het model minder transparant en geeft ruis bij het voorspellen van de budgetten. Als het aantal huishoudens per huishoudtype per gemeente na herweging immers te laag (hoog) wordt ingeschat, resulteert dat ook in een te laag (hoog) voorspeld budget. Daarnaast is het niet langer nodig om huishoudens met alleen 15- en/of 16-jarigen (die geen recht hebben op bijstand) tot de doelpopulatie te rekenen. Bovendien biedt dit de mogelijkheid om verklarende factoren nader uit te splitsen en zo de verklaringskracht van het model te verhogen.

Analysebestand op persoonsniveau

Iedere persoon die op 1 januari 2014 was ingeschreven in de Basisregistratie Personen (BRP, voorheen de gemeentelijke basisadministratie, GBA) is meegenomen in het samenstellen van het analysebestand. De BRP bevat alle personen die in een bepaald jaar in de gemeentelijke bevolkingsregisters ingeschreven zijn (geweest). Inschrijving in de BRP is verplicht als iemand zich vanuit het buitenland in Nederland vestigt voor een periode van minimaal vier maanden. Het verblijf in Nederland moet rechtmatig zijn.¹ Naast personen in particuliere huishoudens bevat deze registratie ook personen in instellingen. De BRP is integraal en dus landelijk dekkend.

De doelpopulatie voor het verdeelmodel 2016 bestond uit de bevolking van Nederland die in aanmerking komt voor deelname aan het arbeidsproces, de zogenaamde potentiële beroepsbevolking. Dit zijn alle mensen van 15 jaar tot AOW-leeftijd. Dit was nodig omdat bij gebruik van het herwegingsalgoritme aangesloten moest worden bij CBS-statistieken die alleen bekend zijn voor de leeftijdsgroep 15 tot 65 jaar/AOW-leeftijd. Een deel van deze groep heeft echter geen recht op bijstand. Dat geldt voor personen in de leeftijd van 15 tot 18 jaar. Om zo dicht mogelijk aan te sluiten bij huishoudens die recht hebben op bijstand, is de doelpopulatie voor model 2017 gedefinieerd als alle personen van 17 jaar tot de AOW-leeftijd.² Huishoudens met uitsluitend personen die niet tot de doelpopulatie behoren worden niet meegenomen in het verdeelmodel.

Van persoonsniveau naar huishoudniveau

Het CBS heeft voor iedere persoon in de BRP vastgesteld tot welk huishouden hij behoort. Dit is gebaseerd op het adres waarop men zich heeft ingeschreven en of men een eigen huishouding voert: personen die met anderen op hetzelfde adres wonen maar een eigen huishouding voeren, worden als éénpersoonshuishouden geteld. Hierdoor is voor iedereen ook het type huishouden (alleenstaande, paar, eenouder etc.) en de plaats in het huishouden bekend.

Iemand heeft recht op bijstand als hij of zij niet genoeg inkomen of eigen vermogen heeft om in het levensonderhoud te voorzien. Als mensen samenwonen met een partner (zowel gehuwd als ongehuwd) of een gezamenlijke huishouding voeren, dan telt het inkomen van de andere huishoudleden mee. Een bijstandsuitkering wordt dus op huishoudniveau toegekend. Daarom wordt in model 2017 – net als in model 2016 – niet de kans op bijstand van een persoon, maar de kans op bijstand van het huishouden verklaard. Van een gezamenlijke huishouding is volgens de Participatiewet sprake als mensen hun hoofdverblijf in dezelfde woning hebben en zij zorg dragen voor elkaar, bijvoorbeeld door het leveren van een bijdrage in de kosten van de huishouding. Bij de meeste meerpersoonshuishoudens zal sprake zijn van een gezamenlijke huishouding (omdat bijvoorbeeld de huurkosten gedeeld worden). Zij ontvangen dus tezamen een eventuele bijstandsuitkering (met toepassing van de kostendelersnorm).

¹ Dit betekent dat men een EU-, EER- of Zwitserse nationaliteit moet hebben of over een geldige verblijfsvergunning moet beschikken. Als men asiel heeft aangevraagd en in een asiel- of opvangcentrum verblijft, komt men de eerste zes maanden van het verblijf niet in aanmerking voor inschrijving in de BRP. Het centrum registreert dan zelf het verblijf in Nederland. In deze periode bestaat ook geen recht op bijstand. Asielzoekers kunnen zich wel laten inschrijven in de BRP na deze periode of wanneer zij niet in een asiel- of opvangcentrum verblijven. <https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/persoonsgegevens/vraag-en-antwoord/wanneer-moet-ik-mij-in-de-gba-laten-inschrijven-en-uitschrijven>

² Personen die op 1 januari 2014 17 zijn, worden in de loop van 2014 18 jaar en behoren daarom in 2014 tot de doelpopulatie die mogelijk bijstand ontvangt.

Een uitzondering hierop vormen familieleden. Eerstegraads bloed- of aanverwanten (ouder en kind) hebben een individueel recht op bijstand en bij tweedegraads bloedverwanten (kleinkind, grootouder, broer en zus) geldt een individueel recht als er sprake is van een zorgbehoefte. De huishoudens in de BRP sluiten daarmee niet exact aan op de huishoudensdefinitie in de bijstand. Bij de verdeling van 2015 en 2016 is ervoor gekozen het adres als uitgangspunt te nemen. Als één van de huishoudleden bijstand ontving, telde dat hele huishouden als bijstandsontvanger. Twee ouders met een volwassen thuiswonend kind met bijstand werden dus geteld als een bijstandshuishouden met het normbedrag voor een paar. Omdat in de registratie bekend is of iemand een (volwassen) thuiswonend kind is, is in model 2017 een betere aansluiting verkregen. Thuiswonende kinderen van 18 jaar of ouder worden als zelfstandige (alleenstaande) huishoudens gezien, met een eigen recht op bijstand.

Een perfecte aansluiting met het huishoudensbegrip in de bijstand is echter niet mogelijk. Een inwonende opa of oma of een inwonende broer met zorgbehoefte tellen ook als zelfstandig huishouden, maar kunnen op basis van de gegevens niet geïdentificeerd worden.

Ontbrekende groepen: adres- en thuislozen

Sommige groepen personen staan (vaak) niet ingeschreven in de BRP, maar hebben wel recht op bijstand. Dit zijn met name dak- en thuislozen. Thuislozen hebben een verblijfplaats als een woning, auto, boot of caravan op een vaste plaats of een adres waar post kan worden bezorgd, bijvoorbeeld bij familie of vrienden. Op dit (brief)adres kunnen zij een bijstandsuitkering aanvragen. De kans dat thuislozen zich op een (brief)adres inschrijven wanneer zij geen gebruikmaken van bijstand, is klein. Daklozen hebben geen adres om te wonen of te logeren. Zij slapen bijvoorbeeld 's nachts buiten of in de dagopvang. Daklozen zitten dus per definitie niet in de BRP. Het CBS heeft een inschatting gemaakt van het aantal daklozen. Zij vinden circa 5.000 daklozen in verschillende registraties en hogen dit door bijschatting op tot bijna 18.000 personen.³

Dak- en thuislozen ontbreken dus voor een groot deel in de registratie. Deze mensen maken wel gebruik van bijstand. Omdat deze groep niet evenredig over gemeenten verdeeld is, zullen sommige gemeenten er nadeel van ondervinden dat deze mensen niet in de registratie zitten. Zij hebben dan relatief veel kosten voor bijstand van dak- en thuislozen, die niet gehonoreerd worden in het model. Het ligt voor de hand om het budget voor deze groep buiten het verdeelmodel om toe te kennen, conform model 2016, waarbij gemeenten worden gecompenseerd voor uitgaven aan dak- en thuislozen op basis van historische gegevens (Vlasblom en Sadiraj, 2015). De bijstandsbedragen die zijn uitgekeerd als adreslozenuitkeringen en wel bekend zijn in de registraties met bijstandsuitkeringen worden niet meegenomen in het verdeelmodel.

Andere groepen die in de BRP ontbreken, hebben geen recht op bijstand. Het gaat hier bijvoorbeeld om buitenlanders die tijdelijk in Nederland verblijven, zoals buitenlandse seizoenarbeiders, studenten, au pairs enzovoorts.

Instellingsbewoners

Bewoners (vanaf 21 jaar) in een instelling hebben recht op bijstand. Het gaat hier om een lagere uitkering dan de reguliere bijstandsuitkering, die is bedoeld als zak- en kleedgeld. In model 2016 is

³ <http://www.cbs.nl/nl-NL/menu/themas/bevolking/methoden/dataverzameling/korte-onderzoeksbeschrijvingen/2010-dakloos-in-nederland-ob.htm>

het budget voor instellingsbewoners buiten het verdeelmodel om toegekend (net als bij dak- en thuislozen), omdat zij ontbraken in de EBB. Gemeenten werden daarbij gecompenseerd voor uitgaven aan instellingsbewoners op basis van historische gegevens (Vlasblom en Sadiraj, 2015). In de integrale data zijn de instellingsbewoners wel aanwezig. Voor model 2017 worden instellingsbewoners daarom meegenomen in het verdeelmodel, waarbij het huishoudtype 'instellingsbewoner' als apart verdeelkenmerk wordt opgenomen. Omdat iedere instellingsbewoner een eigen recht op bijstand heeft⁴, wordt iedere instellingsbewoner als apart eenpersoonshuishouden behandeld.

Het aantal bewoners van instellingen, zoals verpleeg- of verzorgingstehuizen en gehandicapteninstellingen, wordt onderschat op basis van de BRP. Gemeenten leveren de adressen van instellingen aan het CBS. De wijze waarop verschilt per gemeente en gemeenten hebben ook aangegeven hier niet altijd een volledig beeld over te hebben.⁵ Het CBS heeft daarom naar aanvullende bronnen gekeken, zoals de adressen van zorginstellingen en registraties van personen die een AWBZ-bijdrage voor Zorg met Verblijf betalen. Deze aanpak is volgens het CBS kwalitatief beter en objectiever. De nieuwe aanpak telt ruim 16 procent (ongeveer 35.000) meer personen in instellingen, deze personen werden voorheen voornamelijk als eenpersoonshuishouden geteld.

Indien de correctie van het CBS niet alle instellingsbewoners opspoort, ondervinden gemeenten met relatief veel instellingsbewoners hier mogelijk voordeel van. Deze instellingsbewoners worden nog altijd meegeteld als eenpersoonshuishoudens en krijgen daardoor een te hoog normbedrag en een te hoge kans op bijstand toegekend (alleenstaanden hebben een hogere kans op bijstand dan instellingsbewoners nadat is gecorrigeerd voor een groot aantal overige kenmerken van huishoudens in het model - zie de schattingsresultaten in Hoofdstuk 4).

Zelfstandigen

Bijstandsuitkeringen aan gevestigde zelfstandigen vallen niet binnen het macrobudget voor de Participatiewet en dienen daarom niet te worden meegenomen in het verdeelmodel. BBZ-uitkeringen aan startende zelfstandigen worden echter wel betaald uit het macrobudget en dienen daarom wel in het verdeelmodel te worden meegenomen. Het onderscheid tussen startende en gevestigde zelfstandigen kan niet exact worden gemaakt. Wel is bekend of een persoon zowel in 2013 als in 2014 inkomen uit zelfstandige arbeid ontving. Deze personen worden aangemerkt als gevestigde zelfstandige, een BBZ-uitkering aan deze persoon telt daarom niet mee als bijstandsuitkering in het verdeelmodel.

Huishoudens met een lid boven de AOW-leeftijd

Huishoudens waarbij één van de partners in een paar en/of de referentiepersoon in het huishouden (bijvoorbeeld de ouder in een eenouderhuishouden en de alleenstaande in een eenpersoonshuishouden) ouder is dan de AOW-leeftijd zijn verwijderd uit het analysebestand. Personen die ouder zijn dan de AOW-leeftijd ontvangen een eventuele bijstandsuitkering via de SVB. Dit komt niet ten laste van het gemeentelijke budget voor de Participatiewet en dient dus niet via het verdeelmodel te worden verdeeld.

⁴ Een uitzondering is een gehuwd paar in een instelling, deze personen hebben gezamenlijk recht op bijstand. In de data is voor instellingsbewoners niet zichtbaar of zij alleenstaand zijn of als gehuwd paar in de instelling verblijven. Dit onderscheid is daarom niet te maken. Aan de door gemeenten toegekende bijstandsbedragen bij instellingsbewoners was te zien dat het merendeel alleenstaanden betreft.

⁵ Zie CBS: <http://www.cbs.nl/nl-NL/menu/methoden/dataverzameling/huishoudensstatistiek.htm>

2.2 Basisset van verklarende factoren

Voor model 2017 wordt de keuze van verklarende variabelen in het model meer theoretisch onderbouwd. Op basis van de economische theorie wordt een basisverzameling verklarende variabelen geselecteerd. Deze variabelen worden altijd in het model opgenomen, ongeacht significantie. Dit omdat het verwijderen van variabelen tot problemen kan leiden als er sprake is van correlatie tussen variabelen. De insignificantie kan dan veroorzaakt worden door collineariteit en niet door het ontbreken van een effect. Daarom blijven variabelen die niet significant zijn maar wel een onderbouwd effect hebben volgens de economische theorie in het model opgenomen.

Atlas voor Gemeenten heeft een afwegingskader ontwikkeld aan de hand waarvan wordt bepaald of een verklarende factor in het model dient te worden opgenomen (Marlet e.a., 2016). Dit afwegingskader is ontwikkeld aan de hand van een literatuurstudie naar verklarende factoren voor de kans op bijstand van een individu in een gemeente. Het afwegingskader bestaat uit drie criteria waaraan de beoogde indicatoren moeten voldoen om überhaupt (kwantitatief) in het model te worden getoetst:

- a. **Uitlegbaar**, er moet een theoretische grond zijn om te verwachten dat de betreffende factor/indicator van invloed is op de kans op bijstand, en niet omgekeerd (endogeniteit):
- b. **Beïnvloedbaar**, de factor/indicator mag niet (op korte termijn) te beïnvloeden zijn door lokaal arbeidsmarkt- en armoedebeleid, en dus niet tot een perverse prikkel bij gemeenten leiden:
- c. **Aanvullend**; met de factor mag nog geen rekening gehouden zijn in (de huidige indicatoren in) het verdeelmodel.

Op basis van dit afwegingskader is een voorstel gedaan voor een 'basisset' aan verklarende variabelen (individuele kenmerken en omgevingskenmerken) ten behoeve van de doorontwikkeling van het verdeelmodel. 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, en factoren die een rol spelen aan de vraagkant van de arbeidsmarkt (de vraag naar werk; de beschikbare banen) en aan de aanbodkant van de arbeidsmarkt (het aanbod van werk; de kenmerken van de beroepsbevolking). Voorstel is om ook factoren die in de toekomst aangedragen worden als potentieel belangrijke factor aan de hand van dit afwegingskader te beoordelen.

Een aantal variabelen heeft kritiek gehad van experts. Deze variabelen zijn kwantitatief getoetst en zijn alleen opgenomen indien ze bijdragen aan de verklaringskracht van het model en bovendien voldoen aan de criteria voor een goed verdeelmodel (zie Box 2.1).

Box 2.1 De verdeelsystematiek moet zoveel mogelijk voldoen aan de volgende beoordelingscriteria

Prikkelwerking	Gemeenten worden geprikkeld om activerend beleid te voeren en de lasten voor inkomensvoorzieningen zoveel mogelijk te beperken.
Rechtvaardigheid	Gemeenten zien hun prestaties terug in het financiële resultaat. Goede prestaties leiden tot voordeel, slechte tot nadeel.
Betrouwbaarheid	De systematiek is ontwikkeld met een wetenschappelijk verantwoorde en reproduceerbare methode. De verdeelmaatstaven en hun gewichten zijn logisch en verklaarbaar. De schattingen zijn gebaseerd op betrouwbare en zo actueel mogelijke cijfers. De systematiek is stabiel.
Voorspelbaarheid	De verdeelsystematiek leidt voor gemeenten tot een zekere voorspelbaarheid van de uitkomsten.
Uitlegbaarheid	Het ministerie kan aan gemeenten uitleggen hoe budgetten zijn onderbouwd en hoe verschillen kunnen worden verklaard. Ook binnen gemeenten kunnen specialisten uitleggen hoe verschillen kunnen worden verklaard.
Financiële beheersbaarheid	De financiële risico's zijn voor gemeenten beheersbaar.
Praktische toepasbaarheid	De systematiek kan direct toegepast worden om het macrobudget te verdelen. Dit betekent dat de gehanteerde data betrouwbaar, tijdig en volledig beschikbaar en toegankelijk zijn.

Bron: Tempelman en Lammers (2014). Uitwerking verdeelmodel WWB 2015.

Vrijwel alle kenmerken uit model 2016 zitten ook in model 2017, soms wel met een andere operationalisatie of nadere uitsplitsing. Uitzondering hierop vormen de factoren koopwoning, opleidingsniveau en arbeidshandicap op huishoudniveau en de factor bevolkingsgroei op gemeenteniveau. In model 2016 werd de woonsituatie opgesplitst in drie categorieën: koopwoning, huur zonder huurtoeslag en huur met huurtoeslag. Voor model 2017 is ervoor gekozen in plaats daarvan een indicator voor corporatiewoning op te nemen. Koopwoning was in model 2016 een proxy voor vermogen. In model 2017 is daarom uitgegaan van het vermogen van een huishouden. Bevolkingstrends zitten in principe in de indicator voor beschikbaarheid van banen en hoeven dus niet apart opgenomen te worden. De factoren opleidingsniveau en arbeidshandicap die in model 2016 waren opgenomen, waren voor iedereen bekend doordat gebruik werd gemaakt van de EBB. De kenmerken opleidingsniveau en arbeidshandicap zijn echter niet integraal gemeten. Daarom moeten proxies voor deze factoren worden gebruikt. In de doorontwikkeling van model 2017 zijn verschillende proxies onderzocht.

2.2.1 Proxies voor opleidingsniveau

Het opleidingsniveau is slechts voor een gedeelte van de Nederlandse bevolking in registratiegegevens bekend. Dit hangt samen met de leeftijd van personen. Voor personen tot 26 jaar is bekend of zij laag, middelbaar of hoog opgeleid zijn. Voor personen tussen de 26 en 40 jaar is bekend of zij wel of niet hoog opgeleid zijn, maar het onderscheid tussen laag en middelbaar opgeleid kan niet worden gemaakt. Tot slot is voor 40-plussers geen opleidingsniveau bekend. Een gangbaar alternatief voor opleidingsniveau als verklarende factor voor de kans op werk in de literatuur is het gebruik van een maat voor arbeidsverleden. Te denken valt dan bijvoorbeeld aan het arbeidsinkomen in recente jaren. Dit geeft een indicatie van de capaciteit van personen en kan worden gebruikt als alternatief indien opleidingsniveau niet bekend is. Voor ouderen, waarvoor opleidingsniveau onbekend is, zal het arbeidsverleden waarschijnlijk bepalender zijn voor de kans op werk dan het opleidingsniveau. Als proxy voor opleidingsniveau zijn daarom twee varianten bekeken:

- *Dummy's voor opleidingsniveau en opleidingsniveau onbekend.* Er worden dummy's aangemaakt voor huishoudens waarin zich een hoog (laag) opgeleide bevindt. Daarnaast nemen we een dummy

op voor huishoudens waarvoor niet zeker is of zich daarin een hoog (laag) opgeleide bevindt. Het is van belang om onderscheid te maken tussen deze twee (i.t.t. het opnemen van één dummy voor opleidingsniveau onbekend) omdat voor de groep van 26 tot 40 jaar wel bekend is of iemand hoogopgeleid is, maar niet of de niet-hoogopgeleiden laag of middelbaar opgeleid zijn:

- *Human Capital Index (HCI)*. Deze bestaat uit opleidingsniveau voor personen onder de 26 en arbeidsverleden (cumulatief arbeidsinkomen over de laatste vijf jaar) voor personen boven de 40. Het arbeidsverleden wordt ingedeeld in laag of midden/hoog. Deze indeling wordt zodanig gekozen dat de inkomensdecielen die de grenzen tussen de groepen aangeven aansluiten bij de decielen met een lage, middelbare en hoge opleiding. Voor personen tussen de 26 en de 40 is de HCI gebaseerd op opleidingsniveau voor hoogopgeleiden (voor deze hele groep bekend) of het arbeidsverleden. Er worden op basis van deze index indicatoren aangemaakt die aangeven welke fractie van de personen tussen 17 jaar en AOW-leeftijd in het huishouden een midden/hoge (lage) HCI hebben.

Beide varianten zijn in de doorontwikkeling van model 2017 in het model getoetst. In overleg met experts is besloten de Human Capital Index als maatstaf te gebruiken. Het model met Human Capital Index heeft een hogere verklaringskracht dan het model met dummy's voor opleidingsniveau en opleidingsniveau onbekend.

2.2.2 Proxies voor arbeidsbeperking

In de EBB wordt personen gevraagd of zij te kampen hebben met een arbeidsbeperking. De aanwezigheid van arbeidsbeperking is echter niet integraal bekend. Wel zijn er registratiegegevens beschikbaar over gebruik van diverse vormen van zorg en de zorgkosten. Het CBS heeft een registratiebestand met het gebruik van medicijnen door personen. Hierin kan een onderscheid worden gemaakt tussen verschillende soorten medicijnen. Daarnaast is informatie beschikbaar over de gebruikte zorgkosten (die vallen onder de Zorgverzekeringswet) van personen. Het gebruik van een aantal typen medicijnen is in het model getoetst, te weten het gebruik van medicijnen tegen verslaving, depressie, adhd, psychose of bipolaire stoornis. Als benadering van comorbiditeit zijn ook indicatoren voor het gebruik van meerdere soorten medicijnen in de doorontwikkeling bekeken. Ten slotte is de aanwezigheid van hoge zorgkosten in het huishouden in het model getoetst. In overleg met experts is ervoor gekozen om het gebruik van GGZ-zorg, het gebruik van medicijnen tegen verslaving, depressie en psychose en het gebruik van medicijnen uit verschillende aantallen hoofdgroepen in het model op te nemen. Personen die medicijnen gebruiken die samenhangen met een fysieke beperking of operatie (bijvoorbeeld spierverslappers) blijken geen sterk verhoogde bijstandskans te hebben. Daarom is het gebruik van dit type medicijnen niet opgenomen in het verdeelmodel.

2.2.3 Operationalisatie van kenmerken op huishoudniveau

Conform model 2016 waren kenmerken op huishoudniveau bij aanvang van de doorontwikkeling geoperationaliseerd als “er is iemand in het huishouden met een bepaald kenmerk”. De geschatte effecten van deze kenmerken hangen dan af van de omvang van het huishouden. Een huishouden met drie personen waarvan één met een laag opleidingsniveau, één met een middelbaar opleidingsniveau en één met een hoog opleidingsniveau wordt dan zowel tot de groep ‘HCI laag’ als tot de

groep ‘HCI midden/hoog’ gerekend. Een huishouden met één persoon kan echter nooit op alle drie de groepen scoren. Bovendien is dit minder precies: een driepersonshuishouden met één laagopgeleide telt immers even zwaar als een driepersonshuishouden met drie laagopgeleiden. De verwachting is dat de bijstandskans voor het laatstgenoemde huishouden hoger is. Tijdens een expertbijeenkomst werd daarom aangegeven dat een operationalisatie met “een fractie van het aantal personen in het huishouden met een bepaald kenmerk” of “aantal personen in het huishouden met een bepaald kenmerk” beter zou zijn, waarbij in het laatste geval ook de omvang van het huishouden als verklarende factor zou moeten worden opgenomen. Voor model 2017 zijn daarom de verklarende factoren op huishoudniveau als fracties geoperationaliseerd.

2.3 Uitkomstmaten

Bij een verdeelsystematiek moet een te verdelen grootheid (de behoefte) gekozen worden. In de modellen voor 2015 en 2016 is uitgegaan van de kans op bijstand. Deze wordt verklaard met behulp van het multiniveaumodel en vervolgens is voor de prijs van een bijstandsuitkering het normbedrag per type huishouden gekozen. Het budget voor een gemeente wordt dan berekend door het aantal geschatte uitkeringen per huishoudtype met deze prijs te vermenigvuldigen. Het huidige model heeft dus nadrukkelijk geen prijscomponent. Deze keuze is gemaakt omdat kortingen op bijstand of het stimuleren van deeltijdwerk (met bijbehorende korting) van beleid afhangen. In de praktijk kunnen ook andere dingen dan beleid ervoor zorgen dat de gemeente een gemiddeld lager bedrag aan uitkeringen uitkeert, bijvoorbeeld omdat de gemeente vanwege economische omstandigheden relatief veel deeltijduitkeringen verstrekt.

Naast het gebruik van integrale gegevens zijn er de afgelopen jaren ook verbeteringsuggesties gedaan met betrekking tot de uitkomstmaat van het verdeelmodel, zoals overstappen op een model dat het bedrag aan bijstand of de fractie van het maximale bijstandsbedrag voorspelt in plaats van de kans op bijstand. In de doorontwikkeling van het verdeelmodel voor 2017 is een aantal te verklaren variabelen bekeken. Uitkeringen voor bijzondere bijstand worden in elk van de uitkomstmaten buiten beschouwing gelaten, conform model 2016. In de bepaling van de uitkomstmaten is een correctie voor dak- en thuislozen toegepast.⁶ De uitkomstmaten die zijn bekeken, zijn (Bijlage C geeft een uitgebreide toelichting):

1. Kans op bijstand:
Deze variant sluit aan bij de modellen voor 2015 en 2016. Als peildatum voor de ontvangst van bijstand wordt uitgegaan van 5 januari, om te voorkomen dat (veel) administratieve correcties in de cijfers zitten;
2. Fractie van het aantal maanden bijstand:
In deze variant wordt voor iedereen het aantal maanden dat men bijstand ontvangt berekend en gedeeld door het totaal aantal maanden;
3. Geen, gedeeltelijk of volledig bijstand:

⁶ Om uitkeringen voor dak- en thuislozen te kunnen onderscheiden, is een apart microdatabestand met netto bedragen gebruikt. Op basis van dit bestand is uitgerekend welke fractie van het totale bedrag dat aan bijstand is ontvangen, bijstand voor dak- en thuislozen was. Deze fracties zijn vervolgens toegepast op de beschikbare bruto bedragen om tot een gecorrigeerd bruto bedrag te komen. Een huishouden dat op 5 januari 2014 uitsluitend bijstand voor adreslozen ontving, wordt niet in de analyses meegenomen.

Op basis van het bedrag dat iemand in een jaar aan bijstand heeft ontvangen, wordt een variabele aangemaakt die aangeeft of sprake is van geen bijstand, gedeeltelijk bijstand of volledig bijstand. In dit geval bevat de te verklaren variabele ook een prijscomponent;

4. Fractie van het bedrag aan bijstand:

Deze uitkomst deelt het ontvangen bedrag aan bijstand door het maximale jaarlijkse normbedrag voor het huishouden;

5. Feitelijk bedrag aan bijstand:

In de laatste variant wordt het feitelijke bruto jaarbedrag aan bijstand verklaard.

Bijlage C beschrijft de schattingsresultaten van de modellen met de verschillende uitkomstmaten. In overleg met de experts is besloten dat de uitkomstmaten met een bedragcomponent niet de voorkeur hebben. Door expliciet een prijscomponent mee te nemen wordt de vrijheid in beleid van gemeenten wat betreft de hoogte van het uitkeringsbedrag gehonoreerd. Voor zover dit samenhangt met kenmerken in het verdeelmodel, zal het beleidseffect in de coëfficiëntschattingen gaan zitten. Indien dit het geval is, betalen gemeenten die uitkeringen verstrekken die niet hoger zijn dan het minimale normbedrag voor de keuze van andere gemeenten om een hoger dan minimaal uitkeringsbedrag te verstrekken. Anderzijds betalen gemeenten die kortingen toepassen op het reguliere normbedrag voor de keuze van andere gemeenten om die kortingen niet toe te passen.

De uitkomstmaten kans op bijstand en de fractie van het aantal maanden bijstand kennen geen bedragcomponent. Het voordeel van de fractie van het aantal maanden is dat deze maat gedetailleerder is en rekening houdt met de mogelijke seizoensafhankelijkheid in het bijstandsbestand. Deze maat had gedurende het onderzoek daarom lange tijd de voorkeur van SEO en de meeste experts. Voordeel van de uitkomstmaat kans op bijstand is dat een logitmodel mogelijk is. In dat geval kunnen geen negatieve kansen (en dus budgetten) worden voorspeld.

Het is gebleken dat een logitmodel het werkelijke aantal huishoudens in de bijstand veel beter benadert dan een (lineair) model met de uitkomst fractie aantal maanden bijstand. 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. Voor de uitkomstmaat fractie aantal maanden geeft deze maat het verschil tussen werkelijk en voorspeld aantal hele jaren in de bijstand voor gemeenten. De GGAA voor het model met de kans op bijstand is 57 bijstandshuishoudens (t.o.v. gemiddeld 986 bijstandshuishoudens per gemeente), voor het model met de fractie aantal maanden bijstand is het 90 (ten opzichte van gemiddeld 1.013 volledige bijstandsjaren per gemeente). Om deze reden is in overleg met de experts ervoor gekozen om de uitkomstmaat kans op bijstand te handhaven en niet over te gaan op de fractie aantal maanden bijstand.⁷

Nieuwe doelgroep

Mensen die voorheen in de Wajong of Wsw konden instromen vallen in 2017 (gedeeltelijk) onder de Participatiewet. Vanwege het gebruik van cijfers over 2014 zitten deze personen, de nieuwe doelgroep, nog niet in de cijfers. Dit vereist bijschatting. Dit gebeurt conform model 2015 en 2016, waarbij per toeval een deel van de mensen die in 2010, 2011, 2012 en 2013 zijn ingestroomd in

⁷ Ook als de GGAA van het logitmodel wordt berekend ten opzichte van het aantal bijstandsjaren, presteert de logit beter.

deze regelingen, wordt aangemerkt als bijstandsontvanger. Een verschil met model 2015 en 2016 is dat personen die voor de Wajong volledig arbeidsongeschikt zijn niet worden aangemerkt als nieuwe doelgroeper. Zij vallen immers niet onder de Participatiewet. Er is vanuit gegaan dat 75 procent van de historische Wsw- en Wajonginstroom uiteindelijk in zal stromen in de Participatiewet. Vervolgens is aangenomen dat 25 procent van deze 75 procent zal instromen in 2015, 50 procent in 2016, 75 procent in 2017 en 100 procent in 2018. In totaal worden met deze methode 18.858 personen aangemerkt als nieuwe doelgroepers in 2017.⁸

Voor de uitkomstmaten anders dan de ‘kans op bijstand’ is ook voor de instroom in 2014 bepaald of iemand per toeval tot de nieuwe doelgroep behoort. Voor personen behorend tot de nieuwe doelgroep wordt geen werkelijk ontvangen bedrag geobserveerd en wordt dus het normbedrag toegepast voor de uitkomsten met een bedragcomponent. Ook voor personen die in een bepaalde maand werden aangemerkt als nieuwe doelgroeper en tegelijk daadwerkelijk bijstand ontvingen, is het normbedrag gebruikt. Hiermee wordt voorkomen dat het voorspelde bijstandsbedrag onderschat wordt.

2.4 Normbedragen voor de bijstand

Voor de berekening van gemeentelijke budgetten wordt gebruikgemaakt van normbedragen voor de bijstandsuitkeringen. Het gaat om bruto jaarbedragen voor de bijstand zoals die gelden per 1 januari 2016. Bij gebruik van de uitkomstmaat ‘kans op bijstand’ of ‘fractie van het aantal maanden bijstand’ wordt de voorspelde kans op bijstand voor een huishouden vermenigvuldigd met het normbedrag voor dat huishouden om tot een voorspeld bedrag per huishouden te komen. De voorspelde bijstandsbedragen van alle huishoudens in een gemeente bij elkaar opgeteld geven een gemeentelijk budget. Bij de uitkomstmaten ‘geen/gedeeltelijk/volledig bijstand’ en ‘fractie van het bedrag aan bijstand’ wordt het normbedrag niet alleen in de voorspelling van gemeentelijke budgetten gebruikt, maar is het normbedrag ook al nodig voor de bepaling van de uitkomst zelf. Voor constructie van deze uitkomstmaten wordt het ontvangen bedrag aan bijstand gedeeld door het normbedrag voor het huishouden (met een maximum van één).

In de ontwikkeling van model 2017 is naar twee verschillende normbedragen gekeken: een grof normbedrag en een gedetailleerd normbedrag. In model 2016 werd onderscheid gemaakt tussen twee verschillende normbedragen: een normbedrag voor alleenstaanden (€ 14.862,31) en een normbedrag voor paren (€ 19.212,76). Bij gebruik van dit grove normbedrag krijgen niet alleen alleenstaanden het normbedrag voor alleenstaanden toegekend, maar ook alleenstaande ouders met minderjarige kinderen en personen in een instellingshuishouden. Het normbedrag voor paren wordt in dit geval toegewezen aan alle paren, ongeacht hun leeftijd en ongeacht of zij (minderjarige) kinderen in het huishouden hebben. De kostendelersnorm wordt in dit grove normbedrag niet toegepast.

In werkelijkheid wordt een veel groter aantal normbedragen gehanteerd. Zo verschilt het normbedrag al naar gelang de leeftijd van de partners in een paar en van een alleenstaande. Ook maakt het voor het normbedrag van een paar met één of beide partner(s) jonger dan 21 jaar uit of er ten laste

⁸ Deze methodiek kan voor model 2018 ook nog worden toegepast, omdat op de peildatum 5 januari 2015 nauwelijks nieuwe doelgroepers in de bijstand zullen zitten. Voor het jaar erna zal de nieuwe doelgroep deels in de gegevens zitten en zal deze op een andere manier moeten worden bijgeschat.

komende kinderen zijn. Voor personen in instellingen gelden eveneens andere normbedragen. Om deze nuance in het verdeelmodel onder te brengen, wordt voor model 2017 naast het grove normbedrag zoals gebruikt in model 2016 een gedetailleerd normbedrag geconstrueerd. In dit gedetailleerde normbedrag wordt expliciet rekening gehouden met de hiervoor genoemde verschillen in normbedragen naar huishoudtype en -samenstelling. Tabel 2.1 geeft een overzicht van de relevante normbedragen vóór toepassing van de kostendelersnorm. In het gedetailleerde normbedrag is de kostendelersnorm echter ook verwerkt – zie de volgende paragraaf.⁹

Tabel 2.1 Normbedragen verschillen naar huishoudtype en -samenstelling, voor toepassing kostendelersnorm

Type huishouden	Ten laste komende kinderen?	Normbedrag
Alleenstaande (ouder), leeftijd 21 tot AOW	Niet relevant	€ 14.862,31
Alleenstaande (ouder), 18, 19 of 20 jaar	Niet relevant	€ 2.881,20
Gehuwd paar, beide partners leeftijd 21 tot AOW	Niet relevant	€ 19.212,76
Gehuwd paar, beide partners 18, 19 of 20 jaar	Nee	€ 5.762,40
Gehuwd paar, beide partners 18, 19 of 20 jaar	Ja	€ 9.097,32
Gehuwd paar, één van beide partners 18, 19 of 20 jaar	Nee	€ 11.218,68
Gehuwd paar, één van beide partners 18, 19 of 20 jaar	Ja	€ 15.869,68
Alleenstaande (ouder) in instelling	Niet relevant	€ 3.695,52
Gehuwd paar in instelling	Niet relevant	€ 5.748,00

Bron: ministerie van SZW

Kostendelersnorm

Sinds 1 januari 2015 geldt de kostendelersnorm in de Participatiewet. Dit houdt in dat personen die een woning delen met meerdere volwassenen van 21 jaar of ouder, een lager normbedrag per persoon in het huishouden ontvangen. Tabel 2.2 toont de bruto normbedragen voor huishoudens van verschillende omvang, rekening houdend met de kostendelersnorm.

Tabel 2.2 Normbedragen verschillen naar huishoudomvang, kostendelersnorm

Aantal kostendelers (21+)	Normbedrag per persoon (per 1 januari 2016)
1 persoon	€ 14.862,31
2 personen	€ 9.606,38
3 personen	€ 7.854
4 personen	€ 6.978
5 personen	€ 6.453
6 personen	€ 6.114
7 personen	€ 5.955
8 personen	€ 5.836
9 personen	€ 5.744
10 personen (of meer)	€ 5.669

Bron: ministerie van SZW

⁹ Via het gedetailleerde normbedrag zit de kostendelersnorm verweven in de uitkomstmaten 'geen/gedeeltelijk/volledig bijstand' en 'fractie van het bedrag aan bijstand'. De daadwerkelijk uitgekeerde bedragen in 2014 bevatten deze kostendelersnorm nog niet, aangezien die in 2014 nog niet van kracht was. In de uitkomstmaat 'feitelijk bedrag aan bijstand' is de kostendelersnorm dus niet verwerkt. Wanneer in volgende jaren recentere gegevens gebruikt zullen worden, zal dat wel het geval zijn.

Niet alle personen in het huishouden tellen mee als kostendeler. Voor de volgende groepen geldt dat ze uitgezonderd zijn van de kostendelersnorm:

- Jongeren tot 21 jaar oud:
Jongeren van 18, 19 of 20 jaar tellen niet mee als kostendeler in het huishouden en krijgen op basis van hun leeftijd een normbedrag van € 2.881,20 toegekend – zie Tabel 2.1. Minderjarige kinderen hebben geen (eigen) recht op bijstand en krijgen normbedrag € 0 toegekend;
- Kamerhuurders met een commercieel contract (en die een commerciële huurprijs betalen):
Er zit geen informatie over de groep kamerhuurders met een commercieel contract in de beschikbare data. Deze uitsluiting van de kostendelersnorm wordt daarom niet gemaakt in de constructie van het gedetailleerde normbedrag;
- Studenten die een opleiding volgen die recht kan geven op studiefinanciering of tegemoetkoming studiekosten en studenten die een Beroeps Begeleidende Leerweg volgen (BBL-studenten):
Ook studenten tellen niet mee als kostendeler in het huishouden. Bovendien hebben zij geen (eigen) recht op bijstand en krijgen daarom normbedrag € 0 toegekend, ook wanneer het gaat om (één van beide) partners in een gehuwd paar of de ouder in een eenouderhuishouden. Personen met een inschrijving (met een duur van ten hoogste tien jaar) in het mbo, hbo of wo op 1 oktober 2013 worden als student aangemerkt. Het is niet mogelijk om op basis van de beschikbare gegevens te bepalen of ingeschreven studenten ook recht hebben op studiefinanciering of tegemoetkoming studiekosten. Bovendien kunnen BBL-studenten niet apart worden onderscheiden;
- Personen die in instellingen/inrichtingen verblijven:
Tot slot geldt de kostendelersnorm niet voor personen die in inrichtingen/instellingen verblijven. In de praktijk wordt onderscheid gemaakt tussen een normbedrag voor een alleenstaande in een instelling en een paar in een instelling – zie Tabel 2.1. In de data kan dit onderscheid niet gemaakt worden en wordt daarom aan ieder persoon in een instelling het normbedrag van een alleenstaande toegekend (€ 3.695,52).

Voor de toepassing van de kostendelersnorm wordt gekeken naar het aantal kostendelers in het huishouden. Op basis van het aantal kostendelers wordt het bedrag per kostendeler vastgesteld volgens Tabel 2.2. Aan alle kostendelers in het huishouden wordt het relevante bedrag per kostendeler toegekend. De toegekende individuele normbedragen worden vervolgens opgeteld om tot een normbedrag voor het huishouden te komen. Thuiswonende meerderjarige kinderen worden als zelfstandige eenpersoonshuishoudens gezien en krijgen hun individuele normbedrag toegekend. De individuele normbedragen voor de andere huishoudleden worden opgeteld om tot een normbedrag voor de rest van het huishouden te komen. Ter illustratie: een gehuwd paar waarvan beide partners ouder dan 21 zijn met een thuiswonend, niet-studerend kind van 22 jaar in het huishouden bestaat uit drie kostendelers. Elk van de huishoudleden kan dan een bedrag van € 7.854 aan bijstand ontvangen. Het meerderjarige thuiswonende kind wordt gezien als apart huishouden, omdat het een eigen recht op bijstand heeft. Dit kind krijgt in dit geval als normbedrag € 7.854 toegekend, terwijl het paar € 15.708 (twee maal het bedrag bij drie kostendelers) als normbedrag krijgt toegekend.

Er zijn ruim 200 huishoudens van het type ‘overig huishouden’ die volgens de administratie van het CBS (gebaseerd op de BRP) bestaan uit meer dan 10 personen. Deze worden aangemerkt als

instellingen en de leden van deze grote overige huishoudens ieder als apart eenpersoonshuishouden beschouwd met het normbedrag van instellingsbewoner.¹⁰

2.5 Vereenvoudiging van de multiniveaumodellen

Er zijn verschillende technieken mogelijk om een model voor de kans op bijstand te schatten. De meest eenvoudige is het lineaire regressiemodel (ook wel OLS genoemd). In dit geval wordt nagegaan in welke mate het bezit van een bijstandsuitkering lineair gerelateerd is aan de verdeelkenmerken. De interpretatie van de coëfficiënten is dan eenvoudig: de geschatte coëfficiënten weerspiegelen de procentpuntstijging in kans op bijstand. Dus als de coëfficiënt voor een eenoudergezin gelijk is aan 0,2, dan heeft een eenoudergezin een 20 procentpunt hogere kans op bijstand dan de referentiegroep. Bij uitkomstvariabelen met twee uitkomsten (wel/geen bijstandsuitkering) kan ook een logitmodel geschat worden. Voordeel van een niet-lineair model ten opzichte van een lineair model is dat de voorspelde kans nooit kleiner dan nul of groter dan 1 kan zijn. Bovendien kan het geschatte aantal bijstandshuishoudens voor een gemeente niet negatief worden, met een mogelijk negatief budget tot gevolg. Een nadeel van zo'n niet-lineair model is dat de interpretatie van de coëfficiënten lastiger is. Alleen de richting van de coëfficiënten (positief of negatief effect op de kans op bijstand) is direct te interpreteren.

Beide typen modellen kunnen geobserveerde effecten op andere niveaus dan het huishouden opnemen, zoals kenmerken op buurt- of gemeenteniveau (aandeel studenten, aandeel WW-uitkeringen etc.). Deze modellen kunnen bovendien uitgebreid worden tot multiniveaumodellen. In dat geval kunnen ook niet-geobserveerde (random) effecten op verschillende niveaus worden opgenomen, zie Tabel 2.3. Hier staat wel tegenover dat deze modellen strengere aannames doen. Later in deze paragraaf zal hier nader op ingegaan worden.

Tabel 2.3 Verschillende technieken mogelijk om kans op bijstand te schatten

Type model	huishoudkenmerken	Geobserveerde regio-kenmerken (buurt, gemeente en corop)	Ongeobserveerde regio-kenmerken (buurt, gemeente en corop)
OLS (lineair)	Ja	Ja	Nee
Logit (niet-lineair)	Ja	Ja	Nee
Multiniveau OLS (lineair)	Ja	Ja	Ja
Multiniveau logit (niet-lineair)	Ja	Ja	Ja

Het verdeelmodel 2016 voor de Participatiewet is een multiniveau logitmodel (het laatste model in Tabel 2.3). Model 2016 was een model met een groot aantal niveaus. Er werd rekening gehouden met geobserveerde kenmerken op huishoudniveau (o.a. eenouder-moeder en eenouder-vader),

¹⁰ Bij grote huishoudens die geen overig huishouden zijn, wordt de toepassing van de kostendelersnorm gemaximeerd op 10 personen om hele kleine normbedragen te voorkomen. Wanneer een huishouden uit meer dan 10 kostendelers bestaat, dan krijgt elk van de kostendelers alsnog een normbedrag op basis van 10 kostendelers toegekend. Vervolgens worden de normbedragen voor alle huishoudens gemaximeerd op € 56.690, het totaalbedrag voor een huishouden met 10 kostendelers.

buurniveau (woningwaarde) en gemeenteniveau (o.a. WW-percentage). Daarnaast waren niet-geobserveerde effecten meegenomen op drie niveaus: wijk, gemeente en regio (COROP).¹¹ Het verdeelmodel voor de Participatiewet 2017 is een logitmodel (het tweede model in Tabel 2.3).

Modellen met verschillende geobserveerde niveaus

Voordeel van het gebruik van een model op een laag niveau (in dit geval: huishoudniveau) met geobserveerde kenmerken op verschillende niveaus is dat onderscheid gemaakt kan worden naar de effecten van de kenmerken op die verschillende niveaus, waardoor effecten zuiver geschat kunnen worden. Dit in tegenstelling tot een model waarin alleen kenmerken op gemeente- en regioniveau zijn meegenomen, zoals in het verdeelmodel tot en met 2014 het geval was. Bijvoorbeeld: een huishouden bestaande uit allochtonen heeft een hogere kans op bijstand dan een huishouden bestaande uit autochtonen – zie Hoofdstuk 3. Stel dat we dit effect willen verwerken in een verdeelmodel dat wordt geschat op gemeenteniveau. In het verdeelmodel wordt dan het aandeel allochtone huishoudens op gemeenteniveau opgenomen. Maar stel nu dat gemeenten met relatief veel allochtonen een sterk bijstandsbeleid voeren. Het effect van het hebben van veel allochtone huishoudens op de (objectieve, beleidsloze) kans op bijstand wordt dan onderschat. In een extreem geval schat het verdeelmodel dan dat gemeenten met een hoog aandeel allochtonen een kleinere kans op bijstand hebben! De gemeenten met relatief veel allochtonen worden gestraft voor hun goede beleid. De fout die wordt gemaakt wanneer kenmerken die effect hebben op een laag (huishoud)niveau, op een hoger (gemeente)niveau worden meegenomen wordt ook wel de ecologische fout genoemd – zie Robinson (1950).

Een model op één niveau kan daarnaast interpretatieproblemen geven. Op huishoudniveau leidt het kenmerk student tot een lagere kans op bijstand; een student heeft immers geen recht op bijstand. Op gemeenteniveau kan het kenmerk student tot een hogere bijstandskans leiden, vanwege verdringing op de arbeidsmarkt. Op beide niveaus moet dit kenmerk dus opgenomen worden om deze effecten goed te kunnen onderscheiden.

Modellen met verschillende niet-geobserveerde niveaus (random effecten)

Voordeel van het gebruik van de niet-geobserveerde random effecten in het multiniveaumodel is dat duidelijk wordt welk deel van de variatie in de kans op bijstand kan worden verklaard door niet-geobserveerde buurt-, gemeente- en regio-effecten. Wanneer de onverklaarde variatie op bijvoorbeeld buurniveau groot is, geeft dat een indicatie dat mogelijk relevante factoren op buurniveau nog missen in het model. Bovendien houdt een multiniveaumodel met deze niet-geobserveerde effecten er automatisch rekening mee dat de kans op bijstand samenhangt met de buurt/gemeente/COROP-regio waar het individu in woont. Wanneer hier niet voor wordt gecorrigeerd, worden standaardfouten onderschat. Kenmerken in het model zijn daardoor te snel significant waardoor effecten worden toegekend aan kenmerken die eigenlijk geen effect hebben – zie bijvoorbeeld Steenbergen en Jones (2002).

Nadeel van het gebruik van niet-geobserveerde effecten in het multiniveaumodel is dat geldt: hoe meer niveaus, hoe meer aannames. Een model met niet-geobserveerde random effecten maakt de

¹¹ In model 2017 worden geobserveerde factoren meegenomen op huishoudniveau, buurniveau en gemeenteniveau. Daarnaast kunnen niet-geobserveerde random effecten worden meegenomen op maximaal drie niveaus: buurt, gemeente en regio (COROP). Door overgang op integrale data is het mogelijk om buurt-effecten mee te nemen in plaats van wijk-effecten.

aanname dat de random effecten op alle niveaus (multivariaat) normaal verdeeld zijn met constante variantie en gemiddelde nul. Een model zónder niet-geobserveerde effecten maakt alleen de aanname dat de storingsterm op huishoudniveau normaal verdeeld is met constante variantie en gemiddelde nul. Bovendien: wanneer in een model zónder niet-geobserveerde effecten de storingstermen niet normaal verdeeld zijn, worden de effecten van geobserveerde kenmerken nog steeds zuiver geschat - zie bijvoorbeeld Heij et al. (2014). Wanneer in een model mét niet-geobserveerde effecten de random effecten op alle niveaus niet normaal verdeeld zijn, worden de effecten van de geobserveerde kenmerken niet zuiver geschat. De schattingsresultaten zijn dan echter nog wel consistent - zie De Leeuw en Meijer (2007). Dat betekent dat bij gebruik van een oneindig aantal huishoudens de geobserveerde effecten op huishoudniveau wel zuiver geschat kunnen worden, bij gebruik van een oneindig aantal buurten de geobserveerde buurteffecten wel zuiver geschat kunnen worden etc. Ander nadeel is dat geldt: hoe meer niveaus, hoe langer het duurt voordat het model geschat is. Bij integrale data en niet-geobserveerde kenmerken op drie niveaus is de doorlooptijd van de schattingen één à twee dagen. Bij schattingen op integrale data is zelfs gebleken dat het model met niet-geobserveerde kenmerken op drie niveaus door zijn complexiteit soms helemaal niet geschat kan worden – zie Bijlage D.

Een model zonder niet-geobserveerde effecten is binnen enkele minuten te schatten en is bovendien een zuivere schatter wanneer de niet-geobserveerde random effecten niet normaal verdeeld zijn. Door in dit model de standaardfouten te clusteren op een hoger niveau dan het huishoudniveau, worden standaardfouten niet langer onderschat - zie Steenbergen en Jones (2002). Dit model kan echter niet worden gebruikt om inzicht te krijgen in de onverklaarde variantie op verschillende niveaus.

De aannames voor het multiniveaumodel zijn in de doorontwikkeling van model 2017 uitgebreid getoetst. Daaruit is gebleken dat aan de aannames niet is voldaan, zie Bijlage D. Dit betekent dat de geobserveerde effecten niet zuiver geschat kunnen worden met een multiniveaumodel. Een model zonder niet-geobserveerde effecten heeft daarom de voorkeur van SEO en de meeste experts. Er is nog wel sprake van meerdere niveaus in het model; er zijn namelijk geobserveerde kenmerken op huishoud-, buurt- en gemeenteniveau opgenomen.

Het oorspronkelijke idee van het multiniveaumodel was dat via niet-geobserveerde gemeentelijke effecten, die niet worden gehonoreerd, voor verschillen in lokaal bijstandsbeleid wordt gecontroleerd. Dit is echter alleen het geval als dit beleid niet samenhangt met de opgenomen kenmerken. In dat geval volstaat een regulier logit- of OLS-model ook, aangezien deze verschillen in lokaal bijstandsbeleid dan in de storingsterm terechtkomen, en dus ook niet gehonoreerd worden.

Vaste effecten in plaats van random effecten op COROP-niveau

In model 2016 werden voor de bepaling van budgetten en de daarvoor benodigde voorspelling van de kans op bijstand alleen de random effecten op COROP-niveau meegenomen. De random effecten op de andere niveaus werden niet gehonoreerd. Het achterliggende idee is dat de random effecten op buurt- en gemeenteniveau beleidscomponenten bevatten die niet gehonoreerd dienen te worden in de bepaling van de bijstandsbudgetten, nadat is gecontroleerd voor de geobserveerde objectieve factoren. Het COROP-niveau zou nog resterende verschillen tussen regio's bevatten die niet door gemeenten beïnvloed kunnen worden en dus wel meegenomen dienen te worden in de budgetverdeling.

COROP-effecten kunnen ook als vaste effecten, in plaats van random effecten, in het model worden opgenomen. Elk COROP-gebied krijgt dan zijn eigen indicator in het model.¹² Nadeel van het opnemen van vaste effecten op COROP-niveau is dat het model lastiger te schatten wordt door opname van 39 extra COROP-indicatoren in het model. Bovendien beïnvloedt de opname van vaste COROP-effecten de geschatte coëfficiënten van buurt- en gemeentekenmerken mogelijk aanzienlijk, aangezien deze nu uitsluitend geschat kunnen worden op basis van variatie tussen gemeenten binnen COROP-gebieden.¹³

In model 2017 is er echter geen reden om aan te nemen dat de COROP-regio (theoretisch) de kans op bijstand beïnvloedt, nadat al rekening is gehouden met de geobserveerde buurt- en gemeente-effecten uit de basisset van Atlas voor Gemeenten. Bovendien streven de COROP-effecten als controle voor de lokale arbeidsmarkt hun doel voorbij: er worden vaste grenzen gehanteerd om arbeidsmarkteffecten te vangen, terwijl juist de arbeidsmarktkans op beperkte reistijd van het huishouden relevant is voor de kans op bijstand. Wanneer arbeidsmarktfactoren al afdoende in de verklarende variabelen zijn meegenomen, is er geen reden om het COROP-niveau te honoreren in de budgetverdeling. De COROP-effecten pikken dan alleen het gemiddelde beleidseffect van gemeenten in de betreffende COROP-regio op. Het heeft daarom de voorkeur van SEO en experts om het COROP-niveau niet op te nemen in het verdeelmodel voor 2017.

2.6 Samenvatting

De belangrijkste verandering voor model 2017 ten opzichte van model 2016 is de overstap naar integrale gegevens. Hiermee is het herwegingsalgoritme niet meer nodig. Daarnaast is het hierdoor mogelijk om ook de instellingsbewoners mee te nemen, beter aan te sluiten bij het huishoudensbegrip uit de bijstand en de doelpopulatie aan te passen.

Voor model 2017 wordt de keuze van verklarende variabelen in het model meer theoretisch onderbouwd. Op basis van de economische theorie is een basisverzameling verklarende variabelen geselecteerd die de kans op bijstand van een huishouden bepalen. Deze variabelen worden in het model opgenomen.

De uitkomstmaat blijft gelijk aan die van model 2016: de kans op bijstand wordt verklaard uit de verdeelkenmerken. Het model dat geschat wordt, is wel veranderd. In plaats van een multiniveau logitmodel, is ervoor gekozen een regulier logitmodel te schatten, waarbij naast huishoudenkenmerken geobserveerde regiokenmerken zijn opgenomen (zoals de beschikbaarheid van werk in de ge-

¹² Voor gemeente- (en buurt)effecten is deze werkwijze niet mogelijk omdat het door opname van vaste effecten onmogelijk wordt om geobserveerde kenmerken op gemeenteniveau (en buurniveau) op te nemen in het model. Het is dan niet mogelijk om effecten van beleid en objectieve kenmerken te onderscheiden. Bovendien zou door het toekennen van vaste effecten op gemeenteniveau het aantal bijstandontvangers op gemeenteniveau exact voorspeld kunnen worden, waardoor de prikkelwerking van het verdeelmodel wordt weggevaagd.

¹³ In het geval van niet-geobserveerde random effecten wordt aangenomen dat deze effecten niet samenhangen met de geobserveerde kenmerken in het model. In geval van kenmerken op gemeenteniveau is dat onwaarschijnlijk: een gemeente met hoge arbeidsmarktkansen behoort vaak ook tot een COROP-gebied met hogere arbeidsmarktkansen.

meente of overlast in de buurt). In dit onderzoek is gebleken dat aan de aannames achter het multiniveaumodel niet is voldaan en dat de geobserveerde effecten niet zuiver geschat kunnen worden met een multiniveaumodel. Een model zonder niet-geobserveerde effecten heeft daarom de voorkeur.

Het oorspronkelijke idee van het multiniveaumodel was dat via niet-geobserveerde gemeentelijke effecten, die niet worden gehonoreerd, voor verschillen in lokaal bijstandsbeleid wordt gecontroleerd. Dit is echter alleen het geval als dit beleid niet samenhangt met de opgenomen kenmerken. In dat geval volstaat een regulier logit- of OLS-model ook, aangezien deze verschillen in lokaal bijstandsbeleid dan in de storingsterm terechtkomen, en dus ook niet gehonoreerd worden.

Tot slot maakt model 2017 gebruik van gedetailleerde normbedragen. Dat betekent dat het toegekende normbedrag is gedifferentieerd naar type huishouden (alleenstaand en jonger dan 21, alleenstaand en 21 of ouder, instellingsbewoners etc.). In model 2016 werden alleen de normbedragen voor alleenstaande 21-plussers en paren met 21-minners meegenomen.

3 Kans op bijstand

Wanneer gebruik wordt gemaakt van integrale data, liggen de voorspelde kansen voor verschillende huishoudtypen dicht bij de werkelijkheid dan wanneer gebruik wordt gemaakt van de EBB. In model 2017 is een groot aantal kenmerken opgenomen die de kans op bijstand sterk beïnvloeden.

Het verdeelmodel wordt geschat op gegevens op huishoudniveau. Het huishouden wordt daarbij zodanig gedefinieerd dat dit zo dicht mogelijk aansluit bij het huishoudensbegrip waarvoor het recht op bijstand bestaat. Veel van de bronbestanden met registratiegegevens van het CBS zijn op persoonsniveau. De bestanden zijn daarom gekoppeld op persoonsniveau en vervolgens vertaald naar huishoudniveau. De analyses vinden daarna plaats op een integraal analysebestand op huishoudniveau.

3.1 Analysebestand

Het analysebestand is samengesteld uit een groot aantal bronbestanden met integrale data beschikbaar bij het CBS. Het gaat dan om bestanden met uitkeringen (bijstand, AO, WW), opleidingsniveau, deelnemers hoger onderwijs, persoonskenmerken (leeftijd, geslacht, herkomst), huishoudtypen, vermogen, woonsituatie, baangegevens en gegevens over zelfstandigen, Wsw, medicijngebruik en zorgkosten. Al deze bestanden zijn bewerkt en vervolgens op persoonsniveau aan elkaar gekoppeld. De BRP was hierbij leidend. Dit betekent dat iedereen, die op 1 januari 2014 in de BRP ingeschreven was, in het bestand zit. Nagenoeg alle kenmerken zijn op peildatum 1 januari 2014 bekeken. Voor de uitkeringsgegevens is de peildatum 5 januari, om te voorkomen dat (veel) administratieve correcties in de cijfers zitten. Dit resulteert in een bestand met 16,8 miljoen personen.

Dit bestand is vervolgens gecontroleerd op inconsistenties, bijvoorbeeld personen die tot hetzelfde huishouden behoren maar die een verschillend type huishouden hebben, eenouderhuishoudens met meerdere ouders in het huishouden, huishoudens met meerdere referentiepersonen en afwijkingen in het geregistreerde adres of de woonsituatie binnen huishouden. Deze inconsistenties zijn waar mogelijk verbeterd. Als dat niet kon, zijn de personen uit het analysebestand verwijderd (ongeveer 9.000 personen). Daarnaast is een correctie toegepast voor thuiswonende meerderjarige kinderen. Deze personen hebben een individueel recht op bijstand en worden daarom als een individueel huishouden beschouwd. Bij instellingshuishoudens is ervoor gekozen om ieder individu als een apart huishouden te zien met een eigen recht op bijstand.¹⁴ Eveneens zijn personen in grote overige huishoudens, bestaande uit meer dan 10 personen, ieder als apart instellingshuishouden gerekend. Tot slot zijn huishoudens met dak- en thuislozen met (adreslozen)bijstand op de peildatum (5 januari 2014) uit het bestand verwijderd. Dit betreft ongeveer 5.000 personen. Compensatie voor deze groep gaat achteraf via historische kosten.

¹⁴ In model 2016 zijn geen instellingshuishoudens meegenomen, omdat alleen particuliere huishoudens zijn opgenomen in de EBB.

Het bestand op persoonsniveau is omgevormd tot een bestand op huishoudniveau. Huishoudens waarbij geen enkele persoon tot de doelpopulatie behoort (17-AOW-leeftijd) of waarvan het huishoudhoofd of de partner ouder dan de AOW-leeftijd is, zijn verwijderd. Voor mensen boven de AOW-leeftijd loopt bijstand via de SVB. Ook is een aantal huishoudkenmerken aangemaakt. In het aanmaken van de huishoudkenmerken is een aantal keuzes met betrekking tot de operationalisatie van kenmerken gemaakt. Bijlage A bevat een uitgebreide toelichting van de operationalisatie van de diverse factoren die in het verdeelmodel zijn opgenomen. Aan de huishoudens worden normbedragen toegekend, afhankelijk van de huishoudsamenstelling. In de toekenning van de normbedragen is rekening gehouden met de huishoudsamenstelling en de kostendelersnorm zoals beschreven in Paragraaf 2.4. Dit resulteert in een bestand met ongeveer 6,8 miljoen huishoudens. Het aantal huishoudens zonder de instellingen en meerderjarig thuiswonende kinderen met individueel recht bedraagt 5,6 miljoen.

Tot slot zijn aan het bestand op huishoudniveau regionale kenmerken uit de basisset gekoppeld over de gemeente en de buurt. Deze zijn grotendeels aangeleverd door Atlas voor Gemeenten. Een uitzondering is het aandeel hbo- en wo-studenten: met behulp van de onderwijsregistraties op persoonsniveau is het aandeel hbo- en wo-studenten in de doelpopulatie in de gemeente bepaald.

Naast de regionale kenmerken uit de basisset zijn ook kenmerken gekoppeld die worden benut in de uitgebreide analyse van herverdeeleffecten zoals voor model 2016 is gedaan. Een deel hiervan is door SEO aangemaakt op basis van de registraties op huishoud- en persoonsniveau. Gegevens over huishoudtype zijn gebruikt om het aandeel alleenstaanden, het aandeel eenouderhuishoudens en het aandeel inwoners in instellingen in het totaal aantal huishoudens (in het analysebestand) in de gemeente te berekenen. Het aandeel laagopgeleiden en aandeel hoogopgeleiden in een gemeente is bepaald op basis van de opleidingsdata op persoonsniveau, waarbij gebruik is gemaakt van op-hooggewichten om deze kenmerken landelijk representatief te maken. Ook het aandeel arbeidsongeschiktheidsuitkeringen in de doelpopulatie en aandeel personen met medicijnen tegen verslaving in de doelpopulatie is door SEO bepaald op basis van CBS-registraties op persoonsniveau. Informatie over grensgemeenten (reistijd tot de grens) is verkregen via Atlas voor Gemeenten. Twee kenmerken die worden gebruikt in de verdeling van het Gemeentefonds zijn verkregen via het ministerie van BZK (centrumfunctie en sociale structuur). De overige kenmerken voor de uitgebreide herverdeeleffectanalyse zijn gebaseerd op gegevens van Statline, hiervoor zijn onder meer de 'kerncijfers wijken en buurten' gebruikt. Een overzicht van de gebruikte kenmerken in het analysebestand en hun operationalisatie is opgenomen in Bijlage A.

3.2 Kans op bijstand naar huishoudkenmerken

De bijstandskans in het integrale analysebestand kan worden afgezet tegen de bijstandskans voor huishoudens in de EBB. De eerste rij van Tabel 3.1 laat zien dat de gemiddelde bijstandskans voor huishoudens in de EBB lager is dan de gemiddelde bijstandskans op basis van integrale data. Het is dus inderdaad zo dat in de EBB de onderkant van de arbeidsmarkt ondervertegenwoordigd is. Ook is te zien dat de EBB de bijstandskansen voor een aantal groepen sterker onderschat, zoals eenouderhuishoudens met een moeder, 55-plussers en allochtonen. Als deze groepen sterker ver-

tegenwoordigd zijn in bepaalde gemeenten, ondervinden die gemeenten hier nadeel van bij de verdeling. De kans op bijstand voor gemeenten met veel alleenstaande moeders wordt dan bijvoorbeeld onderschat.

In model 2016 worden in het verklaringsmodel de bijstandskansen uit de EBB verklaard. De geschatte kansen worden vervolgens herwogen door aan te sluiten op door het CBS verkregen totalen per gemeente. Daarmee wordt ondervertegenwoordiging van groepen in de EBB tegengegaan, maar niet geheel weggenomen. De derde kolom in Tabel 3.1 laat zien dat de geschatte bijstandskans in model 2016 voor de meeste type huishoudens het gat tussen de bijstandskans op basis van de EBB en op basis van integrale data gedeeltelijk dicht, maar niet volledig.

De laatste kolom van Tabel 3.1 laat voorspelde bijstandskansen zien op basis van de schattingsresultaten van een lineair multiniveaumodel met HCI geschat op integrale data, met daarin de kenmerken uit model 2016. Deze voorspelde kansen zijn verkregen op basis van schattingen op het integrale analysebestand en liggen dus zoals verwacht aanzienlijk dichter bij de integrale bijstandskansen dan de voorspelde kansen op basis van model 2016 (geschat op de EBB).

Tabel 3.1 Bijstandskans naar achtergrondkenmerken van het huishouden – vergelijking met model 2016

Variabele	Voorspelde bijstandskans		Voorspelde bijstandskans model 2016 op integrale data	
	Bijstandskans EBB	definitief model 2016	Bijstandskans Integraal	
Doelpopulatie – huishoudens 15-65 jaar	4,1%	5,0%	5,8%	5,7%
Aantal huishoudens	89.011		6.886.518	6.886.518
Kenmerken model 2016				
Eenouder-moeder	19,7%	22,6%	23,4%	23,2%
Eenouder-vader	7,5%	9,3%	6,8%	6,7%
Paar zonder kinderen	0,9%	1,3%	2,2%	2,1%
Paar met kinderen	1,4%	2,0%	2,3%	2,2%
Alleenstaande	8,1%	11,2%	9,6%	9,0%
15 tot 25-jarige in hh	3,6%	4,1%	3,5%	3,4%
55- tot 65-jarige in hh	4,3%	5,6%	7,0%	7,0%
Koopwoning	0,6%	1,1%	1,0%	0,8%
Sociale huurwoning (huurwoning met huurtoeslag)	30,9%	36,0%	32,4%	32,3%
Niet-westerse allochtoon in hh	13,2%	14,9%	15,9%	15,5%
Laagopgeleide in hh	5,7%	6,0%	12,4% (selectief)	Nb
Hoogopgeleide in hh	1,5%	1,7%	1,5% (selectief)	Nb
AO-uitkering in hh	2,8%	3,8%	3,0%	2,7%
Arbeidsbeperkte in hh	10,0%	9,4%	Nb	Nb

Bron: berekeningen SEO Economisch Onderzoek (2^e, 4^e en 5^e kolom) en SZW (kolom 3). De voorspelde bijstandskansen voor model 2016 op integrale data zijn gebaseerd op het voorkeursmodel van de begeleidingscommissie van begin maart (Lineair model met HCI: zie Tabel 6, kolom 2 notitie eerste resultaten model 2017 SEO). Het analysebestand is in de doorontwikkeling nog aangepast. Hierdoor is het totaal aantal huishoudens in deze tabel niet gelijk aan het aantal huishoudens in de volgende tabellen.

In de ontwikkeling van model 2017 is een groot aantal extra huishoudkenmerken onderzocht. Tabel 3.2 laat voorspelde en integrale bijstandskansen zien naar deze kenmerken. Voor een aantal kenmerken geldt dat huishoudens met dat kenmerk een bijstandskans hebben die sterk afwijkt van de gemiddelde bijstandskans voor de gehele doelpopulatie. Zo is er bijvoorbeeld een aanzienlijke variatie in de bijstandskans voor verschillende typen huishoudens, met name alleenstaande moeders met een kind tot vijf jaar (zonder sollicitatieplicht) hebben een hoge kans op bijstand. Huishoudens die in een corporatiewoning wonen hebben ook een sterk verhoogde kans op bijstand. De kans op bijstand voor huishoudens in een corporatiewoning is lager dan de kans op bijstand voor huishoudens die in een huurwoning wonen en huurtoeslag ontvangen (operationalisatie van het kenmerk sociale huurwoning in model 2016). Dit komt omdat huishoudens die bijstand ontvangen, vaak ook huurtoeslag ontvangen. Het kenmerk sociale huurwoning uit model 2016 is daarmee sterk endogeen (hoe meer bijstand, hoe vaker huurtoeslag in plaats van andersom), ondermijnt de prikkelwerking van het model en is dus geen objectief verdeelkenmerk.

Ook de andere kenmerken in de basisset kennen een sterke relatie met de kans op bijstand. Er is grote variatie in de bijstandskans voor verschillende groepen allochtonen, de bijstandskans voor niet-westerse allochtonen in het algemeen ligt aanzienlijk hoger dan het gemiddelde voor alle huishoudens. Medicijngebruik lijkt sterk samen te hangen met de kans op bijstand. De kans op bijstand voor mensen die medicijnen gebruiken voor verslaving is 19,8 procent. Voor mensen met medicijnen tegen psychose is de bijstandskans 18,8 procent. Ook hoge zorgkosten, GGZ-gebruik en medicijngebruik uit verschillende groepen (comorbiditeit) geven een veel hogere bijstandskans. De HCI-index als proxy voor het opleidingsniveau geeft de verwachte resultaten: huishoudens met een hoge fractie personen met een laag HCI hebben een hogere bijstandskans, terwijl huishoudens met een hoge fractie personen met een hoog HCI een lagere bijstandskans hebben. De correcties voor niet-rechthebbenden lijken ook relevant: huishoudens met een hoog vermogen en/of een hoge overwaarde hebben bijvoorbeeld een heel lage bijstandskans. Doordat het in model 2017 mogelijk is om een groot aantal relevante huishoudkenmerken op te nemen, kan een betere voorspelling van de bijstandskans voor huishoudens met deze kenmerken worden gemaakt.

Tabel 3.2 Bijstandskans naar geselecteerde achtergrondkenmerken van het huishouden – integrale data en model 2017

Variabele	Bijstandskans Integraal	Voorspelde bijstandskans model 2017
Doelpopulatie –huishoudens 17-AOW leeftijd	5,8%	5,8%
Aantal huishoudens	6.892.253	6.892.253
Huishoudtypen		
Alleenstaande	9,6%	9,6%
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	33,3%	33,3%
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	26,4%	26,4%
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	20,8%	20,8%
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	16,3%	16,3%
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	14,3%	14,3%
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	9,3%	9,3%
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	6,8%	6,8%
Eenouder-vader, jongste kind 18+	5,0%	5,0%
Paar, jongste kind tot 5	2,7%	2,4%
Paar, jongste kind 5-12	2,3%	2,5%
Paar, jongste kind 12-18	2,0%	2,2%
Paar, jongste kind 18-	2,4%	2,4%
Paar, jongste kind 18+	1,8%	1,8%
Instellingsbewoner	11,2%	11,2%
Thuiswonend meerderjarig kind	2,7%	2,7%
Overig huishouden	7,8%	7,8%
Leeftijdsgroepen		
17 tot 20-jarige in hh	3,1%	2,7%
20 tot 25-jarige in hh	2,8%	2,6%
25 tot 30-jarige in hh	4,9%	4,7%
30 tot 40-jarige in hh	6,1%	6,0%
40 tot 50-jarige in hh	6,0%	5,9%
50-jarige tot AOW-leeftijd in hh	6,9%	6,8%
Corporatiewoning	17,0%	17,0%
Niet-westerse allochtonen:		
met herkomst Turkije in hh	12,8%	12,8%
met herkomst Suriname/Ned. Antillen in hh	13,7%	13,6%
met herkomst Afrika (incl Marokko) in hh	20,9%	20,9%
met herkomst Afghanistan in hh	26,8%	26,7%
met herkomst Irak in hh	37,6%	37,5%
met herkomst Syrië in hh	35,5%	35,1%
met overige herkomst in hh	10,3%	10,3%

Westerse allochtonen:		
met herkomst Joegoslavië in hh	14,1%	14,0%
met overige herkomst in hh	4,7%	4,6%
HCI		
HCI-laag in hh	13,2%	13,3%
HCI-midden in hh	2,0%	1,9%
HCI-hoog in hh	0,5%	0,9%
Gezondheidsindicatoren		
Zorgkosten tot € 500	3,7%	3,8%
Zorgkosten € 500 tot € 1.000	4,9%	4,7%
Zorgkosten € 1.000 tot € 5.000	7,0%	6,7%
Zorgkosten € 5.000 tot € 10.000	9,3%	9,0%
Zorgkosten € 10.000 tot € 50.000	10,3%	10,0%
Zorgkosten boven € 50.000	14,3%	14,1%
Gebruik eerstelijns psycholoog	4,7%	4,8%
Gebruik GGZ	15,0%	14,9%
Medicijnen voor adhd	7,6%	6,9%
Medicijnen voor verslaving	19,8%	19,5%
Medicijnen voor depressie	11,4%	11,2%
Medicijnen voor psychose/bipolaire stoornis	18,8%	18,5%
Medicijngebruik uit minder dan vier hoofdgroepen	4,8%	4,7%
Medicijngebruik uit 4 of 5 hoofdgroepen	8,2%	8,1%
Medicijngebruik uit 6 of 7 hoofdgroepen	11,7%	11,4%
Medicijngebruik uit 8 of meer hoofdgroepen	14,9%	14,5%
Niet-rechthebbenden		
Vermogen boven € 10.000	0,7%	0,9%
Overwaarde woning boven € 50.000	0,8%	0,8%
Student (mbo/hbo/wo) in hh	1,9%	1,7%
WW-uitkering in hh	2,4%	2,3%
AO-uitkering 15-80% in hh	1,5%	1,5%
AO-uitkering 80-100% in hh	3,5%	3,5%

Bron: berekeningen SEO Economisch Onderzoek.

3.3 Kans op bijstand naar regionale kenmerken

In de ontwikkeling van model 2017 is eveneens gekeken naar een uitgebreide set aan regionale kenmerken. Tabel 3.3 laat voorspelde en integrale bijstandskansen zien naar deze buurt- en gemeentekenmerken.¹⁵ Voor een aantal kenmerken geldt dat huishoudens die onderdeel uitmaken van een buurt of gemeente met dat kenmerk een sterk afwijkende bijstandskans hebben ten opzichte van de gemiddelde bijstandskans voor de gehele doelpopulatie. Zo hebben huishoudens in een gemeente met een relatief klein aandeel studenten gemiddeld een lagere bijstandskans. Hetzelfde geldt voor gemeenten met een beperkte spreiding in het aandeel niet-werkende werkzoekenden of een klein aandeel WW-ontvangers in de beroepsbevolking. Een vergelijking van de bijstandskansen in de integrale data met de voorspelde bijstandskansen uit model 2017 laat zien dat

¹⁵ In de tabel zijn de regionale kenmerken onderverdeeld in categorieën. In het model zijn ze continu opgenomen.

de voorspelling over het algemeen erg dicht bij de integrale data ligt. Dat geldt voor zowel de buurt- als de gemeentekennmerken.

Tabel 3.3 Bijstandskans naar geselecteerde regionale kenmerken van het huishouden – integrale data en voorkeursmodel 2017

Variabele	Bijstandskans Integraal	Voorspelde bijstandskans model 2017
Doelpopulatie –huishoudens 17-AOW leeftijd	5,8%	5,8%
Aantal huishoudens	6.892.253	6.892.253
Aandeel studenten		
minder dan 2%	4,1%	3,9%
2% tot 2,5%	4,8%	5,3%
2,5% tot 3%	5,4%	5,3%
minstens 3%	5,8%	5,8%
Beschikbaarheid van werk		
minder dan 78%	6,9%	6,8%
78% tot 80%	5,2%	5,4%
80% tot 82%	4,7%	4,9%
82% tot 84%	6,2%	6,2%
84% tot 86%	5,1%	5,1%
minstens 86%	6,6%	6,6%
Aandeel laagst opgeleiden		
minder dan 2%	3,1%	3,0%
2% tot 4%	4,5%	4,4%
4% tot 6%	5,7%	5,7%
6% tot 8%	7,3%	7,4%
minstens 8%	6,6%	6,4%
Spreiding in aandeel niet-werkende werkzoekenden		
minder dan 0,1	3,0%	2,9%
0,1 tot 0,2	5,2%	5,3%
0,2 tot 0,3	6,0%	6,0%
0,3 tot 0,4	7,9%	7,8%
minstens 0,4	11,5%	11,5%
Aandeel WW'ers in beroepsbevolking		
minder dan 4%	3,1%	3,2%
4% tot 5%	5,4%	5,4%
5% tot 6%	6,2%	6,2%
minstens 6%	9,4%	9,4%
Overlast en onveiligheid		
minder dan 0,2	2,9%	2,8%
0,2 tot 0,3	3,6%	3,6%
0,3 tot 0,4	5,9%	6,0%
0,4 tot 0,5	10,2%	10,1%
minstens 0,5	10,5%	10,6%

Bron: berekeningen SEO Economisch Onderzoek.

4 Resultaten voorgesteld model 2017

In de doorontwikkeling van model 2017 zijn diverse modelspecificaties geschat. Dit hoofdstuk beschrijft de opgenomen huishoudkenmerken en regionale kenmerken in het voorgestelde model en geeft de schattingsresultaten.

4.1 Kenmerken in basisset

Atlas voor Gemeenten heeft een basisset aan verdeelkenmerken opgesteld. Deze basisset bevat zowel kenmerken op huishoudniveau als kenmerken op buurt- en gemeenteniveau. De basisset is in de doorontwikkeling van model 2017 als uitgangspunt genomen en is weergegeven in Tabel 4.1. Zie het rapport van Atlas voor Gemeenten (Marlet e.a., 2016) voor een volledig overzicht en gedetailleerde onderbouwing.

Deze kenmerken laten zien waardoor de kans op bijstand wordt bepaald. De eerste set van kenmerken in de tabel corrigeert voor het feit dat sommige huishoudens geen recht hebben op bijstand, bijvoorbeeld omdat zij te veel vermogen hebben, een andere uitkering ontvangen of niet kunnen of willen werken. Vervolgens zijn er kenmerken opgenomen die de aanbodkant van de arbeidsmarkt beschrijven. Dit zijn kenmerken op huishoudniveau die van invloed zijn op de kans dat individuen werken, zoals leeftijd, gezinssituatie, afkomst, opleiding en gezondheid. Het aandeel mensen met alleen basisonderwijs is op gemeenteniveau opgenomen. De reden hiervoor is dat het opleidingsniveau niet op huishoudniveau bekend is.

Regionale kenmerken beschrijven de vraagkant van de arbeidsmarkt. Het gaat hier bijvoorbeeld om de beschikbaarheid van werk in de regio (het aantal beschikbare banen gecorrigeerd voor het aantal mensen dat om die banen concurreert – rekening houdend met grenspendel, aandeel werkend onder zijn niveau, aandeel studenten en aandeel WW). Tot slot spelen er mogelijk nog buureffecten die van invloed zijn op de kans op werk (arbeidsethos en leefbaarheid).

De operationalisatie van sociale huurwoning is voor model 2017 gewijzigd. In model 2016 werd sociale huurwoning gedefinieerd als ‘wonend in een huurwoning met huurtoeslag’. Zoals verwacht, geeft de conditionering op ontvangst van huurtoeslag via de afhankelijkheid van het inkomensniveau een zeer goede voorspelling van bijstandsafhankelijkheid. Op deze manier wordt echter endogeniteit geïntroduceerd (hoe meer bijstand, hoe vaker huurtoeslag in plaats van andersom). Dit ondermijnt de prikkelwerking van het model en is dus geen objectief verdeelkenmerk. Bovendien zorgt opname van het kenmerk ‘wonend in een huurwoning met huurtoeslag’ ervoor dat effecten van andere indicatoren in het model niet meer zuiver geschat kunnen worden. De gehele schatting wordt dan gedreven door het kenmerk sociale huur en gaat dus ten koste van de verklaringskracht van andere indicatoren in het model. Om dit te voorkomen is gekozen voor een andere operationalisatie op basis van het Basisregister Adressen en Gebouwen (BAG). Daaruit kan worden afgeleid of een bepaalde woning een koopwoning is of een woning in eigendom van een woningcorporatie of een gemeentelijk woonbedrijf. Het kenmerk sociale huurwoning is daarom in model 2017 geoperationaliseerd als ‘wonend in een woning die eigendom is van een woningcorporatie of gemeentelijk woonbedrijf’. Dit komt niet exact overeen met sociale huurwoningen. Particuliere verhuur

met huurbedragen beneden de sociale huur grens vallen namelijk niet in de categorie corporatiewoning. In de toekomst kan mogelijk nog dichter worden aangesloten bij het begrip sociale huurwoning als de huurbedragen in registratiebestanden beschikbaar worden gemaakt. Dit zal echter niet op korte termijn gaan gebeuren.¹⁶

Ook de operationalisatie van aandeel WW'ers is gewijzigd. Voor model 2017 is dit als percentage van de beroepsbevolking genomen, terwijl model 2016 WW'ers als percentage van de potentiële beroepsbevolking bevat. De reden om nu de beroepsbevolking te nemen is dat steden met veel studenten, die niet in aanmerking komen voor WW, een relatief laag aandeel WW'ers in de potentiële beroepsbevolking hebben. Vorig jaar zat de factor 'student' nog op geen enkele manier in het model. De studenten kregen daardoor een te hoge bijstandskans toebedeeld, wat resulteerde in een voordeel voor steden met veel studenten. Correctie van de factor aandeel WW'ers was dus niet nodig.

Gedurende het onderzoek bestond er twijfel of een aantal indicatoren opgenomen moest worden in de basisset. Het ging daarbij om bruto participatiegraad (proxy voor niet kunnen/willen werken), aandeel hoogopgeleiden (proxy voor de kans op sociale stijging en kennisspillovers – leren van de kansrijke buurman) en aandeel Sinti en Roma in de buurt (indicator aanbodkant, alleen op buurtniveau beschikbaar). Voor deze indicatoren is besloten om ze aan een kwantitatieve toets te onderwerpen alvorens te beslissen over opname in de basisset. Uit die kwantitatieve toets bleek dat deze indicatoren op gemeenteniveau een te beperkte verbetering gaven in termen van de verklaringskracht en dus onvoldoende samenhangen met de kans op bijstand, of dat zij een onverwacht teken hadden. Daarom is besloten om deze uiteindelijk niet in de basisset op te nemen.

De exacte definities van de kenmerken, zoals die in model 2017 zijn opgenomen, staan in Bijlage A. De analyse, die is gedaan om tot deze operationalisaties te komen, staat in Bijlage B.

¹⁶ Er zijn meer corporatiewoningen dan huurwoningen met huurtoeslag. Wel is het zo dat ruim 80 procent van de huurwoningen met huurtoeslag een corporatiewoning is.

Tabel 4.1 Basisset 2017

Categorie	Factor	Indicator	Huishouden	Buurt	Gemeente	Opmerkingen	
Niet-rechthebbenden	Te jong	< 18 jaar	X			Uit doelpopulatie gehaald	
	Te hoog inkomen	Inkomen	X			In <i>Human Capital Index</i>	
	Te veel vermogen	Vermogen	X				
	Andere uitkering	AO-uitkering		X			Opgesplitst naar mate van AO
		WW-uitkering		X			
	Kan/wil niet werken	Student		X			
Arbeidsongeschikt			X			D.m.v. uitkeringen	
Aanbodkant	Leeftijd	Leeftijdsklassen	X			Vijfjaars	
	Gezinssituatie	Alleenstaand	X			Man/vrouw	
		Eenoudergezin	X			Man/vrouw	
		Paar	X			Met/zonder jonge/meerderjarige kinderen	
	Instellingshuishouden	Corporatiewoningen	X			O.b.v. BAG	
		Afkomst	Westerse en niet-westerse allochtonen	X			Naar land van herkomst
	Opleiding	Laagst			X*		
		Laag		X			
		Midden		X			
		Hoog		X			
Gezondheid	Medicijngebruik		X				
	Zorgconsumptie		X				
Vraagkant	Beschikbaarheid van banen	Banen per lid beroepsbevolking			X*	Gecorrigeerd voor grens-pendel	
		Aandeel werkend onder zijn niveau			X*		
	Aandeel studenten				X		
	Aandeel WW'ers				X		
Buurteffecten	Arbeidsethos	Aandeel van de beroepsbevolking in een buurt met veel NWW'ers			X		
	Leefbaarheid	Overlast en onveiligheid		X			

Bron: Atlas voor Gemeenten. Alle indicatoren gemeten per 1 januari 2014 (*1 januari 2013), met de buurt- en gemeente-indeling van 1 januari 2014.

4.2 Regionale kenmerken buiten de basisset

Tabel 4.2 geeft een overzicht van de kenmerken die tijdens begeleidingscommissies en expertbijeenkomsten door gemeenten en/of experts aangedragen zijn om te toetsen in model 2017. Het grootste deel van deze kenmerken zit in de basisset. Voor de overige kenmerken geeft de tabel een

toelichting op de beslissing omtrent het al dan niet opnemen van het kenmerk in het verdeelmodel. Veel kenmerken kunnen vaak om praktische redenen (nog) niet getoetst worden.

Een aantal kenmerken vormt daarop een uitzondering en wordt daarom aanvullend getoetst: de eerste is leerlingen speciaal onderwijs op gemeenteniveau. Dit kenmerk is een indicator voor de nieuwe doelgroep. Het kenmerk is geoperationaliseerd als het aandeel leerlingen op 1 oktober 2009 in het VSO. Het gaat om de leerlingen in de leeftijd van 12 tot 17 jaar op 31 december 2009.¹⁷ De schattingsresultaten zijn weergegeven in Bijlage B. Het aandeel leerlingen in het speciaal onderwijs in een gemeente heeft geen significant effect op de bijstandskans. Er is sprake van een zeer kleine toename in de verklaringskracht (kleine afname AIC en toename loglikelihood). Deze verbeteringen zijn echter te beperkt om het kenmerk op basis van toegenomen verklaringskracht op te kunnen nemen in het model.¹⁸ Deze indicator is daarom niet opgenomen in de eindspecificatie van model 2017. SEO raadt aan om dit kenmerk volgend jaar weer te toetsen, wanneer de omvang van de nieuwe doelgroep groter is en de indicator daarom naar verwachting een groter deel van het verschil in bijstandskansen tussen gemeenten kan verklaren.

Een ander kenmerk dat niet is opgenomen in de basisset, veelvuldig genoemd is door gemeenten en zonder praktische bezwaren getoetst kan worden is het regionaal klantenpotentieel als maat voor de centrumfunctie van een gemeente. De achterliggende gedachte is dat de regionale aantrekkingskracht van een gemeente leidt tot hogere economische activiteit en daarmee lagere bijstandskans. Anderzijds zou een grotere aantrekkingskracht kunnen leiden tot een groter aanbod van werkenden uit omliggende gemeenten. In dat geval kan een hoog regionaal klantenpotentieel juist leiden tot een hogere bijstandskans binnen de gemeente (Vlasblom & Sadiraj, 2015). Het kenmerk ‘regionaal klantenpotentieel’ is door Atlas voor Gemeenten overwogen in het opstellen van de basisset. Dit kenmerk komt echter niet door de kwalitatieve toets in het afwegingskader: als er in gemeenten sprake is van een instroom van kansarmen met een hogere kans op bijstand, dan moet dat blijken uit huishoudkenmerken die al in het model zijn opgenomen. Deze huishoudkenmerken zullen aangeven of en hoe de samenstelling van de beroepsbevolking verandert als gevolg van de instroom van kansarmen in een gemeente (Marlet e.a., 2016). Het is echter mogelijk dat het regionaal klantenpotentieel nog iets anders oppakt, namelijk de stapeling van problematiek in grootstedelijke gemeenten. Dat zou een argument kunnen zijn om het kenmerk wel op te nemen. Het kenmerk regionaal klantenpotentieel is daarom nog wel getoetst in het model. De schattingsresultaten laten een significant effect van het regionaal klantenpotentieel op de kans op bijstand zien (Bijlage B). Bovendien presteert het model met regionaal klantenpotentieel beter op individueel niveau zoals blijkt uit de AIC en loglikelihood. De vraag resteert of dit kenmerk inderdaad een proxy is voor stapeling van problematiek of dat het kenmerk samenhangt met minder effectief of ruimhartig beleid van gemeenten die hoog scoren op het kenmerk regionaal klantenpotentieel. Indien stapeling van problematiek het geval is, is het beter om daar direct voor te corrigeren in het model, bijvoorbeeld middels opname van factoren die de stapeling weergeven of interactietermen in het model.

¹⁷ In het model is een deel van de instroom in de jaren 2010, 2011, 2012, 2013, 2014 in de Wajong/Wsw meegenomen als nieuwe doelgroep. Deze personen komen gedeeltelijk uit het VSO en zijn voornamelijk 18 jaar wanneer zij instromen, dus ze zijn 13-17 jaar in 2009. Dit gegeven is niet beschikbaar voor de groep 13-17 jaar, 12-17 jaar is de beste benadering.

¹⁸ Ter referentie: de loglikelihood zou bij toevoegen van één indicator aan het model tenminste moeten toenemen met 3.81 punten voor een significante verbetering van de verklaringskracht. Deze neemt echter slechts toe met 1 punt

Het wél opnemen van regionaal klantenpotentieel haalt effect weg bij de overige regionale indicatoren waardoor die minder zwaar meetellen, en dat terwijl daar wel duidelijke theoretische onderbouwingen voor zijn. Omdat een theoretische fundering ontbreekt, het gevonden effect mogelijk elementen van beleid oppakt en de effecten van de overige regionale indicatoren worden verstoord, dient dit kenmerk niet te worden opgenomen in de eindspecificatie van model 2017. Nader onderzoek zou zich kunnen richten op factoren die samenhang vertonen met regionaal klantenpotentieel en die mogelijk de kans op bijstand kunnen beïnvloeden, zoals o.a. stapeling van problematiek.

Ongeacht of regionaal klantenpotentieel in het model wordt opgenomen zien we geen sterke relatie tussen het regionaal klantenpotentieel en de omvang van de afwijking tussen voorspeld en werkelijk aantal huishoudens (een regressie van deze afwijking op regionaal klantenpotentieel geeft een insignificant effect). In dat opzicht lijkt het toevoegen van regionaal klantenpotentieel weinig verbetering van het voorspelmodel op te leveren (zie Hoofdstuk 5).

Het regionaal klantenpotentieel is een maat voor stedelijkheid: woonkernen met veel inwoners worden verondersteld een grote aantrekkingskracht te hebben op omliggende woonkernen (in een straal van 60km) met minder inwoners, en hebben dus een hoog regionaal klantenpotentieel. Een alternatieve maat voor stedelijkheid is het aantal inwoners per km² in een gemeente. Toevoegen van indicatoren voor het aantal inwoners per km² in vier categorieën vergroot de verklaringskracht van het model echter minder dan toevoegen van regionaal klantenpotentieel. Bovendien geldt – net als bij regionaal klantenpotentieel – dat een theoretische grond voor opnemen van dit kenmerk ontbreekt. Stedelijkheid dient daarom niet te worden opgenomen in de eindspecificatie van model 2017.

In de begeleidingscommissie van eind mei hebben gemeenten aangegeven dat zowel het oude kenmerk sociale huurwoning (huurwoning met ontvangst huurtoeslag) als het kenmerk corporatiewoning op gemeenteniveau niet het juiste kenmerk is om de aantrekkingskracht van een gemeente op bijstandsgerechtigden te meten. Beter zou zijn om een kenmerk ‘woont in een woning met lage huurprijs’ op te nemen. Gegevens over woningen met een lage huurprijs zijn echter niet beschikbaar, ook niet op gemeenteniveau. SEO en de experts geven de voorkeur aan het kenmerk corporatiewoning vanwege endogeniteit van het oude kenmerk sociale huurwoning. Het kenmerk corporatiewoning omvat echter ook woningen met hoge huur in bezit van een woningbouwcorporatie. Er is daarom aanvullend getoetst of het oude kenmerk sociale huur, maar dan op gemeenteniveau, de verklaringskracht van het model verbetert. Daarnaast is een andere operationalisatie van sociale huurwoningen op gemeenteniveau getoetst. Beide kenmerken verbeteren de verklaringskracht van het model nauwelijks en zijn dus niet opgenomen in de eindspecificatie van model 2017.

Bovendien is door gemeenten een alternatief aangedragen voor het kenmerk voor segregatie dat is opgenomen in de basisset van Atlas voor gemeenten (aandeel van de beroepsbevolking in een buurt met veel NWW'ers), namelijk het aandeel van de beroepsbevolking in een buurt met veel uitkeringen. De telling van het aantal NWW'ers is gebaseerd op inschrijving als werkzoekenden bij het UWV, en niet iedere werkzoekende schrijft zich in bij het UWV. Het aandeel van de beroepsbevolking in een buurt met veel NWW'ers vergroot de verklaringskracht van het model echter sterker dan het kenmerk gebaseerd op uitkeringen. Omdat ook de theoretische fundering van het kenmerk gebaseerd op aandeel NWW'ers sterker is (zie Marlet e.a., 2016), dient het kenmerk gebaseerd op aandeel NWW'ers opgenomen te worden in de eindspecificatie van model 2017.

Tabel 4.2 Door gemeenten en experts aangedragen kenmerken zijn bij de doorontwikkeling betrokken

kenmerk	aangedragen door	toelichting
Bruto participatiegraad	experts	getoetst in model, niet opgenomen
Leerlingen speciaal onderwijs	experts	getoetst in model, niet opgenomen
Aandeel studenten	gemeenten/experts	zit op gemeenteniveau in basisset en model
Lager opgeleiden	gemeenten	zit op huishoudniveau in basisset en model
Niet-westerse allochtonen	gemeenten	zit op huishoudniveau in basisset en model
Westerse allochtonen	gemeenten	zit op huishoudniveau in basisset en model
Huishoudens met laag inkomen	gemeenten	endogeen, niet in model getoetst
Verslaafden	gemeenten	zit op huishoudniveau in basisset en model
Regionaal klantenpotentieel	gemeenten	niet in basisset vanwege niet doorstaan kwalitatieve toets. Toch getoetst, niet opgenomen
Stedelijkheid	gemeenten	niet in basisset vanwege niet doorstaan kwalitatieve toets. Hangt sterk samen met regionaal klantenpotentieel. Getoetst als alternatief voor regionaal klantenpotentieel, niet opgenomen
Centrumfunctie	gemeenten	hangt sterk samen met regionaal klantenpotentieel, niet in model getoetst
Aandachtswijk/achterstandswijk	gemeenten	zit in index voor overlast en onveiligheid
Ontwikkeling van diverse banen	gemeenten	zit in gemeentekenmerk 'beschikbaarheid van werk' in basisset en model
Ontwikkeling van diverse vacatures	gemeenten	zit in gemeentekenmerk 'beschikbaarheid van werk' in basisset en model
Verdringing	gemeenten	zit in gemeentekenmerk 'werken onder niveau' in basisset en model
Lage woningwaarde/goedkope woningen	gemeenten	index overlast en onveiligheid op buurtniveau zit in basisset en model als indicator voor leefbaarheid. WOZ-waarde is niet aanvullend
Aandeel huishoudens met huurtoeslag op gemeenteniveau	gemeenten	zit op huishoudniveau in basisset via corporatiewoningen, kenmerk op gemeenteniveau getoetst, niet opgenomen
Aandeel sociale huurwoningen op gemeenteniveau	gemeenten	zit op huishoudniveau in basisset via corporatiewoningen, kenmerk op gemeenteniveau getoetst, niet opgenomen
Aandeel woningen met een lage huur op gemeenteniveau.	gemeenten	niet beschikbaar. De enige informatie over huurprijzen komt uit de WoONenquête met ongeveer 40.000 huishoudens (zowel huur als koopwoningen).
Schulden	gemeenten	niet integraal beschikbaar bij CBS, met uitzondering van achterstand betaling zorgverzekering
Echtscheidingen	gemeenten	alleen beschikbaar in gemeentelijke indeling 2013 en dus niet bruikbaar
Arbeidsverleden van ouders	gemeenten	ouder-/kindrelaties slechts beperkt beschikbaar in registratiegegevens CBS (voor personen geboren vanaf 1966), daarom niet bruikbaar.
Sinti en Roma	gemeenten	geen integrale registraties 'wonend in woonwonenkamp' beschikbaar bij CBS. Proxy aandeel inwoners in standplaatsen getoetst, geen verbetering verklaringkracht

Bron: SEO Economisch Onderzoek

Een laatste kenmerk dat is aangedragen door gemeenten betreft het aandeel Sinti en Roma in de gemeenten. Sinti en Roma zouden naar verluidt een bijstandskans hebben van 90 procent en daarmee de gemeenten waar deze huishoudens wonen benadelen indien er geen indicator voor deze groep wordt opgenomen. Een indicator voor Sinti en Roma op huishoudniveau kan echter niet

worden samengesteld op basis van gegevens beschikbaar bij het CBS. Een proxy voor het aandeel Sinti en Roma is 'het aandeel inwoners in standplaatsen in een gemeente'. Deze proxy is getest in het model maar verbetert de verklaringskracht van het model niet en is dus niet opgenomen in de eindspecificatie van model 2017.

4.3 Schattingsresultaten

Tabel 4.3 laat de schattingsresultaten zien van zowel het voorkeursmodel als het model waarin het regionaal klantenpotentieel als extra verklarende variabele is opgenomen. Omdat het een logitmodel betreft, hebben de coëfficiënten een andere betekenis dan in een lineair model. De richting van de coëfficiënt heeft wel dezelfde betekenis: wanneer de coëfficiënt van een kenmerk positief (negatief) is, is de kans op bijstand hoger (lager) door toedoen van het betreffende kenmerk.

De tabel is op dezelfde manier gestructureerd als de basisset en laat allereerst zien dat niet-recht-hebbenden inderdaad een lagere kans op bijstand hebben: alle coëfficiënten van deze kenmerken zijn negatief. De coëfficiënten in beide modellen zijn nagenoeg gelijk. Het grootste effect is te zien bij huishoudens met een AO-uitkering; naarmate een huishouden meer personen met een AO-uitkering bevat, daalt de kans dat dit huishouden bijstand ontvangt sterk.

De aanbodzijde is het meest omvangrijke onderdeel van het model en bestaat uit kenmerken over de leeftijd, gezinssituatie, afkomst, opleiding en gezondheid van (personen in) huishoudens. Ook hier zijn de verschillen tussen beide modellen zeer klein. Te zien is dat eenoudermoeders een verhoogde kans op bijstand hebben ten opzichte van alleenstaanden wanneer het kind jong is, maar dat deze kans afneemt naarmate zij oudere kinderen hebben. Eenoudervaders met kinderen tussen de 0 en de 12 jaar hebben een licht verhoogde kans op bijstand, terwijl deze kans afneemt wanneer de kinderen ouder dan 12 zijn. Dan hebben zij juist een kleinere kans op bijstand dan alleenstaanden. Verder hebben paren, instellingsbewoners en thuiswonende kinderen een kleinere kans op bijstand dan alleenstaanden en is de kans voor overige huishoudens hoger.

Ook de leeftijd en herkomst van huishoudleden zijn van invloed op de kans op bijstand. Voor de leeftijd van huishoudleden geldt dat de kans op bijstand toeneemt naarmate personen in het huishouden ouder zijn. Het model houdt rekening met verschillen in bijstandskansen voor allochtonen met een verschillende herkomst ten opzichte van huishoudens met uitsluitend autochtone leden. Voor alle groepen niet-westerse allochtonen die in het model zijn opgenomen geldt dat de kans op bijstand groter is naarmate een groter deel van het huishouden bestaat uit personen van allochtone afkomst. De bijstandskans is het hoogst voor huishoudens met Afghanen, Irakezen en Syriërs. Ook personen van voormalig-Joegoslavische komaf hebben een hogere bijstandskans. Voor overige westerse allochtonen is de kans op bijstand juist lager dan voor autochtonen.

Omdat het opleidingsniveau niet integraal beschikbaar is, bevat het model een kenmerk Human Capital Index (HCI) dat een combinatie van opleiding en werkervaring van personen weerspiegelt. Hierbij is onderscheid gemaakt tussen een lage HCI en een middelbaar of hoge HCI, afgezet tegen huishoudens met personen waarvoor de HCI onbekend is. Tabel 4.3 laat zien dat de bijstandskans toeneemt (afneemt) naarmate het aandeel personen met een lage (middelbaar/hoge) HCI groter is. Naast de HCI is op gemeenteniveau het aandeel laagstopgeleiden in de gemeente opgenomen als

kenmerk. De coëfficiënt hiervoor is positief (d.w.z. hoe groter het aandeel laagst-opgeleiden in een gemeente, hoe hoger de bijstandskans voor huishoudens in die gemeente), maar niet significant.

Ook gezondheid speelt in rol in de kans op bestand. Hoge zorgkosten, gebruik van GGZ-zorg en gebruik van medicijnen tegen verslaving en depressie zijn alle indicatoren voor een verhoogde kans op bijstand. Ook neemt de kans op bijstand toe naarmate huishoudleden meer verschillende soorten medicijnen gebruiken. Het effect van het gebruik van medicijnen tegen psychose bleek niet significant in het model.

Het model bevat hiernaast kenmerken die betrekking hebben op de vraagkant van de arbeidsmarkt en in theorie samenhangen met de kans op bijstand. De tabel laat zien dat er verschillen bestaan tussen de coëfficiënten van beide modellen als gevolg van het wel of niet opnemen van regionaal klantenpotentieel als verklarende variabele. In gemeenten met een groter regionaal klantenpotentieel hebben huishoudens een grotere kans op bijstand. Wanneer een gemeente veel mensen heeft die onder hun niveau werken in de gemeente, dan verhoogt dit de kans op bijstand. Ditzelfde geldt voor het aandeel personen met een WW-uitkering als percentage van de beroepsbevolking. De coëfficiënt voor het aandeel studenten in de gemeente is ook positief, maar niet significant. De beschikbaarheid van werk heeft een negatieve coëfficiënt: wanneer er meer werk beschikbaar is in de gemeente, is de kans op bijstand kleiner.

Tot slot bevat het model twee kenmerken die de buurteffecten in kaart brengen. Het kenmerk 'spreiding niet-werkende werkzoekenden in gemeente' is een kenmerk op gemeenteniveau en meet de verdeling van niet-werkende werkzoekenden in verschillende buurten binnen een gemeente. Wanneer niet-werkende werkzoekenden gelijk verdeeld zijn over een gemeente (en niet geclusterd in een of meerdere buurten) is deze indicator klein. Wanneer een gemeente één of enkele buurten bevat waarin aanzienlijk meer niet-werkende werkzoekenden wonen (en dus niet gelijkmatig verdeeld zijn over de gemeente), is deze indicator groter. Het model laat zien dat de kans op bijstand in de gemeente als geheel groter is als niet-werkende werkzoekenden niet gelijkmatig verdeeld zijn over buurten. Het kenmerk voor overlast is op buurtniveau. Huishoudens in een buurt waar veel overlast en onveiligheid is, hebben, ceteris paribus, een hogere kans op bijstand dan huishoudens waar dit niet het geval is.

Tabel 4.3 Schattingsresultaten model 2017

Model 2017: kans op bijstand in huishouden (logit)	Voorkeursmodel	Model met regionaal klantenpotentieel
Niet-rechthebbenden		
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,2145*** (0,0282)	-2,2148*** (0,0283)
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,8043*** (0,0357)	-0,8024*** (0,0356)
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,6056*** (0,0188)	-1,6049*** (0,0188)
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,6981*** (0,0287)	-0,6959*** (0,0285)
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,1648*** (0,0538)	-1,1639*** (0,0539)
WW-uitkering in huishouden	-0,8403*** (0,0291)	-0,8394*** (0,0290)
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,1615*** (0,1047)	-3,1617*** (0,1046)
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,2151*** (0,0793)	-3,2153*** (0,0789)
Aanbodkant		
Alleenstaande	referentie	referentie
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	1,0309*** (0,0367)	1,0307*** (0,0366)
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,7270*** (0,0222)	0,7273*** (0,0221)
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,5556*** (0,0230)	0,5559*** (0,0230)
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,1101*** (0,0139)	-0,1096*** (0,0139)
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0946* (0,0519)	0,0943* (0,0519)
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	0,1021*** (0,0382)	0,1023*** (0,0382)
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,1652*** (0,0297)	-0,1641*** (0,0298)
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,7845*** (0,0291)	-0,7830*** (0,0292)
Paar, jongste kind 18-	-0,9908*** (0,0318)	-0,9896*** (0,0320)
Paar, jongste kind 18+	-1,3993*** (0,0265)	-1,3967*** (0,0267)
Paar zonder kinderen	-1,0039*** (0,0239)	-1,0027*** (0,0240)
Instellingsbewoner	-0,2932*** (0,1049)	-0,2930*** (0,1051)
Overig huishouden	0,2947*** (0,0526)	0,2952*** (0,0525)
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,4089*** (0,0348)	-0,4090*** (0,0346)
Leeftijd 17 tot 20 jaar in huishouden	referentie	referentie
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0,6022*** (0,0315)	0,6024*** (0,0316)
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	1,0913*** (0,0316)	1,0920*** (0,0315)
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	1,5442*** (0,0261)	1,5438*** (0,0258)
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	1,8466*** (0,0259)	1,8454*** (0,0254)
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	2,2062*** (0,0388)	2,2044*** (0,0380)
Corporatiewoning	1,2921*** (0,0169)	1,2933*** (0,0170)
Autochtoon	referentie	referentie
Allochtoon (Turks) in hh	0,4043*** (0,0280)	0,4022*** (0,0274)
Allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh	0,5867*** (0,0261)	0,5799*** (0,0249)
Allochtoon (Afrika – incl Marokko) in hh	0,8158*** (0,0408)	0,8112*** (0,0413)
Allochtoon (Afghaans) in hh	1,2973*** (0,0382)	1,2987*** (0,0382)
Allochtoon (Irakees) in hh	1,5205*** (0,0402)	1,5226*** (0,0400)
Allochtoon (Syrisch) in hh	1,4825*** (0,0768)	1,4914*** (0,0770)
Allochtoon (Overig niet-westers) in hh	0,4047*** (0,0428)	0,4029*** (0,0427)
Allochtoon (Joegoslavisch) in hh	0,7199*** (0,0410)	0,7181*** (0,0412)

Allochtoon (Overig westers) in hh	-0,1819*** (0,0356)	-0,1842*** (0,0357)
HCI onbekend	referentie	referentie
Lage HCI in huishouden	0,6513*** (0,0883)	0,6493*** (0,0883)
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-1,9108*** (0,0905)	-1,9127*** (0,0905)
Aandeel laagst-opgeleiden in gemeente	0,9953 (0,8923)	0,7554 (0,8703)
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,1450*** (0,0339)	0,1453*** (0,0339)
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,6862*** (0,0215)	0,6857*** (0,0214)
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,4821*** (0,0560)	0,4794*** (0,0558)
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,3286*** (0,0163)	0,3287*** (0,0163)
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,0405 (0,0307)	0,0400 (0,0308)
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	referentie	referentie
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,2720*** (0,0174)	0,2720*** (0,0175)
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,3551*** (0,0259)	0,3553*** (0,0260)
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,3992*** (0,0360)	0,3994 (0,0361)
Vraagkant		
Werken onder niveau in gemeente	1,6082*** (0,2969)	1,4076*** (0,2734)
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,6416 (0,3993)	0,1721 (0,4483)
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	10,3698*** (1,5050)	8,5284*** (1,6055)
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-5,5441*** (0,4051)	-5,8322*** (0,3796)
Regionaal klantenpotentieel		0,0764*** (0,0237)
Buurteffecten		
Spreiding niet-werkende werkzoekenden in gemeente	0,3644*** (0,1059)	0,2693*** (0,1060)
Overlast in de buurt	1,1362*** (0,1296)	0,9871*** (0,1440)
Constante	-1,1488*** (0,4380)	-0,6799 (0,4078)
N	6,892,253	6,892,253
AIC	1,637,567	1,637,370
BIC	1,638,323	1,638,140
Loglikelihood	-818,728	-818,629
GGAA	57,8	57,1

Bron: berekeningen SEO Economisch Onderzoek.

4.3.1 Geschatte bijstandskans voor huishoudprofielen

Omdat het model niet-lineair is, geven de coëfficiënten inzicht in de richting van het effect, maar niet in de omvang. Uit Tabel 4.3 kan dus wel worden afgeleid dat eenoudermoeders met minderjarige kinderen een verhoogde kans op bijstand hebben, maar niet hoeveel hoger die kans is. Om dit inzicht wel te geven, zijn vijf verschillende huishoudprofielen aangemaakt waarvoor de voorspelde bijstandskans in beeld wordt gebracht. Box 4.1 geeft een overzicht van de huishoudprofielen.

Box 4.1 Vijf huishoudprofielen

Eenoudermoeder	<ul style="list-style-type: none"> - Vrouw is 28 jaar, kind is 3 jaar - Wonend in een corporatiewoning - Antilliaans - Havo-diploma. Dit geeft de Human Capital Index midden/hoog. - Gebruikt geen psychische medicijnen, heeft geen hoge zorgkosten of GGZ-kosten - Recht op bijstand (geen WW- of AO-uitkering, student of te hoog vermogen)
Alleenstaande	<ul style="list-style-type: none"> - Man is 46 jaar - Wonend in een corporatiewoning - Autochtoon - Op basis van arbeidsverleden: Human Capital Index midden/hoog - Slikt medicijnen tegen depressie. Geen ander zorggebruik. - Recht op bijstand (geen WW- of AO-uitkering, student of te hoog vermogen)
Paar met minderjarige kinderen, autochtoon	<ul style="list-style-type: none"> - Man is 44 jaar, vrouw is 42 jaar, kinderen zijn 11 en 13 jaar - Wonend in een koopwoning - Beiden autochtoon - Op basis van arbeidsverleden: Human Capital Index midden/hoog (man) en laag (vrouw) - Gebruiken geen psychische medicijnen, geen hoge zorgkosten of GGZ-kosten - Recht op bijstand (geen WW- of AO-uitkering, student of te hoog vermogen)
Paar met minderjarige kinderen, allochtoon	<ul style="list-style-type: none"> - Man is 33 jaar, vrouw is 29 jaar, kinderen zijn 1 en 4 jaar - Wonend in een corporatiewoning - Beiden Turks - Man laagopgeleid, vrouw middelbaar opgeleid: Human Capital Index laag (man) en midden/hoog (vrouw) - Gebruiken geen psychische medicijnen, geen hoge zorgkosten of GGZ-kosten - Recht op bijstand (geen WW- of AO-uitkering, student of te hoog vermogen)
Paar zonder kinderen	<ul style="list-style-type: none"> - Man is 27 jaar, vrouw is 23 jaar - Wonend in een koopwoning - Beiden autochtoon - Man hoogopgeleid, vrouw laagopgeleid: Human Capital Index midden/hoog (man) en laag (vrouw) - Gebruiken geen psychische medicijnen, geen hoge zorgkosten of GGZ-kosten - Recht op bijstand (geen WW- of AO-uitkering, student of te hoog vermogen)

Bron: SEO Economisch Onderzoek

Naast de huishoudkenmerken zijn ook de kenmerken van een regio van invloed op de bijstandskans van een huishouden. Voor de vijf huishoudprofielen is gekeken wat de kans op bijstand is als zij in een regio wonen met relatief weinig werk, veel verdringing en veel overlast versus de kans op bijstand in een regio met relatief veel werk, weinig verdringing en weinig overlast. Voor de overige regiokenmerken is een gemiddeld cijfer genomen dat niet is gevarieerd.¹⁹

Tabel 4.4 toont de voorspelde bijstandskansen voor deze huishoudprofielen. De eenoudermoeder heeft de hoogste bijstandskans, helemaal als zij in een ongunstige regio woont. Het jonge paar zonder kinderen heeft een lage bijstandskans. Dit komt doordat dit paar nauwelijks risicofactoren heeft (koopwoning, autochtoon, man hoogopgeleid, geen zorggebruik). In dit geval heeft de regio een beperktere invloed op de bijstandskans.

¹⁹ Voor de beschikbaarheid van werk is gebruik gemaakt van 0,86 (veel) en 0,78 (weinig), voor werken onder niveau 0,65 (veel) en 0,55 (weinig), voor overlast 0,5 (veel) en 0,2 (weinig). Voor aandeel laagstopgeleiden 4 procent, aandeel studenten 2,5 procent, aandeel beroepsbevolking in buurten met veel NWW 25 procent en aandeel WW 5 procent.

Tabel 4.4 Geschatte kans op bijstand varieert sterk voor verschillende huishoudprofielen

Huishoudprofiel	Regio	
	Veel werk, weinig verdringing, weinig overlast	Weinig werk, veel verdringing, veel overlast
Eenoudermoeder	11%	25%
Alleenstaande	7%	16%
Paar met minderjarige kinderen, autochtoon	2%	5%
Paar met minderjarige kinderen, allochtoon	6%	14%
Paar zonder kinderen	1%	2%

Bron: berekeningen SEO Economisch Onderzoek.

5 Plausibiliteitstoets

De herverdeeeffecten van voorkeursmodel 2017 zijn kleiner dan voor model 2016. Voor een groot deel van de gemeentekennmerken waarbij eerder een patroon in de herverdeeeffecten werd gevonden is dit niet langer het geval voor de modelafwijking van het voorkeursmodel 2017. Voor een beperkt aantal factoren, waaronder aandeel huurwoningen, blijft een patroon zichtbaar.

De verklaringskracht van het model wordt in dit hoofdstuk uitgebreid geanalyseerd. Er zijn twee manieren om de plausibiliteit van het model te bekijken. Enerzijds kan, zoals in het verleden is gebeurd, worden gekeken naar de herverdeeeffecten ten opzichte van de werkelijke uitgaven in 2014. Het herverdeeeffect meet voor iedere gemeente het procentuele verschil tussen het voorspelde budgetaandeel volgens model 2017 en het aandeel in de werkelijke uitgaven in 2014. Anderzijds kan dichter bij het model worden gebleven en kan men het werkelijk aantal huishoudens met bijstand in een gemeente relateren aan het voorspeld aantal huishoudens met bijstand.

5.1 Herverdeeeffecten

Het gebruik van de herverdeeeffecten kent een aantal nadelen. Allereerst bevatten de uitgaven 2014 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 die uit het voorkeursmodel 2017 volgen. Dit zorgt direct voor een afwijking ten opzichte van de uitgaven in 2014 en kan zich dus vertalen in een herverdeeeffect. In de vaststelling van de budgetten voor 2017 zal uiteindelijk rekening gehouden worden met de uitkeringen voor dak- en thuislozen, zodat het herverdeeeffect geen goede maat voor de kwaliteit van de modelvoorspelling vormt.

Ten tweede vereist het berekenen van budgetten en budgetaandelen, zoals gebruikt in de bepaling van de herverdeeeffecten, dat er een normbedrag aan ieder huishouden wordt toegekend. Er zijn twee typen normbedragen vastgesteld: (1) het grove normbedrag zoals gebruikt in model 2016; en (2) het gedetailleerde normbedrag. Het grove normbedrag maakt uitsluitend onderscheid tussen een bedrag voor alleenstaanden en een bedrag voor paren. In werkelijkheid worden echter ook andere normbedragen gehanteerd, bijvoorbeeld voor personen in een instelling. In de uitgaven 2014 is dit wel verwerkt, maar wanneer we het grove normbedrag gebruiken om herverdeeeffecten te berekenen is dit niet meegenomen in de berekende budgetten. Dit beïnvloedt de omvang van het herverdeeeffect. Het gedetailleerde normbedrag maakt daarnaast een onderscheid naar de leeftijd van huishoudleden en houdt rekening met het type huishouden (instellingsbewoner of niet). Bovendien is de kostendelersnorm in het gedetailleerde normbedrag verwerkt. Het gebruik van het gedetailleerde normbedrag zorgt via de kostendelersnorm ook voor een afwijking ten opzichte van de uitgaven in 2014. In 2014 was namelijk nog geen sprake van de kostendelersnorm. Voor zover gemeenten verschillen in termen van bijvoorbeeld omvang van huishoudens kan de toepassing van de kostendelersnorm in de budgetberekening zorgen voor herverdeeeffecten ten opzichte van de uitgaven in 2014. Dit geeft dan niet de kwaliteit van de modelvoorspelling weer, maar is een afwijking geïntroduceerd door de toepassing van gedetailleerde normbedragen.

Ten slotte bevat het herverdeeeffect ook een beleidscomponent. Gemeenten kunnen namelijk afwijken van de geldende normbedragen door kortingen of toeslagen toe te passen of door de kostendelersnorm niet (volledig) toe te passen. Daarmee bevat het uitgavenaandeel beleid van individuele gemeenten en geven de herverdeeeffecten niet alleen de uitwerking van het verdeelmodel maar ook de invloed van beleid weer.

Om de hiervoor genoemde redenen is de plausibiliteitsanalyse bij voorkeur gebaseerd op voorspellingen van het aantal huishoudens met bijstand in plaats van budgetvoorspellingen. Om de resultaten van model 2017 te kunnen vergelijken, laten we wel enkele beschrijvende statistieken van de herverdeeeffecten zien. De beschrijvende statistieken betreffen uitsluitend gebudgetteerde gemeenten, dus gemeenten met ten minste 15.000 inwoners. Bovendien zijn de cijfers uitsluitend gebaseerd op het objectieve budget, ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden verdeeld. Voor kleine gemeenten is relatief vaak sprake van zeer grote herverdeeeffecten, waardoor het niet wenselijk lijkt deze gemeenten objectief te budgetteren. In de berekening van herverdeeeffecten is gebruikgemaakt van het grove normbedrag om verstoring door toepassing van de kostendelersnorm te voorkomen. De herverdeeeffecten van het voorkeursmodel 2017 (zonder regionaal klantenpotentieel) zijn aanzienlijk kleiner dan de herverdeeeffecten van model 2016. Dat geldt voor alle groepen gemeenten, ingedeeld naar gemeentegrootte. Ook het gemiddelde herverdeeeffect (over alle gemeenten) is ongeveer vier procentpunt lager in het voorkeursmodel 2017. De extremen komen vooral voor bij kleinere gemeenten. Deze worden in de uiteindelijke verdeling mogelijk gedempt door gebruik van een historische component.

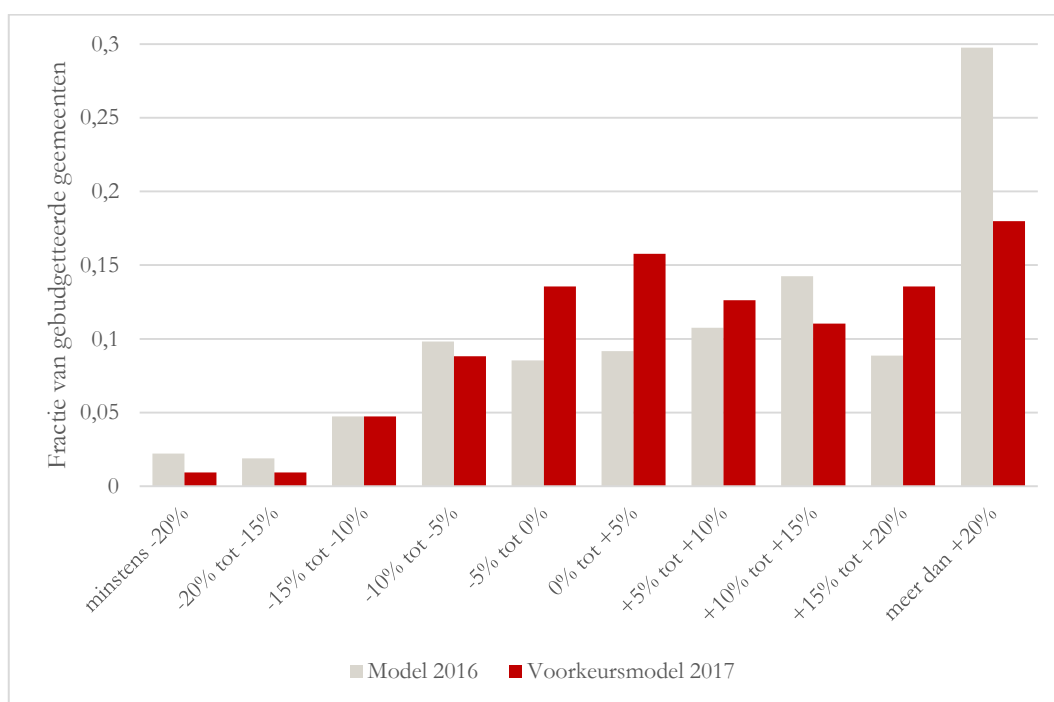
Tabel 5.1 Kleinere herverdeeeffecten in voorkeursmodel 2017 t.o.v. model 2016

Herverdeeeffecten	Model 2016					Voorkeursmodel 2017				
	gemiddelde	min	max	# negatief	# positief	gemiddelde	min	max	# negatief	# positief
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inwoners (n = 102)	20,0	-33,8	67,2	25	74	14,6	-37,7	53,9	28	74
25.000 – 50.000 inwoners (n = 141)	17,0	-29,9	102,3	29	112	13,1	-17,2	57,7	36	105
50.000 – 100.000 inwoners (n = 44)	13,2	-14,3	88,7	14	31	10,4	-16,7	39,0	11	33
100.000 – 250.000 inwoners (n = 26)	10,6	-15,2	21,3	14	13	5,3	-9,7	27,3	13	13
minstens 250.000 inwoners (n = 4)	15,5	-27,8	-8,8	4	0	10,1	-13,2	-7,7	4	0
Totaal	16,8	-33,8	102,3	86	230	12,5	-37,7	57,7	92	225
Gewogen naar inwonertal	14,6	-33,8	102,3	86	230	10,4	-37,7	57,7	92	225
Gewogen naar uitgavenaandeel	12,3	-33,8	102,3	86	230	8,9	-37,7	57,7	92	225

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 en maken gebruik van het grove normbedrag in de berekening van budgetaandelen. 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.

De voorgaande tabel laat de gemiddelde herverdeeffecten zien. Daarnaast is de spreiding in de herverdeeffecten interessant. Het minimale (meest negatieve) herverdeeffect resulterend uit model 2016 was -33,8 procent. Voor het voorkeursmodel 2017 is dat -37,7 procent. De meest positieve uitschieter van model 2016 was een herverdeeffect van +102,3 procent. In het voorkeursmodel 2017 is dat +57,7 procent. Figuur 5.1 brengt de verdeling van herverdeeffecten in kaart voor model 2016 en het voorkeursmodel 2017. De figuur laat zien dat de spreiding in herverdeeffecten van voorkeursmodel 2017 beperkter is dan voor model 2016 het geval was. Een aanzienlijk groter aandeel van de gebudgetteerde gemeenten heeft een herverdeeffect tussen -5 procent en +5 procent op basis van model 2017: voor model 2017 betreft het hier 30 procent van de gemeenten, in model 2016 was dat minder dan 20 procent. Verder valt op dat het aantal gemeenten met zeer grote positieve herverdeeffecten (van meer dan 20 procent) in 2017 bijna is gehalveerd.

Figuur 5.1 Spreiding in herverdeeffecten van model 2017 is beperkter dan in model 2016



Bron: SEO Economisch Onderzoek

Naast verschuivingen in de spreiding kan ook meer worden ingezoomd op gemeenten door de verschuivingen in herverdeeffecten in kaart te brengen. Tabel 5.2 geeft een beeld van deze verschuivingen. Grote negatieve herverdeeffecten uit 2016 verschuiven voor een groot deel naar herverdeeffecten tussen de -5 procent en +5 procent in 2017. Grote positieve herverdeeffecten blijven naar verhouding vaak bestaan. Slechts zes gemeenten springen van een negatief herverdeeffect van ten minste -5 procent naar een positief herverdeeffect van minstens +5 procent. Andersom geldt dat 13 gemeenten van een positief herverdeeffect van +5 procent of meer in 2016 naar een negatief herverdeeffect van ten minste -5 procent in 2017 gaan.

Tabel 5.2 Verschuivingen in omvang herverdeeeffecten model 2017 t.o.v. model 2016

Herverdeeeffect 2016	Herverdeeeffect voorkeursmodel 2017			
	minstens -5%	-5% tot 0%	0% tot +5%	meer dan 5%
minstens -5%	22	14	13	6
-5% tot 0%	7	9	4	7
0% tot +5%	7	7	7	8
Meer dan 5%	13	12	22	151

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Gemeenten die in 2015 of 2016 te kampen hebben gehad met een gemeentelijke herindeling zijn buiten beschouwing gelaten vanwege de beschikbaarheid van gegevens voor model 2016 en model 2017 in verschillende gemeentelijke indelingen. In totaal resteren 309 gebudgetteerde gemeenten (in gemeentelijke indeling 2016).

5.2 Verschil tussen voorspeld en werkelijk aantal bijstandshuishoudens

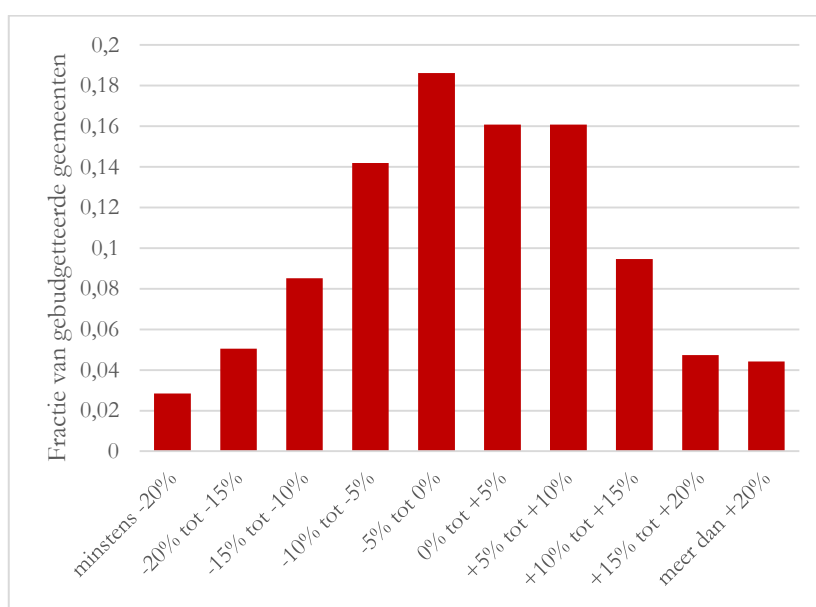
We voeren een plausibiliteitsanalyse uit om systematische relaties op te sporen tussen kenmerken van gemeenten en de afwijking tussen het voorspeld aantal huishoudens volgens het model en het aantal huishoudens dat daadwerkelijk bijstand ontvangt in de gemeente. Voor deze plausibiliteits-toets is per gemeente berekend hoeveel procent het voorspelde aantal huishoudens positief (of negatief) afwijkt van het werkelijke aantal huishoudens met bijstand op 5 januari 2014. Dit geeft inzicht in de kwaliteit van het voorspelmodel en kampt niet met de problemen zoals benoemd voor de herverdeeeffecten. De plausibiliteitstoets is uitgevoerd voor gemeenten die in 2015 en 2016 (deels) werden gebudgetteerd op basis van het verdeelmodel, oftewel de gemeenten met meer dan 15.000 inwoners. Een eerste beeld van de modelafwijkingen is weergegeven in Tabel 5.3. De procentuele afwijking in voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand is gemiddeld kleiner dan de herverdeeeffecten die in Tabel 5.1 werden gepresenteerd. In het algemeen geldt dat de afwijking tussen het voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand kleiner is voor grotere gemeenten. De extremen zitten bij de kleinere gemeenten. De verdeling van modelafwijkingen is zichtbaar in Figuur 5.2. Voor het merendeel (65 procent) van de gebudgetteerde gemeenten resulteert het voorkeursmodel in een afwijking tussen voorspeld en werkelijk aantal huishoudens van minder dan 10 procent (positief of negatief). Slechts drie procent van de gemeenten heeft een afwijking die minstens -20 procent is, en slechts vier procent een afwijking die meer dan 20 procent bedraagt.

Tabel 5.3 Procentuele afwijking in voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand kleiner dan herverdeeffecten

Afwijking voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand	Voorkeursmodel 2017				
	gemiddelde	minimum	maximum	# negatief	# positief
Gemeentegrootte					
15.000 – 25.000 inwoners (n = 102)	10,5	-40,9	47,4	58	44
25.000 – 50.000 inwoners (n = 141)	9,1	-23,0	46,9	67	74
50.000 – 100.000 inwoners (n = 44)	8,0	-13,1	38,0	13	31
100.000 – 250.000 inwoners (n = 26)	5,4	-9,7	28,6	14	12
minstens 250.000 inwoners (n = 4)	3,6	-7,6	-0,3	4	0
Totaal	9,0	-40,9	47,4	156	161
Gewogen naar inwonertal	7,2	-40,9	47,4	156	161
Gewogen naar uitgavenaandeel	5,6	-40,9	47,4	156	161

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

Figuur 5.2 Verdeling van procentuele verschil in voorspeld t.o.v. werkelijk aantal huishoudens met bijstand – voorkeursmodel 2017



Bron: SEO Economisch Onderzoek

De plausibiliteitstoets heeft de afwijking tussen het voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand aan een groot aantal gemeentelijke kenmerken gerelateerd, zie Tabel 5.4. Deze lijst is mede aan de hand van input van de experts en de begeleidingscommissie samengesteld. Voor elk van de gemeentelijke kenmerken is een categorisering gemaakt naar dat kenmerk. De indeling is daarbij zodanig gekozen dat er voldoende gemeenten in een bepaalde categorie vallen (ten minste 20 gemeenten) en dat de categorieën de variatie in het kenmerk voldoende in kaart brengen.

Tabel 5.4 Kenmerken op gemeenteniveau in de plausibiliteitsanalyse

kenmerk	toelichting
Aanwezigheid aandachtswijk	Er is een aandachtswijk in de gemeente (ja/nee).
Reistijd tot de grens	Reistijd tot de grens met Duitsland of België in minuten
Stedelijkheid	Aantal adressen per km ² in gemeente, in categorieën.
Centrumfunctie	Mate waarin een gemeente een centrumfunctie vervuld, onderverdeeld in categorieën (afkomstig uit gemeentefonds)
Sociale structuur	Sociale structuur van gemeente, o.a. gebaseerd op aantal uitkeringen (afkomstig uit gemeentefonds)
Gemeentegrootte	Aantal inwoners in de gemeente, in categorieën.
Aandeel verslaafden	Aandeel personen dat medicijnen gebruikt tegen verslaving in doelpopulatie in de gemeente
Aandeel AO	Aandeel personen met een AO-uitkering in doelpopulatie in de gemeente
Aandeel inrichtingsbewoners	Aandeel inrichtingsbewoners in doelpopulatie in de gemeente
Aandeel hbo- en wo-studenten	Aandeel hbo- en wo-studenten in doelpopulatie in gemeente.
Aandeel mbo-studenten	Aandeel mbo-studenten in doelpopulatie in gemeente.
Aandeel hoogopgeleiden	Aandeel hoogopgeleiden in de beroepsbevolking in de gemeente.
Aandeel laagopgeleiden	Aandeel laagopgeleiden in de beroepsbevolking in de gemeente.
Regionaal klantenpotentieel	Regionaal klantenpotentieel gemeente (/100)
Lokaal klantenpotentieel	Lokaal klantenpotentieel gemeente
Aandeel WW	Percentage WW-uitkeringen in beroepsbevolking in gemeente, gemiddeld over 4 kwartalen.
Aandeel huishoudens met laag inkomen	Aandeel huishouden met een laag inkomen in totaal aantal huishoudens met een inkomen in de gemeente.
Aandeel alleenstaande huishoudens	Aandeel alleenstaande huishoudens in de gemeente.
Aandeel eenouderhuishoudens	Aandeel eenouderhuishoudens in de gemeente.
Aandeel allochtonen (Marokko of Turkije)	Aandeel niet-westerse allochtonen met als herkomst Turkije, Marokko in het totaal aantal inwoners in de gemeente.
Aandeel allochtonen (Surinaams of Antilliaans)	Aandeel niet-westerse allochtonen met als herkomst Suriname of Nederlandse Antillen in het totaal aantal inwoners in de gemeente.
Aandeel allochtonen (overig niet-westers)	Aandeel niet-westerse allochtonen behalve Turken, Marokkanen, Surinamers en Antillianen in het totaal aantal inwoners in de gemeente.
Aandeel allochtonen (westers)	Aandeel westerse allochtonen in het totaal aantal inwoners in de gemeente.
Leefbaarheid	Indicator voor 'overlast in de buurt' op gemeenteniveau
Aandeel huurwoningen	Aandeel huurwoningen in totaal aantal woningen in de gemeente.
Aandeel woningen met lage WOZ- waarde	Aandeel woningen in totaal aantal woningen in de gemeente met een WOZ-waarde van minder dan € 100.000.
Afwijking kans en fractie bijstand	Procentueel verschil tussen de som van de fractie van het aantal maanden bijstand in een gemeente en de som van het aantal huishoudens met bijstand op 5 januari in een gemeente.
Aanwezigheid Sinti/Roma huishoudens	Er zijn Sinti/Roma huishoudens in de gemeente

Bron: SEO Economisch Onderzoek.

De aanwezigheid van Sinti/Roma huishoudens is vastgesteld op basis van zelfrapportage door gemeenten en daarom mogelijk niet-objectief en incompleet.

5.2.1 Regressieresultaten

Er zijn regressiemodellen geschat waarin de afwijking tussen het voorspeld en werkelijk aantal huishoudens is gerelateerd aan een bepaald gemeentekenmerk. De modelafwijking is daarbij afgezet tegen elk kenmerk afzonderlijk. De resultaten zijn samengevat in Tabel 5.5. Uit de herverdeeleffectenanalyse die voor model 2016 is uitgevoerd kwam een aantal factoren naar voren waarnaar patronen in de herverdeeleffecten bestonden. Zo was er een patroon zichtbaar naar het aandeel alleenstaanden in een gemeente, het aandeel hbo- en wo-studenten in de gemeente en de aanwezigheid van een aandachtswijk in de gemeente.²⁰ Voor deze kenmerken is in model 2017 geen patroon meer in de modelafwijkingen gevonden.

Er zijn wel significante verschillen in de modelafwijkingen met reistijd tot de grens, gemeentegrootte, aandeel huurwoningen, de aanwezigheid van Sinti/Roma huishoudens in de gemeente en het verschil tussen aantal bijstandshuishoudens en het aantal bijstandsjaren in een gemeente. Ook is sprake van een significant positieve relatie tussen modelafwijking en aandeel allochtonen (naar type) en leefbaarheid in de gemeente. Deze kenmerken hangen echter zeer sterk samen met het aandeel huurwoningen. Het effect verdwijnt dan ook als het aandeel huurwoningen in de regressies wordt meegenomen.

Wanneer de modelafwijking afgezet wordt tegen de stedelijkheid van een gemeente blijkt er alleen sprake van een significant verschil in de modelafwijking van weinig stedelijke ten opzichte van niet stedelijke gemeenten. Er blijken echter geen verschillen voor zeer sterk stedelijke, sterk stedelijke of matige stedelijke gemeenten (ten opzichte van niet stedelijke gemeenten) te bestaan. Regressieresultaten waarin de modelafwijking is afgezet tegen de centrumfunctie van gemeenten laten geen significante verschillen naar centrumfunctie zien.

Het regionaal klantenpotentieel heeft gedurende de doorontwikkeling regelmatig aandacht gekregen als mogelijke factor in het verdeelmodel. Regressieresultaten voor de modelafwijking in relatie tot het regionaal klantenpotentieel laten echter zien dat er voor het voorkeursmodel 2017, waarin het regionaal klantenpotentieel niet is opgenomen, geen significante relatie bestaat tussen de afwijking tussen voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand en het regionale klantenpotentieel van een gemeente.

²⁰ Bron: eigen analyses SEO, Vlasblom en Sadiraj, 2015, Aarts, L. e.a., 2015.

Tabel 5.5 Resultaten regressies in de plausibiliteitsanalyse

kenmerk	resultaat
Aanwezigheid aandachtswijk	niet significant
Reistijd tot de grens	significant (+)
Stedelijkheid	niet significant, alleen verschil tussen niet stedelijk en weinig stedelijk
Centrumfunctie	niet significant
Sociale structuur	niet significant, alleen verschil tussen matige sociale structuur en zwakke, redelijke en goede sociale structuur
Gemeentegrootte	significant (+)
Aandeel verslaafden	niet significant
Aandeel AO	niet significant
Aandeel inrichtingsbewoners	niet significant
Aandeel hbo- en wo-studenten	niet significant
Aandeel mbo-studenten	niet significant
Aandeel hoogopgeleiden	niet significant
Aandeel laagopgeleiden	niet significant
Regionaal klantenpotentieel	niet significant
Lokaal klantenpotentieel	niet significant
Aandeel WW	niet significant
Aandeel huishoudens met laag inkomen	niet significant
Aandeel alleenstaande huishoudens	niet significant
Aandeel eenouderhuishoudens	niet significant
Aandeel allochtonen (Marokko of Turkije)	significant (+)
Aandeel allochtonen (Surinaams of Antilliaans)	significant (+)
Aandeel allochtonen (overig niet-westers)	significant (+)
Aandeel allochtonen (westers)	niet significant
Leefbaarheid	significant (+)
Aandeel huurwoningen	significant (+)
Aandeel woningen met lage WOZ- waarde	niet significant
Afwijking kans en fractie bijstand	significant (+)
Aanwezigheid Sinti/Roma huishoudens	significant (-)

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Het resultaat significant of niet significant is bepaald middels univariate regressies van de procentuele afwijking tussen het voorspeld en werkelijk aantal huishoudens in de bijstand op het betreffende kenmerk. Voor significantie wordt daarbij een significantieniveau van 5% gebruikt. Een aantal factoren is wel significant bij gebruik van een significantieniveau van 10%, dat betreft bijstandsdichtheid (-), aandeel alleenstaanden (+).

De aanwezigheid van Sinti/Roma huishoudens is vastgesteld op basis van zelfrapportage door gemeenten en daarom mogelijk niet-objectief en incompleet.

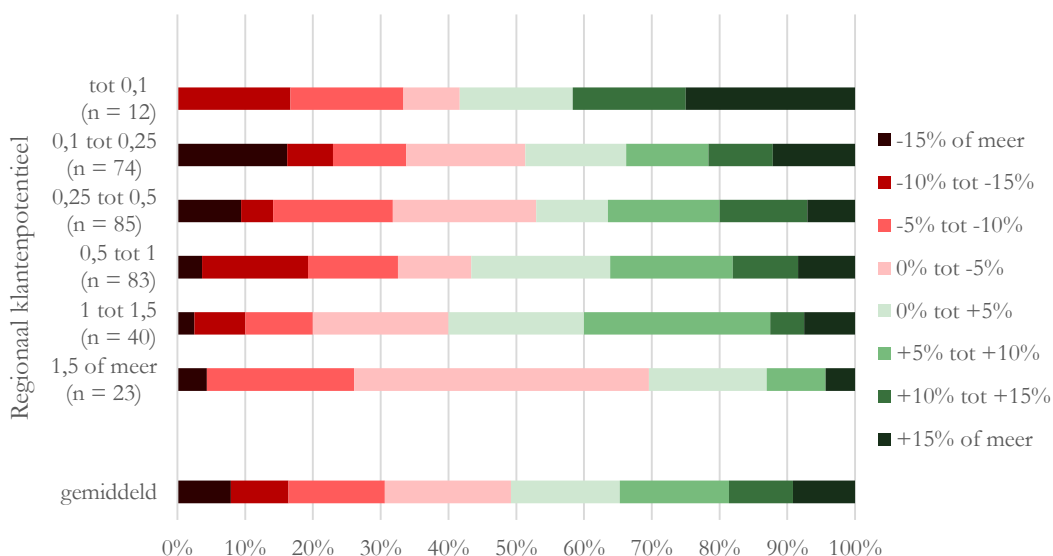
Cursieve kenmerken hangen in univariate regressies samen met de afwijking, maar deze relatie wordt veroorzaakt door samenhang tussen deze kenmerken en het aandeel huurwoningen.

5.2.2 Zijn er patronen zichtbaar?

In de doorontwikkeling van model 2017 is het regionaal klantenpotentieel als mogelijk relevante factor meerdere malen aangedragen door verschillende partijen. Volgens het afwegingskader is er

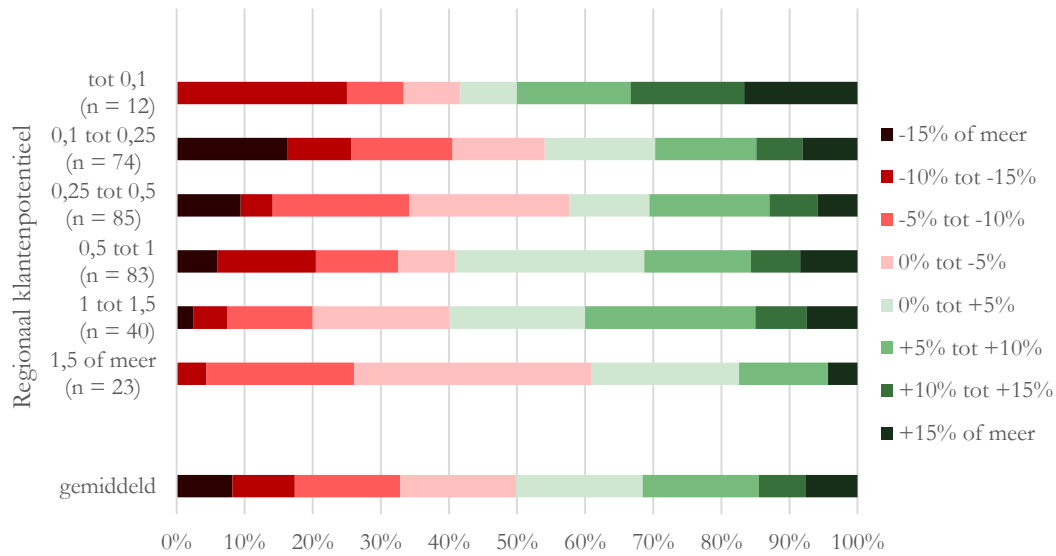
echter geen reden om het regionaal klantenpotentieel als verdeelkenmerk in het model op te nemen. Ook blijken de afwijkingen van het model niet significant samen te hangen met het regionaal klantenpotentieel. Tot slot wordt hier nagegaan of de afwijkingen andere patronen laten zien in samenhang met regionaal klantenpotentieel als dit kenmerk wel in het model zou zijn opgenomen. Figuur 5.3 en Figuur 5.4 laten de procentuele afwijking tussen het voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand naar het regionale klantenpotentieel van een gemeente zien, zowel voor het voorkeursmodel 2017 (zonder regionaal klantenpotentieel als verdeelkenmerk in het model) als voor het model waarin regionaal klantenpotentieel wel is opgenomen. Een lager regionaal klantenpotentieel lijkt samen te hangen met extremere afwijkingen tussen voorspeld en werkelijk aantal huishoudens voor die gemeenten. Dit patroon geldt ongeacht of regionaal klantenpotentieel in het model wordt opgenomen. Het toevoegen van regionaal klantenpotentieel zal in dat opzicht geen verbetering van het voorspelmodel opleveren.

Figuur 5.3 Modelafwijkingen naar regionaal klantenpotentieel voor het voorkeursmodel



Bron: SEO Economisch Onderzoek

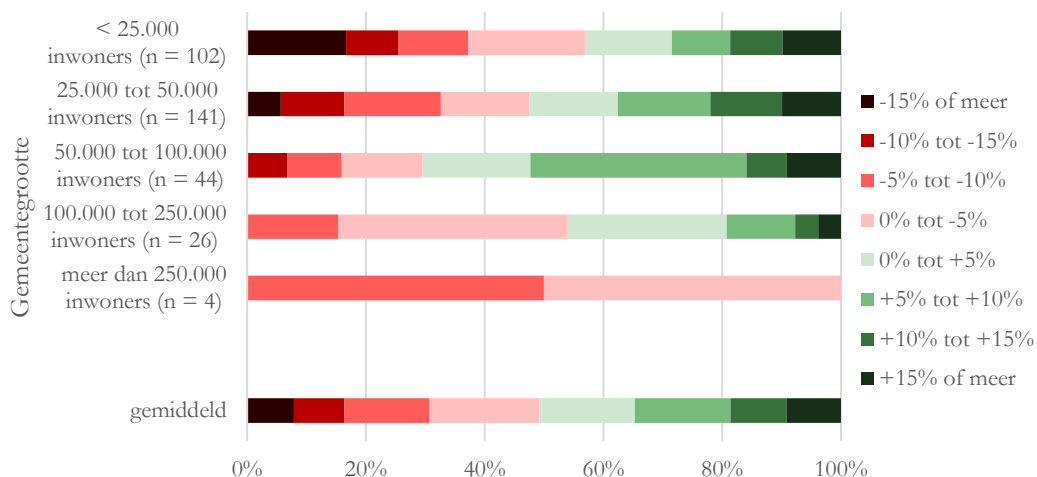
Figuur 5.4 Nagenoeg hetzelfde patroon wanneer regionaal klantenpotentieel in het model zit



Bron: SEO Economisch Onderzoek

Het patroon in de modelafwijking naar regionaal klantenpotentieel hangt mogelijk samen met gemeentegrootte (via een samenhang tussen laag regionaal klantenpotentieel en kleine gemeenten). Figuur 5.5 illustreert dat gemeentegrootte samenhangt met de spreiding van de modelafwijking: voor kleinere gemeenten is de absolute afwijking in het model gemiddeld *relatief* groter. Een verklaring hiervoor is de ‘wet van de grote aantallen’: kleinere gemeenten omvatten simpelweg minder huishoudens, waardoor het gemiddelde verschil tussen daadwerkelijke ontvangst van bijstand en de door het model voorspelde kans op bijstand op huishoudenniveau gemiddeld groter is. Te zien is bijvoorbeeld dat de modelafwijking voor bijna alle gemeenten met meer dan 100.000 inwoners tussen de -10 en de 10 procent is.

Figuur 5.5 Kleinere gemeenten hebben meer extreme modelafwijkingen



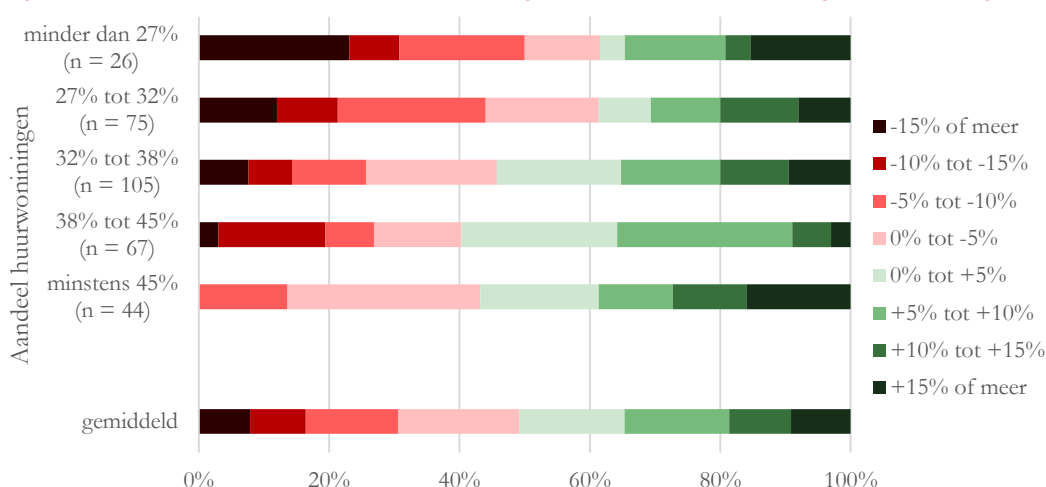
Bron: SEO Economisch Onderzoek

De plausibiliteitstoets richt zich verder uitsluitend op het voorkeursmodel (zonder regionaal klantenpotentieel). Er is een aantal andere factoren waarbij nog wel sprake is van (lichte) patronen in

de modelafwijkingen. Figuur 5.6 tot en met Figuur 5.9 geven de meest in het oog springende patronen weer van de afwijkingen van het voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand naar gemeentekennmerken.

Gemeenten met minder huurwoningen hebben vaker een negatieve modelafwijking van 15 procent of meer, zie Figuur 5.6. Dit is tegen de verwachting in. Het idee was dat gemeenten met veel huurwoningen een relatief grotere bijstandsafhankelijkheid kennen en dus mogelijk worden benadeeld. Dit blijkt niet het geval. Of gemeenten met weinig huurwoningen worden benadeeld is niet te zeggen op basis van deze figuur: de samenhang kan ook veroorzaakt worden door een ander kenmerk dat niet is getoetst in de plausibiliteitsanalyse.

Figuur 5.6 Gemeenten met minder huurwoningen hebben vaker sterke negatieve afwijkingen



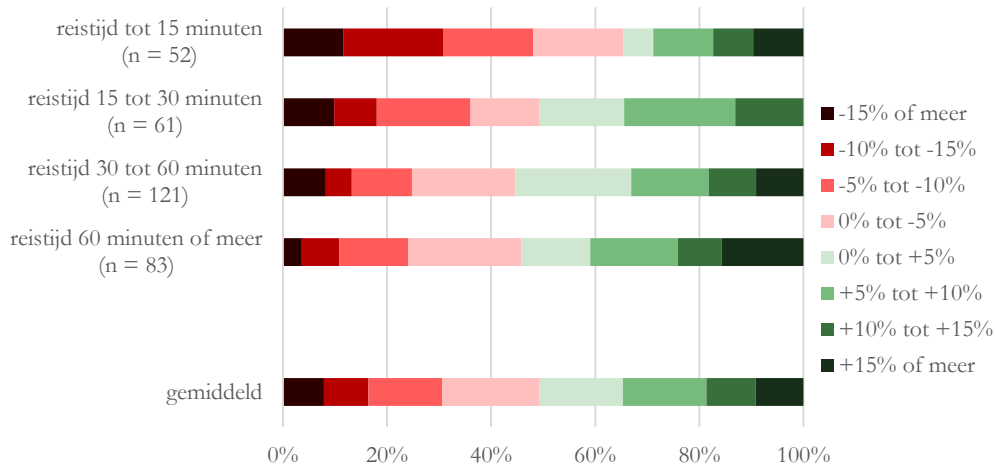
Bron: SEO Economisch Onderzoek

Hiernaast blijkt dat gemeenten met een zeer korte reistijd tot de grens naar verhouding wat vaker te maken hebben met (sterke) negatieve modelafwijkingen, zie Figuur 5.7. Op verzoek van de begeleidingscommissie is daarom getoetst of reistijd tot de grens een verbetering van de voorspelkracht van het verklaringsmodel zou opleveren. Zowel reistijd tot de grens als afstand tot de grens zijn afzonderlijk opgenomen in het verklaringsmodel. In beide gevallen leidde dit niet tot een verbetering van de verklaringskracht.²¹ Het is dus niet zo dat eenzelfde huishouden een hogere bijstandskans heeft als het dichterbij de grens woont (bij gelijke regiokenmerken).

Hiernaast lijken gemeenten met Sinti/Roma huishoudens iets vaker te maken te hebben met (omvangrijke) negatieve modelafwijkingen, zie Figuur 5.8. Het is echter nog niet mogelijk om hiervoor te corrigeren in het verklaringsmodel omdat er geen objectieve gegevens beschikbaar zijn over het aantal Sinti en Roma huishoudens in een gemeente. De gegevens die de basis vormen voor de figuur zijn zelfgerapporteerde gegevens door gemeenten. In veel gevallen gaat het om een *'educated guess'*.

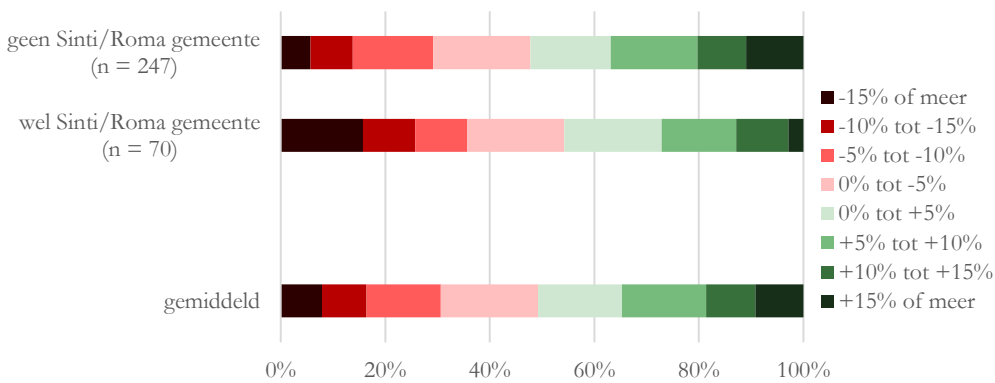
²¹ In beide gevallen was de factor ook insignificant.

Figuur 5.7 Gemeenten met een kleine afstand tot de grens hebben vaker (sterk) negatieve modelafwijkingen



Bron: SEO Economisch Onderzoek

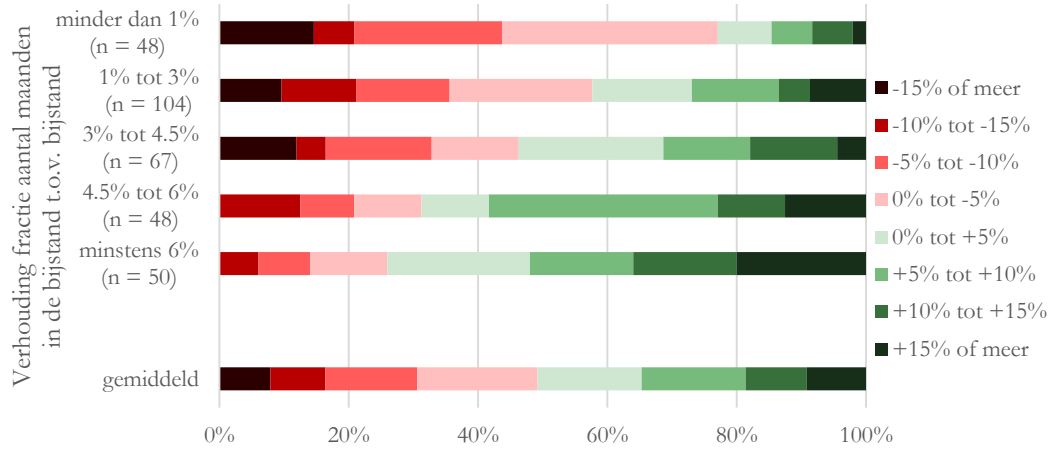
Figuur 5.8 Gemeenten met Sinti/Roma huishoudens hebben vaker (sterk) negatieve modelafwijkingen



Bron: SEO Economisch Onderzoek

Ten slotte is in kaart gebracht of er sprake is van systematische verschillen in de kwaliteit van de modelvoorspelling naar de afwijking tussen de uitkomstmaat fractie aantal maanden bijstand en de bijstandsontvangst op peildatum 5 januari 2014 in een gemeente. Figuur 5.9 illustreert dat voor gemeenten met een grote afwijking tussen deze twee uitkomstmaten er gemiddeld sprake is van grotere modelafwijkingen. De modelafwijkingen zijn vaker (sterk) positief. Gemeenten met een relatief hoge fractie ten opzichte van het aantal personen in de bijstand kennen dus vaker een positief herverdeeleffect. Zij lijken dus niet benadeeld, maar eerder bevoordeeld, te worden door de keuze voor de uitkomstmaat kans op bijstand. Ondanks dat de figuur aangeeft dat er sprake is van een systematische relatie tussen modelafwijking en een hoge fractie van het aantal maanden bijstand ten opzichte van het aantal bijstandsgerechtigden, zijn de voordelen van een logitmodel voor de kans op bijstand in termen van verklaringskracht zodanig groot gebleken dat de voorkeur uitgaat naar het modelleren van de kans op bijstand.

Figuur 5.9 Gemeenten met een sterkere afwijking tussen uitkomstmaten hebben vaker (sterk) positieve modelafwijkingen



Bron: SEO Economisch Onderzoek

Literatuur

- Aarts, L., T. Everhardt, M. Gielen en M. Van Asselt (2015). Verdeelstoornissen in het SCP verdeelmodel. Oriënterend onderzoek naar verdeelstoornissen in het nieuwe verdeelmodel WWB inkomensdeel. Rapportage Ede. Den Haag: APE.
- Heij C. et al. (2014). *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. Oxford University Press.
- Leeuw J. de, Meijer E. *Handbook of Multilevel Analysis* (2007). Springer Press.
- Marlet G., Ponds R., Woerkens C. van, Zwart R. (2016). *Individuele en regionale ongelijkheid. Atlas voor Gemeenten. Conceptrapport 3 maart 2016*.
- Robinson W.S. (1950). *Ecological Correlations and the Behavior of Individuals*. *American Sociological Review* Vol. 15 no. 3. Pp. 351-357
- Soede, A., Versantvoort, M. (2014a). *Analyse mogelijke verbeteringen van het verdeelmodel voor het inkomensdeel van de Participatiewet (memo voor het ministerie van SZW)*. Den Haag: SCP rapport
- Soede, A., Versantvoort, M. (2014b). *Verdelen op niveaus. Een multiniveaumodel voor de verdeling van het inkomensdeel van de Participatiewet voor gemeenten*. Den Haag: SCP rapport
- Steenbergen M.S., Jones B.S. (2002). *Modeling Multilevel Data Structures*. *American Journal of Political Science* Vol. 46 no. 1. Pp. 218-237
- Tempelman C., Lammers M. (2014). *Uitwerking verdeelmodel WWB 2015. Trendmodel. SEO: Amsterdam. SEO-rapport nr. 2013-68*
- Vlasblom J.D., Sadiraj K. (2015). *Het multiniveaumodel voor de verdeling van het inkomensdeel van de Participatiewet over gemeenten: uitwerking van verbeteropties*. SCP rapport

Bijlage A Kenmerken in analysebestand

Tabel A.1 Toelichting van de variabelen in het analysebestand

Variabele	Omschrijving
1) Uitkomstmaat	
Bijstand in huishouden	Huishouden ontvangt bijstand op 5 januari 2014 (ja/nee).
Fractie bijstand in huishouden	Fractie van het aantal maanden (in 2014) dat het huishouden bijstand heeft ontvangen (tussen 0 en 1).
Bijstandsbedrag in huishouden	Jaarbedrag aan bijstand, na correctie adreslozen.
Fractie bijstandsbedrag in huishouden	Fractie van het bedrag aan bijstand dat het huishouden ontvangt, t.o.v. jaarlijks normbedrag.
Geen/gedeeltelijk/volledig bijstand in huishouden	Geen (=0), gedeeltelijk (=0,5) of volledig (=1) bijstand in huishouden.
2) Huishoudsamenstelling	
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).
Alleenstaande	Eenpersoonshuishouden (ja/nee).
Instellingsbewoner	Instellingsbewoner (ja/nee).
Overig huishouden	Overig huishouden (ja/nee).
Thuiswonend meerderjarig kind	Thuiswonend meerderjarig kind (ja/nee).
3) Leeftijd	
Leeftijd 15 tot 20 jaar in huishouden	Fractie personen in de leeftijd van 15 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
4) Woonsituatie	
Corporatiewoning	Wonen in een woning verhuurd door een woningbouwcorporatie (ja/nee).
Sociale huurwoning	Wonen in een sociale huurwoning (d.w.z. huurwoning met huurtoeslag) (ja/nee).
5) Herkomst	
Allochtoon (Turks) in hh	Fractie niet-westerse allochtonen met herkomst Turkije in het huishouden.
Allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh	Fractie niet-westerse allochtonen met herkomst Suriname of Nederlandse Antillen in het huishouden.
Allochtoon (Afghaans) in hh	Fractie niet-westerse allochtonen met herkomst Afghanistan in het huishouden.
Allochtoon (Irakees) in hh	Fractie niet-westerse allochtonen met herkomst Irak in het huishouden.
Allochtoon (Syrisch) in hh	Fractie niet-westerse allochtonen met herkomst Syrië in het huishouden.
Allochtoon (Afrika) in hh	Fractie niet-westerse allochtonen met herkomst Afrika in het huishouden (incl Marokko).
Allochtoon (overig niet-westers) in hh	Fractie niet-westerse allochtonen met overige herkomst in het huishouden.
Allochtoon (Joegoslavisch) in hh	Fractie westerse allochtonen met herkomst Joegoslavië in het huishouden.
Allochtoon (overig westers) in hh	Fractie westerse allochtonen met overige herkomst in het huishouden.
6) Opleiding en arbeidsverleden	
Student (hbo/wo) in huishouden	Fractie studenten (hbo/wo) in het huishouden.
Student (mbo/hbo/wo) in het huishouden	Fractie studenten (mbo/hbo/wo) in het huishouden.
Lage HCI in huishouden	Fractie personen met een lage Human Capital Index in het huishouden.
Middelbare HCI in huishouden	Fractie personen met een middelbare Human Capital Index in het huishouden.
Hoge HCI in huishouden	Fractie personen met een hoge Human Capital Index in het huishouden.
Onbekende HCI in huishouden	Fractie personen met een onbekende Human Capital Index in het huishouden.
7) Gezondheid	
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 medicijn tegen adhd in hh	Fractie personen met medicijn tegen adhd 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 medicijn- groepen in hh	Fractie personen met medicijnen uit 8 of meer hoofdgroepen in het huishouden.
Gebruik GGZ-zorg in hh	Fractie personen in het huishouden dat gebruik maakt van GGZ-zorg.
Gebruik eerstelijns psychologische hulp in hh	Fractie personen in het huishouden dat gebruik maakt van eerstelijns psychologische hulp.
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	Fractie personen in het huishouden met zorgkosten van minstens € 50.000.
8) Vermogen	
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	Alleenstaand huishouden met een vermogen boven de € 5.000 (ja/nee).
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	Alleenstaand huishouden met een vermogen tot € 5.000 en woning met een overwaarde boven de € 50.000 (ja/nee).
Paar, vermogen boven € 10.000	Paar of eenouderhuishouden met een vermogen boven de € 10.000 (ja/nee).
Paar, vermogen tot € 10.000, over- waarde boven € 50.000	Paar of eenouderhuishouden met een vermogen tot € 10.000 en woning met een overwaarde boven de € 50.000 (ja/nee).
9) Andere uitkeringen	
WW-uitkering in huishouden	Fractie personen met een WW-uitkering in het huishouden.
AO-uitkering (15%-80%) in huishou- den	Fractie personen met AO-uitkering en mate AO 15 tot 80% of onbekende mate AO in het huishouden.
AO-uitkering (80%-100%) in huis- houden	Fractie personen met AO-uitkering en mate AO 80 tot 100% in het huishouden.
10) Regionale kenmerken	
Aandeel WW	Percentage WW-uitkeringen in beroepsbevolking in gemeente, gemiddeld over 4 kwartalen.
Lokaal klantenpotentieel	Lokaal klantenpotentieel gemeente.
Regionaal klantenpotentieel	Regionaal klantenpotentieel gemeente.
Beschikbaarheid van werk in ge- meente	Het aantal beschikbare banen(gecorrigeerd voor reistijd, concurrentie en grenspendel) per hoofd van de beroepsbevolking in de gemeente.
Bruto participatiegraad	Het aandeel van de mensen in een gemeente dat naar eigen zeggen kan en wil werken (CBS-definitie).
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 gereformeerden	Aandeel gereformeerden in gemeente.
Aandeel hervormden	Aandeel hervormden in gemeente.
Aandeel protestanten	Aandeel protestanten in gemeente.
Aandeel studenten in gemeente	Aandeel hbo- en wo-studenten in de totale doelpopulatie in gemeente.
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.
Aandeel leerlingen speciaal onder- wijs	Aandeel leerlingen in het speciaal onderwijs (VSO) in de totale doelpopulatie in gemeente.
Aandeel AO	Aandeel personen met een AO-uitkering in de gemeente.
Aandeel personen met verslaving	Aandeel personen dat medicijnen gebruikt tegen verslaving in de gemeente.
Aandeel inrichtingsbewoners	Aandeel inrichtingsbewoners in de gemeente.

Aandeel eenouderhuishoudens	Aandeel eenouderhuishoudens in de gemeente.
Aandeel alleenstaande huishoudens	Aandeel alleenstaande huishoudens in de gemeente.
Aandeel hh met laag inkomen	Aandeel huishouden met een laag inkomen in totaal aantal huishoudens met een inkomen in de gemeente.
Aandeel laagst opgeleiden	Het aandeel mensen met hoogst behaalde opleiding tot en met basisonderwijs in de beroepsbevolking in de gemeente.
Aandeel laag opgeleiden	Aandeel laagopgeleiden in de beroepsbevolking in de gemeente.
Aandeel hoog opgeleiden	Aandeel hoogopgeleiden in de beroepsbevolking in de gemeente.
Aandeel studenten mbo	Aandeel mbo-studenten in de gemeente.
Aandeel studenten hbo/wo	Aandeel hbo- en wo-studenten in de gemeente.
Gemeentegrootte	Aantal inwoners in de gemeente, onderverdeeld in categorieën.
Aanwezigheid aandachtswijk in gemeente	Er is een aandachtswijk in de gemeente (ja/nee).
Aandeel huurwoningen	Aandeel huurwoningen in totaal aantal woningen in de gemeente.
Aandeel woningen met lage WOZ-waarde	Aandeel woningen met een WOZ-waarde van minder dan € 100.000 in totaal aantal woningen in de gemeente.
Aandeel allochtonen (Surinaams of Antilliaans)	Aandeel niet-westerse allochtonen met als herkomst Suriname of Nederlandse Antillen in het totaal aantal inwoners in de gemeente.
Aandeel allochtonen (Marokko, Turkije of overig niet-westers)	Aandeel niet-westerse allochtonen met als herkomst Turkije, Marokko of 'overig niet-westers' in het totaal aantal inwoners in de gemeente.
Centrumfunctie	Mate waarin een gemeente een centrumfunctie vervuld, onderverdeeld in categorieën.
Grensgemeente	Gemeente grenst aan Duitsland (ja/nee).
Stedelijkheid	Aantal adressen per km2 in gemeente, ingedeeld in categorieën.
Reistijd tot de grens	Reistijd tot de dichtstbijzijnde landsgrens (België of Duitsland) vanuit een gemeente.
Sociale structuur van de gemeente	Sociale structuur in de gemeente (zwak, matig, redelijk of goed), zoals gebruikt in de uitkering van het gemeentefonds.
Spreiding NWW'ers	Het aandeel van de potentiële beroepsbevolking in de gemeente dat in een buurt woont met relatief veel (op landelijk niveau bij de hoogste 20 procent ten opzichte van het gemeentelijk gemiddelde) niet-werkende werkzoekenden.

1. Uitkomstmaat

De variabele 'bijstand in huishouden' geeft aan of er in het huishouden een persoon is die op 5 januari 2014 een bijstandsuitkering ontvangt. Hiervoor wordt gebruikgemaakt van het CBS-bestand voor personen in de bijstand (Bijstandpersoonbus). Adreslozen zijn hierin buiten beschouwing gelaten, hiervoor wordt achteraf gecorrigeerd. Personen die aangemerkt zijn als behorend tot de nieuwe doelgroep, worden ook als bijstandsontvanger aangemerkt in deze variabele.

Daarnaast zijn verschillende alternatieve uitkomstmaten gedefinieerd:

- Fractie bijstand in huishouden: aantal maanden (met als peildatum de 5e van iedere maand) in 2014 dat een huishouden bijstand ontvangt gedeeld door 12. In deze maat wordt ook meegenomen of iemand tot de nieuwe doelgroep behoort op de 5e van een maand: dit wordt ook als een maand bijstand geteld;

- Bijstandsbedrag in huishouden: het totale bedrag dat een huishouden in 2014 aan bijstand ontving. Wanneer het niet gaat om werkelijke bijstandsontvangst maar om iemand behorend tot de nieuwe doelgroep, dan wordt het normbedrag voor het huishouden ingevuld, naar rato van het aantal maanden dat er iemand behorend tot de nieuwe doelgroep onderdeel van het huishouden was;
- Fractie bijstandsbedrag in huishouden: het totale bedrag dat een huishouden in 2014 aan bijstand ontving gedeeld door het geldende gedetailleerde normbedrag voor dat huishouden;
- Geen/gedeeltelijk/volledig bijstand in huishouden: Geen (=0), gedeeltelijk (=0,5) of volledig (=1) bijstand in huishouden. Dit is een versimpeling van de variabele 'fractie bijstandsbedrag in huishouden', waarbij aan de variabele de waarde 0 wordt toegekend als 'fractie bijstandsbedrag in huishouden' kleiner is dan 0,1 en waarde 1 als 'fractie bijstandsbedrag in huishouden' groter is dan 0,95. Wanneer 'fractie bijstandsbedrag in huishouden' tussen de 0,1 en 0,95 is krijgt de variabele de waarde 0,5.

De gebruikte bronbestanden bevatten indicatoren voor bijstandsontvangst en ontvangen bijstandsbedragen op persoonsniveau. Voor de constructie van deze uitkomstmaten op huishoudensniveau wordt bijstandsontvangst van alle personen in het huishouden meegeteld, inclusief personen die niet tot de doelpopulatie behoren maar nog wel in het analysebestand zijn opgenomen (zoals inwonende ouderen).

2. Huishoudsamenstelling

De huishoudsamenstelling is afkomstig uit het huishoudensbestand van het CBS (Gbahuishoudensbus). Er wordt hierbij gebruikgemaakt van kenmerken voor de plaats in het huishouden en kenmerken voor het type huishouden. Voor het identificeren van eenouderhuishouden met vader dan wel moeder is daarnaast gebruikgemaakt van het geslacht zoals opgenomen in het CBS-bestand met persoonskenmerken (Gbapersoonsbus).

In de regressieanalyses zijn kruisvariabelen opgenomen van huishoudtypen met kinderen en de leeftijd van het jongste kind. Leeftijden worden gemeten op 1 januari 2014. Een meerderjarig kind is dus een kind van 18 jaar of ouder op 1 januari 2014. Eenoudergezinnen zijn uitgesplitst naar verschillende leeftijdscategorieën van het jongste kind. Voor paren met kinderen is alleen onderscheid gemaakt tussen minder- en meerderjarige kinderen.

3. Leeftijd

De leeftijd van huishoudleden is in categorieën als opgenomen in het model, waarbij wordt gekeken naar het aandeel leden in een bepaalde leeftijdscategorie dat een huishouden bevat. Het gaat hierbij alleen om personen in de doelpopulatie. Voorbeeld: wanneer een vijfpersoonshuishouden twee personen bevat in de leeftijd van 45 tot 50 jaar oud, dan krijgt de variabele 'leeftijd 45 tot 50 jaar in huishouden' voor dat huishouden de waarde 0,4. Aan een meerpersoonshuishouden kan dus voor meerdere categorieën een strikt positieve waarde worden toegekend, maar altijd zodanig dat de optelsom van de verschillende leeftijdscategorieën 1 is.

In de uiteindelijke modelspecificatie zijn enkele leeftijdscategorieën samengenomen. Leeftijd 30 tot 40, 40 tot 50 en 50 en ouder vervangen de 5-jaarscategorieën voor die leeftijden.

4. Woonsituatie

De variabele ‘corporatiewoning’ is afkomstig uit het Basisregister Adressen en Gebouwen (BAG). Dit bestand bevat een variabele die aangeeft of een woning een eigen huis is of een huurwoning (op peildatum 1 januari 2014), en een variabele die voor huurwoningen aangeeft of die worden verhuurd door (1) een woningcorporatie, (2) een gemeentelijk woonbedrijf, (3) een overige verhuurder of (4) een niet vastgestelde woningbouwcorporatie (komt niet voor in de data). Woningen die worden verhuurd door een woningcorporatie of een gemeentelijk woonbedrijf worden aangemerkt als corporatiewoning.

Een alternatief voor deze variabele is de variabele ‘sociale huurwoning’, afkomstig uit het Integraal Huishoud Inkomen (peildatum 31 december 2013). Dit bestand bevat een variabele die aangeeft of een woning: (1) een eigen huis is, (2) een huurwoning is met huurtoeslag, of (3) een huurwoning zonder huurtoeslag.

5. Herkomst

Het analysebestand bevat kenmerken voor allochtonen in het huishouden, uitgesplitst naar herkomstgebied. Allochtoon is geoperationaliseerd als een persoon van wie ten minste een ouder in het buitenland is geboren, en het betreft alleen personen in de doelpopulatie. Kenmerken worden gedefinieerd als het aandeel leden dat een huishouden bevat van een bepaalde herkomst. Voorbeeld: wanneer er een persoon in een tweepersoonshuishouden is met minstens één ouder die in Suriname is geboren, dan krijgt de variabele ‘allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh’ voor dat huishouden de waarde 0,5.

6. Opleiding en arbeidsverleden

Studenten worden geïdentificeerd op basis van de onderwijsdeelnemersregistraties op peildatum 1 oktober 2013. Hierbij worden studenten die langer dan 10 jaar staan ingeschreven niet als student aangemerkt.

Voor het opleidingsniveau wordt gekeken naar hoogst behaalde opleiding op basis van de SOI2006-indeling, die ook door het CBS gebruikt wordt. Er wordt onderscheid gemaakt tussen laag opgeleid (basisonderwijs, vmbo-b/k, mbo1, vmbo-g/t, avo onderbouw), middelbaar opgeleid (mbo2, mbo3, mbo4, havo en vwo) en hoog opgeleid (hbo-, wo-bachelor, hbo-, wo-master, doctor).

De Human Capital Index (laag/middelbaar/hoog) is een combinatie van opleiding en arbeidsverleden, en is opgesteld omdat voor oudere personen het opleidingsniveau niet (altijd) bekend is:

- Tot 26 jaar is het opleidingsniveau integraal bekend. Voor deze personen is de HCI (laag/midden/hoog) gelijk aan de opleiding (laag/midden/hoog). In een aantal gevallen is opleiding voor deze leeftijdsgroep niet geobserveerd, in dat geval is de HCI onbekend;
- Voor 26 tot 40 jarigen is integraal bekend of zij al dan niet hoogopgeleid zijn. Wanneer ze hoogopgeleid zijn, is de HCI voor deze personen hoog. Voor personen die niet hoog zijn opgeleid, is onbekend of zij laag dan wel middelbaar opgeleid zijn. Een indeling in HCI laag en midden wordt daarom op basis van arbeidsverleden gemaakt. 19 procent van de personen in de leeftijd van 26 tot 40 jaar heeft een lage opleiding en 44,8 procent van de personen in deze groep heeft een middelbare opleiding (gewogen percentages, representatief voor Nederland). Van de personen in het analysebestand zonder hoge opleiding is daarom de

29,8 procent met het laagste inkomen in de afgelopen vijf jaar ingedeeld in de categorie HCI laag. De overige personen zijn ingedeeld in de categorie HCI midden;

- Voor personen boven de 40 jaar wordt de HCI-indeling alleen op basis van arbeidsverleden bepaald. Hierbij wordt aangesloten bij de landelijk representatieve indeling in opleiding laag/midden/hoog voor 40-plussers: 29,6 procent laag, 43,7 procent midden, 26,7 procent hoog. Dat betekent dat de 29,6 procent personen van 40 jaar of ouder met het laagste inkomen in de afgelopen vijf jaar ingedeeld wordt in de categorie laag HCI.

Bij alle variabelen in deze groep gaat het alleen om personen in de doelpopulatie.

7. Gezondheid

Zorgkosten van personen worden ook in het analysebestand opgenomen in categorieën. Het gaat hierbij alleen om personen in de doelpopulatie, en om alle kosten die binnen de basisverzekering vallen, met uitzondering van geboortezorg. Het zorgkostenbestand bevat geen volmachtverzekerden en is daarmee niet volledig integraal. In de uiteindelijke analyse is alleen een indicator opgenomen voor aandeel personen in het huishouden met meer dan € 50.000 aan zorgkosten. Aanvullend daarop wordt een indicator opgenomen voor het aandeel personen in een huishouden dat kosten maakt voor (oftewel: gebruikmaken van) de GGZ-zorg.

Naast bovengenoemde kenmerken zijn ook variabelen voor het gebruik van medicijnen in de analyse opgenomen. Met behulp van het medicijnbestand van het CBS kan worden bepaald uit hoeveel verschillende hoofdgroepen (ATC4-groepen) een persoon medicijnen gebruikt. Als bijvoorbeeld beide leden van een tweepersoonshuishouden vijf verschillende soorten medicijnen gebruikt, dan krijgt de variabele 'gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh' voor dat huishouden de waarde 1 toegekend.

8. Vermogen

Vermogen en overwaarde van de woning is afkomstig uit het Integraal-Vermogensbestand (peildatum 1 januari 2014). De variabele vermogen is in het model geoperationaliseerd door verschillende categorieën te maken voor het vermogen van het huishouden en voor de overwaarde van koopwoningen, waarbij overwaarde is gedefinieerd als de woningwaarde minus de resterende hypotheekwaarde.

In de regressieanalyses zijn kruisvariabelen opgenomen van vermogen/overwaarde en type huishouden. De combinaties sluiten aan bij de grenzen voor recht op bijstand omtrent vermogen en overwaarde: het recht op bijstand vervalt bij een overwaarde van de woning boven de € 49.700 en/of wanneer het vermogen meer dan € 5.920 (alleenstaande) of € 11.840 (paar/alleenstaande ouder). De variabelen beginnend met 'paar' omvatten hier dan ook alle huishoudtypes (d.w.z. eenouderhuishoudens, paar met/zonder kinderen en overig huishouden) waarvoor de vermogensgrens van € 11.840 geldt.

9. Andere uitkeringen

Het analysebestand bevat kenmerken voor de ontvangst van ander soort uitkeringen door personen in het huishouden. Het gaat hierbij alleen om personen in de doelpopulatie en er wordt gekeken naar WW- en AO-uitkeringen (uitgesplitst in WAO, WAZ, IVA en WGA). In de uiteindelijke analyses worden alleen WW en AO gebruikt.

10. Bij een arbeidsongeschiktheidsuitkering (AO) kan tevens onderscheid worden gemaakt in de mate waarin de persoon die een uitkering ontvangt arbeidsongeschikt is. Dit is opgedeeld in verschillende categorieën. In de uiteindelijke analyse zijn alle tussencategorieën (15%-25%, 25%-35%, 35%-45%, 45%-55%, 55%-65%, 65%-80% en onbekende mate AO) samengevoegd tot een variabele 'AO-uitkering (15%-80%) in huishouden'. Daarnaast wordt een variabele opgenomen voor een AO-uitkering met mate AO 80% tot 100% in het huishouden.
11. Gemeentekennmerken

Het model bevat naast kenmerken op huishoudniveau ook regionale kenmerken. Deze kenmerken zijn op gemeente- of buurniveau. Niet alle kenmerken in de tabel zijn opgenomen of getoetst in het model; een deel van de kenmerken wordt alleen gebruikt voor de herverdeel-fectenanalyses.

Een groot deel van de kenmerken op buurt- en gemeenteniveau is aangeleverd door Atlas voor Gemeenten. Daarnaast is een aantal kenmerken geconstrueerd op basis van de data op persoons- of huishoudniveau. Zo is het aandeel studenten berekend als het aantal personen in het analysebestand dat studeert ten opzichte van het aantal personen in de doelpopulatie.

Peildata

Tabel A.2 bevat de peildata van de variabelen die in het model zijn opgenomen.

Tabel A.2 Peildata van de variabelen in het verdeelmodel

Variabele	Peildatum
Bijstand	5 januari 2014
Nieuwe doelgroep (WSW/Wajong)	5 januari 2014
Vermogen	1 januari 2014
AO-uitkering	5 januari 2014
WW-uitkering	5 januari 2014
Student	1 oktober 2013
Leeftijdsklassen	1 januari 2014
Type huishouden	1 januari 2014
Corporatiewoningen	1 januari 2014
Westerse en niet-westerse allochtonen	1 januari 2014
Aandeel laagstopgeleiden	1 januari 2013
Human Capital Index	Opleidingsniveau: 1 oktober 2013, arbeidsverleden: Totaal 2009 t/m 2013
Medicijngebruik	Totaal 2013
Zorgconsumptie	Totaal 2013
Banen per lid beroepsbevolking	1 januari 2014
Aandeel werkend onder zijn niveau	1 januari 2013
Aandeel studenten	1 oktober 2013
Aandeel WW'ers gemeente	1 januari 2014
Aandeel van de beroepsbevolking in een buurt met veel NWW'ers	1 januari 2014
Overlast en onveiligheid	1 januari 2014

Bron: SEO Economisch Onderzoek

Bijlage B Doorontwikkeling huishoud- en regionale kenmerken

Bij de doorontwikkeling van model 2017 is door SEO Economisch Onderzoek in samenspraak met experts een aantal stappen doorlopen. In een eerste stap is gekeken naar de specificatie van huishoudkenmerken in het verdeelmodel. Diverse operationalisaties van de huishoudkenmerken in de basisset zijn getest in een model zónder niet-geobserveerde random COROP-, gemeente- en buurteffecten (OLS-model), waarin de kans op bijstand wordt verklaard. Reden om de huishoudkenmerken te toetsen in een model zonder niet-geobserveerde random effecten is dat dit model snel geschat kan worden, terwijl de geschatte coëfficiënten voor huishoudkenmerken nauwelijks verschillen van een model mét niet-geobserveerde buurt-, gemeente- en COROP-effecten.

De set van huishoudkenmerken die in de eerste stap is vastgesteld, dient als uitgangspunt voor de tweede stap van de doorontwikkeling. In de tweede stap worden multiniveaumodellen geschat met niet-geobserveerde random COROP-, gemeente- en buurteffecten, en met geobserveerde kenmerken op huishoudniveau, buurniveau en gemeenteniveau. In deze stap is onderzocht of de regionale kenmerken de verklaringskracht van het model wel ten goede komen. Dit is getoetst in een multiniveaumodel mét niet-geobserveerde random effecten omdat de geschatte coëfficiënten voor de buurt- en gemeentekenmerken aanzienlijk verschillen van een model zónder niet-geobserveerde random COROP-, gemeente- en buurteffecten (OLS-model). De buurt- en gemeentekenmerken in de basisset waarop door experts geen kritiek is geleverd, zijn als uitgangspunt genomen. Vervolgens is gekeken of aanvullende regionale kenmerken die zijn genoemd in de ontwikkeling van de basisset de verklaringskracht van het model kunnen verbeteren. Enerzijds gaat het om kenmerken die door Atlas voor Gemeenten zijn aangedragen als potentiële kandidaten voor de basisset (bruto participatiegraad en religie op gemeenteniveau, overlast en onveiligheid op buurniveau). Anderzijds gaat het om kenmerken die door experts of gemeenten zijn genoemd bij de formulering van het onderzoeksvoorstel in december 2015 (o.a. leerlingen speciaal onderwijs). Deze stappen leiden tot een eindspecificatie van de verklarende factoren die opgenomen worden in het verdeelmodel.

Doorontwikkeling huishoudkenmerken

In de doorontwikkeling van de specificatie van huishoudkenmerken is in eerste instantie uitgegaan van een 'rijk' model met veel kenmerken op huishoudniveau. Stapsgewijs is verkend welke kenmerken op huishoudniveau verwijderd kunnen worden zonder de verklaringskracht van het model (sterk) te verlagen. Alle indicatoren uit de basisset blijven behouden in het model. Wel is getest of de uitsplitsing van een bepaald kenmerk in categorieën beperkt kan worden, bijvoorbeeld door bepaalde categorieën samen te voegen indien de geschatte coëfficiënten voor die categorieën niet sterk van elkaar verschillen. Zo zijn bijvoorbeeld alleen de indicatoren voor medicijngebruik opgenomen die relevant zijn voor de kans op bijstand (gegeven alle andere kenmerken die al opgenomen zijn in de tabel). Medicijnen voor adhd bleken niet relevant en zijn dus niet opgenomen in de uiteindelijke specificatie met kenmerken op huishoudniveau.

In Tabel B.1 zijn de schattingsresultaten voor een selectie van OLS-modellen opgenomen. Het startmodel bevat het rijkste model met de meest gedetailleerde uitsplitsing in categorieën van factoren die zijn opgenomen in de basisset. Dit model neemt een volledige set op van vijfjaars-leeftijdsklassen, de meest uitgebreide set van factoren voor medicijngebruik en zorgkosten. Bovendien wordt de indicator AO-uitkering uitgesplitst in een groot aantal klassen voor de mate van arbeidsongeschiktheid waarvoor een uitkering wordt verkregen. De volgende kolommen beperken het startmodel steeds verder. De bijstandskans van een alleenstaande vrouw blijkt niet anders dan die van een alleenstaande man, zodat in het vervolg alle alleenstaanden als referentiecategorie worden gebruikt. Ook een aantal leeftijdsklassen heeft vergelijkbare geschatte coëfficiënten en kan daarom worden samengenomen.

De modellen kunnen zowel worden beoordeeld op basis van hun prestaties op huishoudniveau als op hun prestaties op gemeenteniveau. De prestaties op huishoudniveau worden op een aantal manieren gekwantificeerd. Allereerst zijn onderaan in de tabel 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. Een derde criterium is de adjusted R^2 , welke de fit van het model kwantificeert na te hebben gecorrigeerd voor het aantal kenmerken dat in het model is opgenomen. Een hogere waarde van deze adjusted R^2 betekent een betere verklaring van de uitkomst. 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. Hierbij is gebruikgemaakt van de gemeentelijke indeling 2014. Alle gemeenten zijn meegenomen in de berekening (niet alleen gebudgetteerde gemeenten).

Er dient een afweging te worden gemaakt in de mate waarin de verklaringskracht verbetert en de complexiteit van het model. Wanneer teveel kenmerken worden opgenomen, loopt het schatten van de multiniveaumodellen voor de doorontwikkeling op regionale kenmerken tegen technische grenzen aan (geheugenproblemen) waardoor modellen soms niet geschat kunnen worden. Het is daarom zaak het aantal kenmerken in het model zoveel mogelijk te beperken, binnen de grenzen van de basisset. Bovendien geldt: des te meer kenmerken, des te minder begrijpelijk het model. Om een factor in meer detail uit te splitsen is daarom een significante verbetering in de verklaringskracht gewenst. Bij het verkleinen van het model is daarom de volgende vuistregel aangehouden:

- a. Verwijderen van (uitsplitsing van) het kenmerk leidt tot een verlaging van de verklaringskracht van het model met hooguit 0,1% in termen van adjusted R^2 en AIC;
- b. EN verwijderen van (uitsplitsing van) het kenmerk leidt niet tot een noemenswaardige verslechtering van de voorspelling op gemeenteniveau: de gemiddelde absolute afwijking in het aantal voorspelde huishoudens per gemeente is maximaal 0,5 huishoudens (en bijna altijd maximaal 0,1 huishoudens).

De voorkeurspecificatie is het eindmodel in de vierde kolom van Tabel B.1. Dit model vormt een verbetering (in termen van verklaringskracht) ten opzichte van het startmodel. Het eindmodel bevat niet langer het gebruik van medicijnen tegen adhd en het gebruik van eerstelijns psychologische hulp. Ook het aantal leeftijdscategorieën is beperkt en er is uitsluitend een indicator voor extreem hoge zorgkosten opgenomen. Op basis van de waarden van de informatiecriteria en de adjusted R^2

en met toepassing van de hiervoor genoemde vuistregel, is het model in de derde kolom niet significant beter dan het eindmodel in de vierde kolom.

Een tweede reden om de voorkeur te geven aan het model met een beperktere uitsplitsing in leeftijdscategorieën en het weglaten van medicijngebruik tegen adhd en het gebruik van eerstelijns psychologische hulp heeft te maken met het teken van de geschatte coëfficiënten. Beide indicatoren voor zorggebruik hebben een negatief teken. Dit lijkt op het eerste gezicht niet intuïtief. Een verklaring zou kunnen zijn dat juist meer welgestelde personen met een gelijke gezondheidssituatie als een bijstandsgerechtigde sneller gebruik zullen maken van bepaalde zorg zoals medicijnen tegen adhd en bezoek eerstelijns psycholoog. De indicator 'gezondheid' in de basisset dient echter om te corrigeren voor gezondheidssituatie (ongezonde personen zullen vaker bijstand aan moeten vragen).

In een later stadium van het onderzoek is ook nog nagegaan of er indicatoren zijn die fysieke beperkingen weergeven. Dit is lastig op basis van medicijngebruik. Er is gekeken naar het gebruik van spierverslappers, maar dat gaf geen verhoogde kans op bijstand. Daarnaast is gekeken naar het gebruik van medicijnen tegen astma, maar ook in dat geval was er geen verhoogde kans op bijstand. De omvang van de groep gebruikers was in dat geval ook erg groot en dus niet onderscheidend.

Tabel B.1 Doorontwikkeling van de specificatie van huishoudkenmerken model 2017 (OLS-modellen)

Variabele	Model 2017, kans op bijstand			
	Startmodel	Beperken opsplitsing AO, paar met kinderen, zorgkosten, alleenstaanden	Beperken opsplitsing naar leeftijd	Eindmodel
Alleenstaande (man)	referentie	referentie	referentie	referentie
Alleenstaande vrouw	-0,0018 (0.0021)			
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,1429*** (0.0091)	0,1445*** (0.0088)	0,1464*** (0.0087)	0,1463*** (0.0087)
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,0876*** (0.0030)	0,0887*** (0.0028)	0,0898*** (0.0028)	0,0896*** (0.0028)
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,0483*** (0.0034)	0,0496*** (0.0036)	0,0475*** (0.0035)	0,0473*** (0.0035)
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,0103*** (0.0024)	-0,0091*** (0.0025)	-0,0144*** (0.0025)	-0,0145*** (0.0025)
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	-0,0034 (0.057)	-0,0031 (0.0057)	-0,0024 (0.0057)	-0,0025*** (0.0057)
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0288*** (0.0032)	-0,0280*** (0.0039)	-0,0282*** (0.0038)	-0,0284*** (0.0038)
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,0482*** (0.0023)	-0,0473*** (0.0031)	-0,0511*** (0.0031)	-0,0513*** (0.0031)
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,0800*** (0.0033)	-0,0791*** (0.0039)	-0,0855*** (0.0040)	-0,0855*** (0.0040)
Paar, jongste kind tot 5	-0,0672*** (0.0027)			
Paar, jongste kind 5-12	-0,0744*** (0.0031)			
Paar, jongste kind 12-18	-0,0683*** (0.0024)			
Paar, jongste kind 18-		-0,0672*** (0.0036)	-0,0670*** (0.0035)	-0,0671*** (0.0035)
Paar, jongste kind 18+	-0,0957*** (0.0038)	-0,0930*** (0.0045)	-0,0913*** (0.0043)	-0,0913*** (0.0043)
Paar zonder kinderen	-0,0802*** (0.0030)	-0,0778*** (0.0037)	-0,0761*** (0.0037)	-0,0761*** (0.0037)
Instellingsbewoner	-0,0327*** (0.0068)	-0,0313*** (0.0071)	-0,0309*** (0.0071)	-0,0308*** (0.0071)
Overig huishouden	-0,0293*** (0.0030)	-0,0273*** (0.0037)	-0,0271*** (0.0035)	-0,0273*** (0.0035)
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,0618*** (0.0031)	-0,0619*** (0.0039)	-0,0585*** (0.0037)	-0,0585*** (0.0037)
Leeftijd 15 tot 20 jaar in huishouden	-0,0560*** (0.0026)	-0,0554*** (0.0027)	-0,0523*** (0.0024)	-0,0525*** (0.0024)
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	-0,0296*** (0.0021)	-0,0295*** (0.0019)	-0,0236*** (0.0015)	-0,0237*** (0.0015)

Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	-0,0094*** (0.0008)	-0,0091*** (0.0008)	-0,0033*** (0.0007)	-0,0034*** (0.0007)
Leeftijd 30 tot 35 jaar in huishouden	0,0077*** (0.0011)	0,0085*** (0.0010)		
Leeftijd 35 tot 40 jaar in huishouden	0,0093*** (0.0012)	0,0095*** (0.0012)		
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden			0,0166*** (0.0016)	0,0165*** (0.0016)
Leeftijd 40 tot 45 jaar in huishouden	0,0148*** (0.0012)	0,0139*** (0.0011)		
Leeftijd 45 tot 50 jaar in huishouden	0,0196*** (0.0015)	0,0194*** (0.0014)		
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden			0,0238*** (0.0017)	0,0237*** (0.0017)
Leeftijd 50 tot 55 jaar in huishouden	0,0254*** (0.0018)	0,0259*** (0.0017)		
Leeftijd 55 tot 60 jaar in huishouden	0,0278*** (0.0021)	0,0285*** (0.0019)		
Leeftijd 60 jaar tot AOW in huishouden	0,0288*** (0.0024)	0,0298*** (0.0022)		
Leeftijd ouder dan AOW in huishouden	0,0313*** (0.0066)	0,0312*** (0.0065)		
Leeftijd 50 jaar tot AOW in huishouden			0,0459*** (0.0028)	0,0460*** (0.0028)
Corporatiewoning	0,0836*** (0.0032)	0,0836*** (0.0030)	0,0829*** (0.0029)	0,0830*** (0.0029)
Allochtoon (Turks) in hh	0,0195*** (0.0030)	0,0194*** (0.0030)	0,0198*** (0.0030)	0,0200*** (0.0030)
Allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh	0,0274*** (0.0020)	0,0275*** (0.0020)	0,0272*** (0.0020)	0,0273*** (0.0020)
Allochtoon (Afghaans) in hh	0,1175*** (0.0075)	0,1176*** (0.0071)	0,1178*** (0.0071)	0,1181*** (0.0071)
Allochtoon (Irakees) in hh	0,2026*** (0.0094)	0,2029*** (0.0091)	0,2028*** (0.0091)	0,2031*** (0.0091)
Allochtoon (Syrisch) in hh	0,1926*** (0.0148)	0,1929*** (0.0146)	0,1929*** (0.0147)	0,1931*** (0.0146)
Allochtoon (Overig niet-westers) in hh	0,0108*** (0.0032)	0,0110*** (0.0030)	0,0107*** (0.0030)	0,0109*** (0.0030)
Allochtoon (Joegoslavisch) in hh	0,0434*** (0.0054)	0,0434*** (0.0052)	0,0434*** (0.0052)	0,0436*** (0.0052)
Allochtoon (Overig westers) in hh	-0,0159*** (0.0026)	-0,0158*** (0.0022)	-0,0160*** (0.0022)	-0,0159*** (0.0022)
Lage HCI in huishouden	0,0582*** (0.0029)	0,0586*** (0.0033)	0,0571*** (0.0032)	0,0571*** (0.0032)
Middelbare HCI in huishouden	-0,0674*** (0.0041)	-0,0672*** (0.0042)	-0,0682*** (0.0042)	-0,0683*** (0.0042)
Hoge HCI in huishouden	-0,0508*** (0.0042)	-0,0505*** (0.0038)	-0,0515*** (0.0038)	-0,0515*** (0.0038)
Onbekende HCI in huishouden	-0,0049 (0.0051)			
Zorgkosten € 500 tot € 1.000 in hh	0,0060*** (0.0009)			
Zorgkosten € 1.000 tot € 5.000 in hh	0,0093*** (0.0013)			
Zorgkosten € 5.000 tot € 10.000 in hh	0,0123*** (0.0019)			
Zorgkosten € 1.000 tot € 50.000 in hh	0,0136*** (0.0025)			

Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,0249*** (0.0031)	0,0149*** (0.0026)	0,0149*** (0.0026)	0,0147*** (0.0026)
Zorgkosten onbekend in hh	0,0100 (0.0141)			
Gebruik eerstelijns psychologische hulp in hh	-0,0121*** (0.0012)	-0,0108*** (0.0010)	-0,0108*** (0.0010)	
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,0415*** (0.0019)	0,0457*** (0.0032)	0,0459*** (0.0032)	0,0448*** (0.0031)
Gebruik medicijn tegen adhd in hh	-0,0092*** (0.0020)	-0,0087*** (0.0019)	-0,0081*** (0.0019)	
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,0578*** (0.0100)	0,0591*** (0.0102)	0,0584*** (0.0100)	0,0583*** (0.0100)
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,0200*** (0.0018)	0,0204*** (0.0018)	0,0201*** (0.0018)	0,0196*** (0.0018)
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,0410*** (0.0047)	0,0418*** (0.0050)	0,0416*** (0.0050)	0,0417*** (0.0050)
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,0133*** (0.0019)	0,0165*** (0.0016)	0,0163*** (0.0017)	0,0161*** (0.0016)
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,0289*** (0.0039)	0,0328*** (0.0035)	0,0325*** (0.0035)	0,0324*** (0.0035)
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,0450*** (0.0064)	0,0493*** (0.0061)	0,0489*** (0.0061)	0,0488*** (0.0061)
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-0,1142*** (0.0039)	-0,1145*** (0.0043)	-0,1164*** (0.0044)	-0,1164*** (0.0044)
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,0763*** (0.0028)	-0,0762*** (0.0031)	-0,0802*** (0.0032)	-0,0802*** (0.0032)
Paar, vermogen boven € 10.000	-0,0315*** (0.0011)	-0,0317*** (0.0011)	-0,0317*** (0.0011)	-0,0317*** (0.0011)
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,0245*** (0.0013)	-0,0246*** (0.0012)	-0,0246*** (0.0012)	-0,0246*** (0.0012)
Student (hbo/wo) in huishouden	0,0078*** (0.0011)	0,0079*** (0.0017)	0,0094*** (0.0017)	0,0093*** (0.0017)
WW-uitkering in huishouden	-0,0297*** (0.0021)	-0,0297*** (0.0023)	-0,0300*** (0.0023)	-0,0301*** (0.0023)
AO-uitkering (15%-25%) in huishouden	-0,0717*** (0.0059)			
AO-uitkering (25%-35%) in huishouden	-0,0752*** (0.0063)			
AO-uitkering (35%-45%) in huishouden	-0,0756*** (0.0063)			
AO-uitkering (45%-55%) in huishouden	-0,0784*** (0.0066)			
AO-uitkering (55%-65%) in huishouden	-0,0862*** (0.0076)			
AO-uitkering (65%-80%) in huishouden	-0,0839*** (0.0082)			
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden		-0,0783*** (0.0068)	-0,0786*** (0.0068)	-0,0787*** (0.0068)
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-0,1475*** (0.0099)	-0,1466*** (0.0102)	-0,1472*** (0.0102)	-0,1471*** (0.0102)
AO-uitkering (onbekend %) in huishouden	-0,1033*** (0.0503)			
Constante	0,1304*** (0.0045)	0,1325*** (0.0053)	0,1246*** (0.0048)	0,1244*** (0.0048)
Niveaus geobserveerde kenmerken	huishoud	huishoud	huishoud	huishoud
Niveaus niet-geobserveerde effecten	geen (OLS)	geen (OLS)	geen (OLS)	geen (OLS)

N	6.886.518	6.886.518	6.886.518	6.886.518
AIC	-2.232.342	-2.229.319	-2.238.855	-2.238.174
BIC	-2.231.805	-2.228.783	-2.238.319	-2.237.638
Adjusted R ²	0,220144	0,219803	0,220883	0,220807
GGAA gemeenteniveau	159,7	160,0	159,9	160,4

*** is significant op 1% niveau, ** is significant op 5% niveau, * is significant op 10% niveau. 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. Huishoudkenmerken zijn nog geoperationaliseerd als "er is iemand in het hh".

Doorontwikkeling regionale kenmerken in basisset

De tweede stap van de doorontwikkeling bestaat uit het schatten van multiniveaumodellen met niet-geobserveerde effecten op buurtniveau, gemeenteniveau en COROP-niveau en geobserveerde kenmerken op huishoudniveau, gemeenteniveau, en buurtniveau. Evenals in de eerste stap van de doorontwikkeling, worden in deze stap modellen geschat die de kans op bijstand verklaren. De eerste stap heeft geleid tot een set van huishoudkenmerken. Hieraan worden allereerst de kenmerken op gemeente- en buurtniveau uit de basisset toegevoegd waarover geen discussie is geweest tijdens de expertbijeenkomsten. Dit betekent dat wordt gestart met een 'arm' model waarin de beschikbaarheid van werk, het werken onder niveau, het aandeel studenten en het aandeel laagstopgeleiden (basisonderwijs) op gemeenteniveau worden meegenomen.

Het kenmerk bruto participatiegraad is later aan de basisset toegevoegd als indicator voor niet-rechthebbenden die niet kunnen/willen werken om redenen anders dan studeren en/of de ontvangst van een AO-uitkering. Deze indicator was eerder door experts genoemd als kenmerk dat zeker getest zou moeten worden. Naast de bruto participatiegraad worden de regionale kenmerken getest waarover wel discussie is geweest tijdens de expertbijeenkomst: het aandeel gereformeerden, hervormden en protestanten op gemeenteniveau als maatstaf voor arbeidsethos en een index voor overlast en onveiligheid op buurtniveau. De kenmerken voor sociale stijging en segregatie waren eind mei nog in ontwikkeling en konden dus nog niet worden getest.

In Tabel B.2 zijn de schattingsresultaten voor multiniveaumodellen met verschillende sets aan regionale kenmerken weergegeven. Het model in de tweede kolom bevat de meest beperkte set aan regionale kenmerken. Toevoeging van de bruto participatiegraad aan dit model levert geen verbetering op van het informatiecriterium. De geschatte coëfficiënt voor de bruto participatiegraad is bovendien niet significant verschillend van nul. Om deze redenen vormt het toevoegen van dit regionale kenmerk geen verbetering van het verdeelmodel en dient de bruto participatiegraad niet te worden opgenomen in de basisset en de eindspecificatie van model 2017.

De derde en vierde kolom voegen indicatoren toe voor religie op gemeenteniveau. Het aandeel gereformeerden heeft een significant (maar klein) negatief effect op de kans op bijstand. Er treedt echter geen verbetering op in de verklaringskracht wanneer naar de AIC wordt gekeken. De resultaten laten eveneens zien dat opname van religie in beperkte vorm (alleen hervormden en gereformeerden) of opname van religie in uitgebreide vorm (naast hervormden en gereformeerden ook

protestanten) geen verschil maakt. Omdat deze indicatoren voor religie het model beperkt verbeteren, en omdat de factor religie niet uitlegbaar is, dienen deze indicatoren niet te worden opgenomen in de basisset en de eindspecificatie van model 2017.

Toevoegen van overlast en onveiligheid in de buurt zorgt voor een betere verklaringskracht in termen van de AIC, BIC en loglikelihood. Deze index dient daarom te worden opgenomen in de basisset en de eindspecificatie van model 2017.

Tabel B.2 Doorontwikkeling van de specificatie van regionale kenmerken in model 2017 (multi-vea-modellen)

Variabele	Model 2017, kans op bijstand				
	Startmodel	Met bruto-participatiegraad	Met religie (incl. protestanten)	Met religie (excl. protestanten)	Met overlast en onveiligheid
Alleenstaande	referentie	referentie	referentie	referentie	referentie
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0.1444*** (0.0008)	0.1444*** (0.0008)	0.1444*** (0.0008)	0.1444*** (0.0008)	0.1445*** (0.0008)
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0.0902*** (0.0007)	0.0902*** (0.0007)	0.0902*** (0.0007)	0.0902*** (0.0007)	0.0903*** (0.0007)
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0.0487*** (0.0007)	0.0487*** (0.0007)	0.0487*** (0.0007)	0.0487*** (0.0007)	0.0488*** (0.0007)
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0.0138*** (0.0007)	-0.0138*** (0.0007)	-0.0138*** (0.0007)	-0.0138*** (0.0007)	-0.0138*** (0.0007)
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	-0.0028 (0.0031)	-0.0028 (0.0031)	-0.0028 (0.0031)	-0.0028 (0.0031)	-0.0026 (0.0031)
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0.0276*** (0.0017)	-0.0276*** (0.0017)	-0.0276*** (0.0017)	-0.0276*** (0.0017)	-0.0274*** (0.0017)
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0.0503*** (0.0013)	-0.0503*** (0.0013)	-0.0503*** (0.0013)	-0.0503*** (0.0013)	-0.0502*** (0.0013)
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0.0856*** (0.0011)	-0.0856*** (0.0011)	-0.0856*** (0.0011)	-0.0856*** (0.0011)	-0.0855*** (0.0011)
Paar, jongste kind 18-	-0.0651*** (0.0004)	-0.0651*** (0.0004)	-0.0651*** (0.0004)	-0.0651*** (0.0004)	-0.0649*** (0.0004)
Paar, jongste kind 18+	-0.0900*** (0.0004)	-0.0900*** (0.0004)	-0.0900*** (0.0004)	-0.0900*** (0.0004)	-0.0899*** (0.0004)
Paar zonder kinderen	-0.0753*** (0.0003)	-0.0753*** (0.0003)	-0.0753*** (0.0003)	-0.0753*** (0.0003)	-0.0752*** (0.0003)
Instellingsbewoner	-0.0235*** (0.0007)	-0.0235*** (0.0007)	-0.0235*** (0.0007)	-0.0235*** (0.0007)	-0.0236*** (0.0007)
Overig huishouden	-0.0293*** (0.0011)	-0.0293*** (0.0011)	-0.0293*** (0.0011)	-0.0293*** (0.0011)	-0.0292*** (0.0011)
Thuiswonend meerderjarig kind	-0.0567*** (0.0003)	-0.0567*** (0.0003)	-0.0567*** (0.0003)	-0.0567*** (0.0003)	-0.0565*** (0.0003)
Leeftijd 15 tot 20 jaar in huishouden	-0.0522*** (0.0003)	-0.0522*** (0.0003)	-0.0522*** (0.0003)	-0.0522*** (0.0003)	-0.0523*** (0.0003)
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	-0.0239*** (0.0003)	-0.0239*** (0.0003)	-0.0239*** (0.0003)	-0.0239*** (0.0003)	-0.0240*** (0.0003)
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	-0.0040*** (0.0003)	-0.0040*** (0.0003)	-0.0040*** (0.0003)	-0.0040*** (0.0003)	-0.0040*** (0.0003)
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	0.0157*** (0.0003)	0.0157*** (0.0003)	0.0157*** (0.0003)	0.0157*** (0.0003)	0.0157*** (0.0003)
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	0.0236*** (0.0003)	0.0236*** (0.0003)	0.0236*** (0.0003)	0.0236*** (0.0003)	0.0236*** (0.0003)

Leeftijd 50 jaar tot AOW in huishouden	0.0462*** (0.0003)	0.0462*** (0.0003)	0.0462*** (0.0003)	0.0462*** (0.0003)	0.0462*** (0.0003)
Corporatiewoning	0.0805*** (0.0002)	0.0805*** (0.0002)	0.0805*** (0.0002)	0.0805*** (0.0002)	0.0803*** (0.0002)
Allochtoon (Turks) in hh	0.0114*** (0.0005)	0.0114*** (0.0005)	0.0114*** (0.0005)	0.0114*** (0.0005)	0.0112*** (0.0005)
Allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh	0.0217*** (0.0004)	0.0216*** (0.0004)	0.0216*** (0.0004)	0.0216*** (0.0004)	0.0216*** (0.0004)
Allochtoon (Afghaans) in hh	0.1195*** (0.0014)	0.1195*** (0.0014)	0.1195*** (0.0014)	0.1195*** (0.0014)	0.1194*** (0.0014)
Allochtoon (Irakees) in hh	0.2021*** (0.0013)	0.2021*** (0.0013)	0.2021*** (0.0013)	0.2021*** (0.0013)	0.2020*** (0.0013)
Allochtoon (Syrisch) in hh	0.1929*** (0.0025)	0.1929*** (0.0025)	0.1929*** (0.0025)	0.1929*** (0.0025)	0.1927*** (0.0025)
Allochtoon (Overig niet-westers) in hh	0.0109*** (0.0005)	0.0109*** (0.0005)	0.0109*** (0.0005)	0.0109*** (0.0005)	0.0108*** (0.0005)
Allochtoon (Joegoslavisch) in hh	0.0387*** (0.0010)	0.0387*** (0.0010)	0.0387*** (0.0010)	0.0387*** (0.0010)	0.0386*** (0.0010)
Allochtoon (Overig westers) in hh	-0.0154*** (0.0002)	-0.0154*** (0.0002)	-0.0154*** (0.0002)	-0.0154*** (0.0002)	-0.0154*** (0.0002)
Lage HCl in huishouden	0.0561*** (0.0003)	0.0561*** (0.0003)	0.0561*** (0.0003)	0.0561*** (0.0003)	0.0561*** (0.0003)
Middelbare HCl in huishouden	-0.0681*** (0.0002)	-0.0681*** (0.0002)	-0.0681*** (0.0002)	-0.0681*** (0.0002)	-0.0681*** (0.0002)
Hoge HCl in huishouden	-0.0499*** (0.0002)	-0.0499*** (0.0002)	-0.0499*** (0.0002)	-0.0499*** (0.0002)	-0.0498*** (0.0002)
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0.0136*** (0.0012)	0.0136*** (0.0012)	0.0136*** (0.0012)	0.0136*** (0.0012)	0.0137*** (0.0012)
Gebruik GGZ-zorg in hh	0.0444*** (0.0003)	0.0444*** (0.0003)	0.0444*** (0.0003)	0.0444*** (0.0003)	0.0443*** (0.0003)
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0.0577*** (0.0010)	0.0577*** (0.0010)	0.0577*** (0.0010)	0.0577*** (0.0010)	0.0577*** (0.0010)
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0.0201*** (0.0003)	0.0201*** (0.0003)	0.0201*** (0.0003)	0.0201*** (0.0003)	0.0201*** (0.0003)
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0.0397*** (0.0005)	0.0397*** (0.0005)	0.0397*** (0.0005)	0.0397*** (0.0005)	0.0397*** (0.0005)
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0.0154*** (0.0002)	0.0154*** (0.0002)	0.0154*** (0.0002)	0.0154*** (0.0002)	0.0154*** (0.0002)
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0.0311*** (0.0004)	0.0311*** (0.0004)	0.0311*** (0.0004)	0.0311*** (0.0004)	0.0311*** (0.0004)
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0.0470*** (0.0007)	0.0470*** (0.0007)	0.0470*** (0.0007)	0.0470*** (0.0007)	0.0470*** (0.0007)
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-0.1132*** (0.0003)	-0.1132*** (0.0003)	-0.1132*** (0.0003)	-0.1132*** (0.0003)	-0.1131*** (0.0003)
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0.0766*** (0.0010)	-0.0766*** (0.0010)	-0.0766*** (0.0010)	-0.0766*** (0.0010)	-0.0765*** (0.0010)
Paar, vermogen boven € 10.000	-0.0278*** (0.0002)	-0.0278*** (0.0002)	-0.0278*** (0.0002)	-0.0278*** (0.0002)	-0.0277*** (0.0002)
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0.0207*** (0.0004)	-0.0207*** (0.0004)	-0.0207*** (0.0004)	-0.0207*** (0.0004)	-0.0206*** (0.0004)
Student (hbo/wo) in huishouden	0.0092*** (0.0003)	0.0092*** (0.0003)	0.0092*** (0.0003)	0.0092*** (0.0003)	0.0091*** (0.0003)
WW-uitkering in huishouden	-0.0313*** (0.0003)	-0.0313*** (0.0003)	-0.0313*** (0.0003)	-0.0313*** (0.0003)	-0.0314*** (0.0003)

AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-0.0781*** (0.0006)	-0.0781*** (0.0006)	-0.0781*** (0.0006)	-0.0781*** (0.0006)	-0.0781*** (0.0006)
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-0.1472*** (0.0004)	-0.1472*** (0.0004)	-0.1472*** (0.0004)	-0.1472*** (0.0004)	-0.1472*** (0.0004)
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-0.1449*** (0.0197)	-0.1362*** (0.0206)	-0.1452*** (0.0199)	-0.1448*** (0.0198)	-0.1656*** (0.0199)
Werken onder niveau in gemeente	0.0570*** (0.0179)	0.0564*** (0.0177)	0.0520*** (0.0181)	0.0519*** (0.0181)	0.0673*** (0.0179)
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente	0.0841*** (0.0248)	0.0778*** (0.0252)	0.0878*** (0.0244)	0.0882*** (0.0242)	0.0376 (0.0229)
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0.0796*** (0.0157)	0.0786*** (0.0157)	0.0654*** (0.0156)	0.0655*** (0.0165)	0.0270* (0.0144)
Bruto participatiegraad in gemeente		-0.0003 (0.0002)			
Aandeel hervormden in gemeente			-0.0002*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)	
Aandeel gereformeerden in gemeente			-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	
Aandeel protestanten in gemeente			0.0000 (0.0001)		
Overlast in de buurt					0.0535*** (0.0028)
Constante	0.2115*** (0.0200)	0.2247*** (0.0221)	0.2176*** (0.0200)	0.2172*** (0.0198)	0.2154*** (0.0195)
Variatie random effecten					
Corop	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00002
Gemeente	0.00004	0.00004	0.00004	0.00004	0.00003
Buurt	0.00024	0.00024	0.00024	0.00024	0.00023
Niveaus geobserveerde kenmerken	Huishoud, gemeente	Huishoud, gemeente	Huishoud, gemeente	Huishoud, gemeente	Huishoud, gemeente, buurt
Niveaus niet-geobserveerde effecten	Corop, gemeente, buurt	Corop, gemeente, buurt	Corop, gemeente, buurt	Corop, gemeente, buurt	Corop, gemeente, buurt
N	6.886.518	6.886.518	6.886.518	6.886.518	6.886.518
AIC	-2.285.464	-2.285.464	-2.285.476	-2.285.478	-2.285.804
BIC	-2.284.681	-2.284.667	-2.284.651	-2.284.667	-2.285.007
Loglikelihood	1.142.789	1.142.790	1.142.798	1.142.798	1.142.960

Bron Berekeningen SEO Economisch Onderzoek, op basis van microdata CBS. *** is significant op 1% niveau, ** is significant op 5% niveau, * is significant op 10% niveau. Elk van de modellen bevat een random buurteffect, random gemeente-effect en random COROP-effect. Ter referentie de kritieke waarde van de Chi² verdeling: Chi_{2,0.05}(1)=3.81, Chi_{2,0.05}(2)=5.99, Chi_{2,0.05}(3)=7.81. Opvallend zijn de zeer lage geschatte varianties van de random effecten. Ter vergelijking: in model 2016 lag de variantie op gemeentenniveau rond 0.006 (zie Vlasblom en Sadiraj, 2015. Uitwerking van verbeteropties). Huishoudkenmerken zijn nog geoperationaliseerd als "er is iemand in het hh".

Doorontwikkeling regionale kenmerken buiten de basis-set

Tabel B.3 Vervolg doorontwikkeling van de specificatie van regionale kenmerken in model 2017 (multiniveaumodellen)

Variabele	Model 2017, kans op bijstand		
	Zonder regionaal klantenpotentieel/In speciaal onderwijs	Met regionaal klantenpotentieel	Met aandeel leerlingen in speciaal onderwijs
Alleenstaande	referentie	referentie	referentie
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,1445*** (0,0008)	0,1445*** (0,0008)	0,1445*** (0,0008)
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,0903*** (0,0007)	0,0903*** (0,0007)	0,0903*** (0,0007)
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,0488*** (0,0007)	0,0488*** (0,0007)	0,0488*** (0,0007)
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,0138*** (0,0007)	-0,0138*** (0,0007)	-0,0138*** (0,0007)
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	-0,0026 (0,0031)	-0,0026 (0,0031)	-0,0027 (0,0031)
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0274*** (0,0017)	-0,0274*** (0,0017)	-0,0274*** (0,0017)
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,0502*** (0,0013)	-0,0502*** (0,0013)	-0,0502*** (0,0013)
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,0855*** (0,0011)	-0,0855*** (0,0011)	-0,0855*** (0,0011)
Paar, jongste kind 18-	-0,0649*** (0,0004)	-0,0649*** (0,0004)	-0,0649*** (0,0004)
Paar, jongste kind 18+	-0,0899*** (0,0004)	-0,0899*** (0,0004)	-0,0899*** (0,0004)
Paar zonder kinderen	-0,0752*** (0,0003)	-0,0752*** (0,0003)	-0,0752*** (0,0003)
Instellingsbewoner	-0,0236*** (0,0007)	-0,0237*** (0,0007)	-0,0237*** (0,0007)
Overig huishouden	-0,0292*** (0,0011)	-0,0292*** (0,0011)	-0,0292*** (0,0011)
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,0565*** (0,0003)	-0,0565*** (0,0003)	-0,0565*** (0,0003)
Leeftijd 15 tot 20 jaar in huishouden	-0,0523*** (0,0003)	-0,0523*** (0,0003)	-0,0523*** (0,0003)
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	-0,0240*** (0,0003)	-0,0240*** (0,0003)	-0,0240*** (0,0003)
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	-0,0040*** (0,0003)	-0,0040*** (0,0003)	-0,0040*** (0,0003)
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	0,0157*** (0,0003)	0,0157*** (0,0003)	0,0157*** (0,0003)
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	0,0236*** (0,0003)	0,0236*** (0,0003)	0,0236*** (0,0003)
Leeftijd 50 jaar tot AOW in huishouden	0,0462*** (0,0003)	0,0462*** (0,0003)	0,0462*** (0,0003)
Corporatiewoning	0,0803*** (0,0002)	0,0803*** (0,0002)	0,0803*** (0,0002)
Allochtoon (Turks) in hh	0,0112*** (0,0005)	0,0112*** (0,0005)	0,0112*** (0,0005)
Allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh	0,0216*** (0,0004)	0,0215*** (0,0004)	0,0215*** (0,0004)

Allochtoon (Afghaans) in hh	0,1194*** (0,0014)	0,1194*** (0,0014)	0,1194*** (0,0014)
Allochtoon (Irakees) in hh	0,2020*** (0,0013)	0,2020*** (0,0013)	0,2020*** (0,0013)
Allochtoon (Syrisch) in hh	0,1927*** (0,0025)	0,1927*** (0,0025)	0,1927*** (0,0025)
Allochtoon (Overig niet-westers) in hh	0,0108*** (0,0005)	0,0108*** (0,0005)	0,0108*** (0,0005)
Allochtoon (Joegoslavisch) in hh	0,0386*** (0,0010)	0,0386*** (0,0010)	0,0386*** (0,0010)
Allochtoon (Overig westers) in hh	-0,0154*** (0,0002)	-0,0154*** (0,0002)	-0,0154*** (0,0002)
Lage HCl in huishouden	0,0561*** (0,0003)	0,0561*** (0,0003)	0,0561*** (0,0003)
Middelbare HCl in huishouden	-0,0681*** (0,0002)	-0,0681*** (0,0002)	-0,0680*** (0,0002)
Hoge HCl in huishouden	-0,0498*** (0,0002)	-0,0498*** (0,0002)	-0,0498*** (0,0002)
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,0137*** (0,0012)	0,0137*** (0,0012)	0,0137*** (0,0012)
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,0443*** (0,0003)	0,0443*** (0,0003)	0,0443*** (0,0003)
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,0577*** (0,0010)	0,0577*** (0,0010)	0,0577*** (0,0010)
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,0201*** (0,0003)	0,0201*** (0,0003)	0,0201*** (0,0003)
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,0397*** (0,0005)	0,0397*** (0,0005)	0,0397*** (0,0005)
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,0154*** (0,0002)	0,0154*** (0,0002)	0,0154*** (0,0002)
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,0311*** (0,0004)	0,0311*** (0,0004)	0,0311*** (0,0004)
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,0470*** (0,0007)	0,0470*** (0,0007)	0,0470*** (0,0007)
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-0,1131*** (0,0003)	-0,1131*** (0,0003)	-0,1131*** (0,0003)
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,0765*** (0,0010)	-0,0765*** (0,0010)	-0,0764*** (0,0010)
Paar, vermogen boven € 10.000	-0,0277*** (0,0002)	-0,0277*** (0,0002)	-0,0277*** (0,0002)
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,0206*** (0,0004)	-0,0206*** (0,0004)	-0,0206*** (0,0004)
Student (hbo/wo) in huishouden	0,0091*** (0,0003)	0,0091*** (0,0003)	0,0091*** (0,0003)
WW-uitkering in huishouden	-0,0314*** (0,0003)	-0,0314*** (0,0003)	-0,0314*** (0,0003)
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-0,0781*** (0,0006)	-0,0781*** (0,0006)	-0,0781*** (0,0006)
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-0,1472*** (0,0004)	-0,1472*** (0,0005)	-0,1472*** (0,0004)
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-0,1639*** (0,0202)	-0,1654*** (0,0020)	-0,1679*** (0,0187)
Werken onder niveau in gemeente	0,0611*** (0,0183)	0,0593*** (0,0182)	0,0498*** (0,0170)
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente	0,0395* (0,0226)	0,0398* (0,0226)	-0,0010 (0,0218)

Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0176 (0,0144)	0,0157 (0,0145)	-0,0342** (0,0146)
Aandeel hervormden in gemeente	-0,0002*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0001** (0,0001)
Aandeel gereformeerden in gemeente	-0,0001 (0,0001)	0,0000 (0,0001)	0,0000 (0,0001)
Overlast in de buurt	0,0535*** (0,0028)	0,0526*** (0,0028)	0,0477*** (0,0029)
Aandeel leerlingen speciaal onderwijs in gemeente		0,1742 (0,1169)	
Regionaal klantenpotentieel in gemeente			0,0065*** (0,0008)
Constante	0,2196*** (0,0195)	0,2218*** (0,0194)	0,2308*** (0,0182)
Variatie random effecten			
Corop	0,00002	0,00002	0,00002
Gemeente	0,00003	0,00003	0,00002
Buurt	0,00023	0,00023	0,00023
Niveaus geobserveerde kenmerken	Huishoud, Gemeente, buurt	Huishoud, Gemeente, buurt	Huishoud, Gemeente, buurt
Niveaus niet-geobserveerde effecten	Corop, gemeente, buurt	Corop, gemeente, buurt	Corop, gemeente, buurt
N	6.886.518	6.886.518	6.886.518
AIC	-2.285.810	-2.285.811	-2.285.869
BIC	-2.284.986	-2.284.972	-2.285.031
Loglikelihood	1.142.965	1.142.966	1.142.995

***is significant op 1% niveau, ** is significant op 5% niveau, * is significant op 10% niveau. Elk van de modellen bevat een random buurteffect, random gemeente-effect en random COROP-effect.

Bijlage C Doorontwikkeling uitkomstmaten model 2017

De voorgaande stappen (Bijlage B) van de doorontwikkeling hebben geleid tot een set van huishoudkenmerken en regionale kenmerken die in het verdeelmodel worden opgenomen. Deze doorontwikkeling heeft plaatsgevonden voor de uitkomstmaat 'kans op bijstand'. In een vervolgstap is de opgestelde set aan kenmerken geregresseerd op vier andere uitkomstmaten: fractie van het aantal maanden bijstand, geen/gedeeltelijk/volledig bijstand, fractie van het bedrag aan bijstand en het feitelijke bedrag aan bijstand.²² Hieronder volgt een uitgebreide toelichting per uitkomstmaat:

1. Kans op bijstand:

Deze variant sluit aan bij de modellen voor 2015 en 2016. Als peildatum voor de ontvangst van bijstand wordt uitgegaan van 5 januari, om te voorkomen dat (veel) administratieve correcties in de cijfers zitten. Nadeel van een peildatum is dat een probleem kan ontstaan bij gemeenten die veel seizoensarbeid in de zomer kennen en dus in de winter een grotere bijstandsafhankelijkheid hebben. In de voorgaande modellen werden de eerste EBB-waarnemingen gekozen, zodat een goede spreiding door het jaar ontstond;

2. Fractie van het aantal maanden bijstand:

In deze variant wordt voor iedereen het aantal maanden dat men bijstand ontvangt berekend en gedeeld door het totaal aantal maanden. Op 12 peilmomenten (de 5^e dag van iedere maand) wordt gekeken of een huishouden bijstand ontvangt. Het voordeel hiervan is dat het peildatumprobleem voor de bijstand niet meer speelt;

3. Geen, gedeeltelijk of volledig bijstand:

Op basis van het bedrag dat iemand in een jaar aan bijstand heeft ontvangen, wordt een variabele aangemaakt die aangeeft of sprake is van geen bijstand, gedeeltelijk bijstand of volledig bijstand. Als iemand ten minste 95 procent van het maximale jaarlijkse normbedrag heeft ontvangen is deze indicator 1, als 10 tot 95 procent van het normbedrag is ontvangen, dan is deze indicator gelijk aan 0,5. Bij ontvangst van minder dan 10 procent van het jaarlijkse normbedrag dan is deze indicator gelijk aan 0.

In dit geval bevat de te verklaren variabele ook een prijscomponent. Op deze manier wordt rekening gehouden met het feit dat in sommige gemeenten de prijs per uitkering gemiddeld lager is dan in andere gemeenten. Nadeel is dat de meest recente cijfers gebaseerd zijn op 2014, toen er nog geen sprake was van een kostendelersnorm. De cijfers zijn hiervoor nu dus nog niet gecorrigeerd. In de toekomst (zodra de gegevens over 2015 gebruikt worden) gaat dit automatisch goed;

4. Fractie van het bedrag aan bijstand:

Deze uitkomst deelt het ontvangen bedrag aan bijstand door het maximale jaarlijkse normbedrag voor het huishouden. Deze uitkomstvariabele vormt een verfijning op variant 3;

5. Feitelijke bedrag aan bijstand:

²² Bij de doorontwikkeling van uitkomstmaten zijn de kenmerken 'aandeel gereformeerden' en 'aandeel hervormden' nog wel als verklarende factoren opgenomen. De discussie met de experts over de wenselijkheid van het opnemen van zo'n factor heeft pas plaatsgevonden nadat modellen voor de verschillende uitkomstmaten waren geschat. Vanwege de lange rekentijd konden deze modellen niet opnieuw worden geschat zonder het kenmerk religie.

In de laatste variant wordt het feitelijke bruto jaarbedrag aan bijstand verklaard. Er hoeft dan geen normbedrag per huishouden bepaald te worden. Deze variant is het meest transparant. Per huishouden schat het model een verwacht bedrag aan bijstand. Deze bedragen bij elkaar opgeteld voor alle huishoudens resulteren in het voorspelde budget voor een gemeente. Nadeel van deze uitkomstmaat is echter dat het uitgekeerde bedrag aan bijstand ook direct beleidscomponenten bevat. Gemeenten kunnen immers afwijken van de reguliere bijstandsnormen.

Er zijn telkens zowel multiniveaumodellen met random effecten op 3 niveaus (cf. model 2016) als modellen zonder random niveaus (OLS-modellen) geschat voor iedere uitkomstmaat.

Tabel C.1 laat de schattingsresultaten zien voor de vier uitkomstmaten anders dan de kans op bijstand die al in de voorgaande secties is gemodelleerd. Voor zover mogelijk zijn schattingsresultaten weergegeven voor multiniveaumodellen met niet-geobserveerde effecten op drie niveaus. Voor sommige uitkomstmaten kon zo'n model echter niet worden geschat omdat technische problemen (convergentieproblemen) optraden. Dat geldt voor de uitkomstmaten 'geen/gedeeltelijk/volledig bijstand' en 'feitelijk bedrag aan bijstand'. Indien zo'n model niet geschat kon worden, zijn schattingsresultaten voor modellen zonder niet-geobserveerde effecten (OLS-modellen) weergegeven.

De verklaringskracht van modellen met verschillende uitkomstmaten is niet met elkaar te vergelijken. De keuze voor een uitkomstmaat dient dus gemaakt te worden op basis van de tekens van de coëfficiënten (zijn deze intuïtief?) en op theoretische gronden. Het teken van de geschatte coëfficiënten is (bijna altijd) gelijk voor alle uitkomstmaten. De omvang van de coëfficiënten voor de huishoudkenmerken is sterk vergelijkbaar met de resultaten voor kans op bijstand wanneer de fractie van het aantal maanden wordt gemodelleerd.²³ De coëfficiëntschattingen voor bedrag aan bijstand zijn qua teken hetzelfde, maar zijn logischerwijs veel groter. Er treden iets grotere afwijkingen op dan het geval is voor de fractie van het aantal maanden bijstand wanneer de uitkomstmaat 'geen/gedeeltelijk/volledig bijstand' of een fractie van het bedrag aan bijstand wordt genomen. Dit is niet verrassend: door expliciet een prijscomponent mee te nemen wordt de vrijheid in beleid van gemeenten wat betreft de hoogte van het uitkeringsbedrag gehonoreerd. Voor zover dit samenhangt met kenmerken in het verdeelmodel, zal het beleidseffect in de coëfficiëntschattingen gaan zitten. Indien dit het geval is, betalen gemeenten die uitkeringen verstrekken die niet hoger zijn dan het minimale normbedrag voor de keuze van andere gemeenten om een hoger dan minimaal uitkeringsbedrag te verstrekken. Anderzijds betalen gemeenten die kortingen toepassen op het reguliere normbedrag voor de keuze van andere gemeenten om die kortingen niet toe te passen. Datzelfde geldt voor het model dat het feitelijke bedrag aan bijstand verklaart. Dit is niet wenselijk in een verdeelmodel en de uitkomstmaten met een bedragcomponent hebben daarom niet de voorkeur.

De uitkomstmaat 'geen/gedeeltelijk/volledig bijstand' valt bovendien op theoretische gronden af. Bij deze uitkomstmaat kregen huishoudens die in 2014 minder dan 10 procent van het voor hen geldende normbedrag aan bijstand ontvingen een 0 toegekend, huishoudens die tussen de 10 procent en 95 procent aan bijstand ontvingen een 0,5 en huishoudens die meer dan 95 procent van

²³ De geschatte coëfficiënten voor de kenmerken op buurt- en gemeenteniveau variëren wat meer tussen modellen en met name tussen modellen met niet-geobserveerde effecten op drie niveaus en modellen zonder deze niet-geobserveerde effecten.

het voor hen geldende normbedrag ontvingen een 1. Deze uitkomstmaat is daarmee een uitgekede versie van de uitkomstmaat ‘fractie van het bedrag aan bijstand’ en daarom niet te prefereren.

Bij de keuze voor het verklaren van de kans op bijstand of de fractie van het aantal maanden bijstand gaat de voorkeur uit naar de fractie van het aantal maanden. Deze uitkomstmaat is gedetailleerder en houdt rekening met de mogelijke seizoensafhankelijkheid in het bijstandsbestand. De voorkeur van SEO en de meeste experts gaat daarom in eerste instantie uit naar het modelleren van de fractie van het aantal maanden bijstand.

Tabel C.1 Doorontwikkeling uitkomstmaten in model 2017

Variabele	Model 2017: overige uitkomstmaten			
	Fractie maanden bijstand (multiniveaumodel)	Geen/gedeeltelijk/volledig bijstand (OLS-model)	Fractie bedrag bijstand (multiniveaumodel)	Feitelijk bedrag aan bijstand (OLS-model)
Alleenstaande	referentie	referentie	referentie	referentie
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,1436*** (0,0008)	0,1510*** (0,0044)	0,1454*** (0,0007)	2929,2011*** (113,4717)
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,0902*** (0,0006)	0,0831*** (0,0066)	0,0781*** (0,0006)	1803,2792*** (79,4995)
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,0510*** (0,0007)	0,0375** (0,0063)	0,0350*** (0,0006)	1102,4847*** (79,7364)
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,0108*** (0,0007)	-0,0573*** (0,0063)	-0,0570*** (0,0006)	-193,8752*** (37,6750)
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0001 (0,0030)	0,0146** (0,0062)	0,0079 (0,0027)	575,7830*** (92,5411)
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0243*** (0,0016)	-0,0131** (0,0064)	-0,0210*** (0,0014)	113,4965** (52,7166)
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,0453*** (0,0013)	-0,0349*** (0,0053)	-0,0422*** (0,0011)	-257,8867*** (30,2502)
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,0812*** (0,0010)	-0,0817*** (0,0061)	-0,0884*** (0,0009)	-934,1217*** (51,8789)
Paar, jongste kind 18-	-0,0624*** (0,0003)	-0,0558*** (0,0052)	-0,0617*** (0,0003)	-510,0260*** (37,9292)
Paar, jongste kind 18+	-0,0876*** (0,0004)	-0,0796*** (0,0062)	-0,0869*** (0,0004)	-859,645*** (47,2052)
Paar zonder kinderen	-0,0738*** (0,0003)	-0,0647*** (0,0057)	-0,0712*** (0,0003)	-704,6412*** (38,8112)
Instellingsbewoner	-0,0132*** (0,0007)	0,0237*** (0,0078)	-0,0154*** (0,0006)	-1006,2228*** (58,7183)
Overig huishouden	-0,0265*** (0,0010)	-0,0320*** (0,0054)	-0,0413*** (0,0009)	-64,8209 (47,8230)
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,0534*** (0,0003)	-0,0549*** (0,0046)	-0,0647*** (0,0003)	-589,9796*** (43,6621)

Leeftijd 15 tot 20 jaar in huishouden	-0,0508*** (0,0003)	-0,0403*** (0,0023)	-0,0435*** (0,0003)	-647,4450*** (31,2192)
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	-0,0222*** (0,0003)	-0,0191*** (0,0019)	-0,0228*** (0,0003)	-269,6209*** (23,7676)
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	-0,0026*** (0,0003)	-0,0047*** (0,0008)	-0,0076*** (0,0003)	-8,5441 (10,7518)
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	0,0165*** (0,0003)	0,0111*** (0,0010)	0,0105*** (0,0002)	258,1304*** (21,9141)
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	0,0246*** (0,0003)	0,0158*** (0,0013)	0,0174*** (0,0002)	367,0856*** (25,9603)
Leeftijd 50 jaar tot AOW in huishouden	0,0462*** (0,0003)	0,0337*** (0,0019)	0,0362*** (0,0002)	676,3777*** (41,1594)
Corporatiewoning	0,0805*** (0,0002)	0,0656*** (0,0029)	0,0674*** (0,0002)	1196,9426*** (45,0599)
Allochtoon (Turks) in hh	0,0117*** (0,0005)	0,0109*** (0,0022)	0,0066*** (0,0004)	288,3194*** (40,8437)
Allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh	0,0237*** (0,0004)	0,0208*** (0,0018)	0,0192*** (0,0003)	354,0831*** (31,2371)
Allochtoon (Afghaans) in hh	0,1247*** (0,0014)	0,0939*** (0,0060)	0,1006*** (0,0012)	2101,7916*** (129,4629)
Allochtoon (Irakees) in hh	0,2008*** (0,0012)	0,1566*** (0,0064)	0,1705*** (0,0011)	3366,5504*** (146,1044)
Allochtoon (Syrisch) in hh	0,2372*** (0,0024)	0,2085*** (0,0229)	0,2235*** (0,0021)	3697,6704*** (222,0375)
Allochtoon (Overig niet-westers) in hh	0,0119*** (0,0004)	0,0072*** (0,0025)	0,0088*** (0,0004)	172,3821*** (46,5659)
Allochtoon (Joegoslavisch) in hh	0,0386*** (0,0009)	0,0303*** (0,0047)	0,0306*** (0,0008)	646,1782*** (97,3750)
Allochtoon (Overig westers) in hh	-0,0151*** (0,0002)	-0,0138*** (0,0017)	-0,0139*** (0,0002)	-240,6220*** (34,7346)
Lage HCl in huishouden	0,0566*** (0,0002)	0,0451*** (0,0025)	0,0479*** (0,0002)	738,5992*** (40,1425)
Middelbare HCl in huishouden	-0,0657*** (0,0002)	-0,0539*** (0,0033)	-0,0604*** (0,0002)	-1096,7631*** (69,4451)
Hoge HCl in huishouden	-0,0496*** (0,0002)	-0,0410*** (0,0029)	-0,0448*** (0,0002)	-850,4135*** (63,6346)
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,0111*** (0,0012)	0,0086*** (0,0021)	0,0072*** (0,0011)	67,4428** (32,5087)
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,0456*** (0,0003)	0,0373*** (0,0020)	0,0394*** (0,0003)	616,6734*** (40,6072)
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,0564*** (0,0010)	0,0448*** (0,0055)	0,0518*** (0,0008)	706,5118*** (130,5018)
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,0207*** (0,0003)	0,0166*** (0,0015)	0,0178*** (0,0003)	321,5810*** (29,7098)
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,0381*** (0,0005)	0,0317*** (0,0040)	0,0320*** (0,0005)	490,3674*** (61,3517)
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,0152*** (0,0002)	0,0125*** (0,0011)	0,0131*** (0,0002)	259,5218*** (25,4501)
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,0304*** (0,0004)	0,0248*** (0,0026)	0,0263*** (0,0003)	510,6314*** (54,0133)
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,0449*** (0,0007)	0,0363*** (0,0042)	0,0387*** (0,0006)	742,7319*** (89,4880)

Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-0,1113*** (0,0003)	-0,0965*** (0,0055)	-0,1026*** (0,0003)	-1378,5873*** (51,1195)
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,0736*** (0,0010)	-0,0641*** (0,0040)	-0,0683*** (0,0008)	-863,8945*** (38,6193)
Paar, vermogen boven € 10.000	-0,0292*** (0,0002)	-0,0212*** (0,0013)	-0,0200*** (0,0002)	-474,9175*** (19,2581)
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,0215*** (0,0004)	-0,0152*** (0,0014)	-0,0142*** (0,0004)	-357,6729*** (21,1406)
Student (hbo/wo) in huishouden	0,0092*** (0,0003)	0,0056*** (0,0017)	0,0099*** (0,0003)	156,1127*** (27,9694)
WW-uitkering in huishouden	-0,0073*** (0,0003)	-0,0052*** (0,0014)	-0,0121*** (0,0003)	-199,7370*** (24,6633)
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-0,0773*** (0,0006)	-0,0633*** (0,0052)	-0,0693*** (0,0005)	-1163,6808*** (107,0831)
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-0,1446*** (0,0004)	-0,1244*** (0,0077)	-0,1382*** (0,0003)	-2273,4062*** (154,3305)
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-0,1766*** (0,0202)	-0,2096*** (0,0331)	-0,1463*** (0,0176)	-3287,6682*** (443,2460)
Werken onder niveau in gemeente	0,0580*** (0,0183)	0,0351 (0,0265)	0,0435*** (0,0160)	1041,2874*** (360,4879)
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente	0,0321 (0,0220)	0,1728*** (0,0634)	0,0298 (0,0198)	2904,1283*** (978,0295)
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0117 (0,0142)	0,0153 (0,0278)	0,0033 (0,0127)	356,8995 (424,9883)
Aandeel hervormden in gemeente	-0,0002*** (0,0001)	0,0000 (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,7978 (1,3116)
Aandeel gereformeerden in gemeente	0,0000 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	0,0000 (0,0001)	-2,1966 (1,5483)
Overlast in de buurt	0,0588*** (0,0026)	0,0473*** (0,0117)	0,0499*** (0,0025)	985,2980*** (156,9259)
Constante	0,2280*** (0,0192)	0,2558*** (0,0397)	0,2090*** (0,0170)	3581,292*** (536,3226)
Variatie random effecten				
Corop	0,00002	n.v.t.	0,00002	n.v.t.
Gemeente	0,00003	n.v.t.	0,00002	n.v.t.
Buurt	0,00019	n.v.t.	0,00017	n.v.t.
Niveaus geobserveerde kenmerken	Huishoud, Gemeente, buurt	Huishoud, Gemeente, buurt	Huishoud, Gemeente, buurt	Huishoud, Gemeente, buurt
Niveaus niet-geobserveerde effecten	Corop, gemeente, buurt	Geen (OLS)	Corop, gemeente, buurt	Geen (OLS)
N	6.886.518	6.886.518	6.886.518	6.886.518

Bron: Berekeningen SEO Economisch Onderzoek op basis van microdata van het CBS. De AIC/BIC/Loglikelihood kunnen niet vergeleken worden tussen modellen met verschillende uitkomstmaten en staan daarom niet vermeld in de tabel. *** is significant op 1% niveau, ** is significant op 5% niveau, * is significant op 10% niveau.

Bijlage D Vereenvoudiging multiniveau-model 2017

Bij de doorontwikkeling van het verdeelmodel op integrale data is gebleken dat het multiniveau-model zoals dat in 2015 en 2016 is gebruikt, lastig te schatten is wanneer de bijstandskans van ruim 6 miljoen huishoudens verklaard dient te worden.

Het multiniveau logitmodel uit 2016 kon geheel niet geschat worden op integrale data. Het was dus noodzakelijk om een steekproef te trekken op basis waarvan het model wordt geschat. De maximale omvang van die steekproef was circa 200.000 huishoudens. Voor model 2017 zijn herhaaldelijk steekproeven getrokken waarop het multiniveau logitmodel is geschat. De coëfficiëntschattingen op basis van de verschillende steekproeven zijn naast elkaar gelegd. Deze vergelijking liet zien dat er aanzienlijke verschuivingen optreden in de coëfficiëntschattingen. Het verschil tussen de minimale en maximale geschatte coëfficiënt ligt regelmatig buiten de standaardfout. De gevolgen voor de herverdeeleffecten zijn ook groot. Uitgaan van een steekproef zorgt voor een onvoldoende stabiel verdeelmodel en is dus geen optie.

Voor sommige van de overige uitkomstmaten bleek het zelfs onmogelijk om de modellen te schatten. Dit terwijl het voordeel van het schatten van multiniveau modellen met niet-geobserveerde effecten op drie niveaus beperkt is en bovendien een aantal aannames gedaan wordt waar mogelijk niet aan is voldaan - zie Hoofdstuk 2. Daarom is in de doorontwikkeling van model 2017 verkend of het aantal niet-geobserveerde niveaus in het model teruggebracht kan worden of anders kan worden geoperationaliseerd (door middel van vaste effecten).

COROP-niveau

Tabel D.1 toont schattingsresultaten voor de uitkomstmaat kans op bijstand voor verschillende operationalisaties van het COROP-niveau in het model. In de eerste kolom wordt – conform model 2016 – het COROP-niveau geoperationaliseerd als niet-geobserveerd random effect. In de tweede kolom staat een model waarbij het COROP-niveau expliciet is opgenomen als vaste effecten. Elk COROP-gebied krijgt dan zijn eigen indicator in het model. Het buurtniveau en het gemeenteniveau zijn – conform model 2016 – opgenomen als niet-geobserveerde random effecten. Het schatten van het model met vaste COROP-effecten duurt ongeveer tweemaal zo lang als het schatten van het model met random COROP-effecten. Bovendien verschuiven – zoals verwacht – de coëfficiëntschattingen van de geobserveerde buurt- en gemeente effecten. De verklaringskracht van de geobserveerde buurt- en gemeente-effecten worden kleiner en daarmee slechter uitlegbaar richting gemeenten. Het model met vaste COROP-effecten heeft daarom niet de voorkeur.

Het model met random COROP-effecten heeft echter ook niet de voorkeur om de redenen genoemd in Hoofdstuk 2: wanneer arbeidsmarktfactoren al afdoende in de verklarende variabelen zijn meegenomen, is er geen reden om het random COROP-niveau te honoreren in de budgetverdeling. De COROP-effecten pikken dan alleen het gemiddelde beleidseffect van gemeenten in de

betreffende COROP-regio op. Het heeft daarom de voorkeur van SEO en de experts om het COROP-niveau niet op te nemen in het verdeelmodel voor 2017. Bovendien wordt in geval van niet-geobserveerde random effecten aangenomen dat deze effecten niet samenhangen met de geobserveerde kenmerken in het model. Wanneer aan deze aanname is voldaan, zullen coëfficiëntschattingen niet sterk gaan schuiven wanneer vaste effecten worden opgenomen in het model. Het feit dat de coëfficiëntschattingen wel sterk schuiven tussen de modellen in de eerste en tweede kolom van Tabel D.1 geeft dus aan dat de specificatie van COROP-effecten als random effecten ook statistisch onjuist is.

Gemeente- en buurniveau

Omdat er geen grond is om niet-geobserveerde COROP-effecten mee te nemen in model 2017, toont de derde kolom van Tabel D.1 een model met alleen niet-geobserveerde random gemeente- en buurt-effecten. De vierde kolom toont een model met alleen niet-geobserveerde random buurt-effecten. Het model met niet-geobserveerde random buurt-effecten is overigens gelijk aan een model zonder niet-geobserveerde effecten (OLS), juist omdat bij random effecten de identificerende aanname is dat zij niet samenhangen met de geobserveerde kenmerken in het model. De geschatte coëfficiënten in beide modellen lijken sterk op elkaar. Sommige van de effecten op de geobserveerde gemeente kenmerken schuiven wel sterk: zie de coëfficiënt op het aandeel laagst-opgeleiden op gemeenteniveau. De reden dat juist de coëfficiëntschattingen van de kenmerken op gemeenteniveau sterk schuiven is dat niet aan de aannamen van het multiniveaumodel met drie niet-geobserveerde random effecten is voldaan: deze zijn niet allemaal normaal verdeeld. Alleen de niet-geobserveerde COROP-effecten zijn normaal verdeeld, de buurt- en gemeente-effecten niet. Wanneer niet aan deze aannamen is voldaan kan het multiniveaumodel mét niet-geobserveerde random effecten de effecten van de geobserveerde kenmerken niet zuiver schatten. Bij gebruik van een oneindig aantal huishoudens kunnen effecten op huishoudniveau nog wel zuiver geschat worden. Omdat ruim 6 miljoen huishoudens worden gebruikt in de schattingen zijn er dus weinig verschuivingen in de effecten van kenmerken op huishoudniveau. Voor zuiver schatten van de effecten van kenmerken op gemeenteniveau is echter een oneindig aantal gemeenten nodig. Het is duidelijk dat niet aan deze voorwaarde is voldaan.

SEO en in ieder geval een deel van de experts geeft de voorkeur aan een model zonder niet-geobserveerde random effecten. Dit model is het snelst te schatten en geeft bovendien de meest betrouwbare coëfficiëntschattingen.

Tabel D.1 Doorontwikkeling model 2017: vereenvoudiging multiniveaumodel

Variabele	Model 2017: kans op bijstand, verschillende niveaus			
	Buurt, gemeente, corop	Buurt, Gemeente, + corop (vast)	Buurt, gemeente	Geen
Niveaus niet-geobserveerde kenmerken				
Alleenstaande	referentie	referentie	referentie	referentie
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,1445*** (0,0008)	0,1445*** (0,0008)	0,1445*** (0,0008)	0,1476*** (0,0087)
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,0903*** (0,0007)	0,0903*** (0,0007)	0,0903*** (0,0007)	0,0917*** (0,0029)
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,0488*** (0,0007)	0,0488*** (0,0007)	0,0488*** (0,0007)	0,0496*** (0,0036)
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,0138*** (0,0007)	-0,0138*** (0,0007)	-0,0138*** (0,0007)	-0,0131*** (0,0024)
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	-0,0026 (0,0031)	-0,0026 (0,0031)	-0,0027 (0,0031)	-0,0011 (0,0056)
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0274*** (0,0017)	-0,0274*** (0,0017)	-0,0274*** (0,0017)	-0,0265*** (0,0036)
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,0502*** (0,0013)	-0,0502*** (0,0013)	-0,0502*** (0,0013)	-0,0492*** (0,0028)
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,0855*** (0,0011)	-0,0855*** (0,0011)	-0,0855*** (0,0011)	-0,0843*** (0,0039)
Paar, jongste kind 18-	-0,0649*** (0,0004)	-0,0649*** (0,0004)	-0,0649*** (0,0004)	-0,0640*** (0,0031)
Paar, jongste kind 18+	-0,0899*** (0,0004)	-0,0899*** (0,0004)	-0,0899*** (0,0004)	-0,0894*** (0,0040)
Paar zonder kinderen	-0,0752*** (0,0003)	-0,0752*** (0,0003)	-0,0752*** (0,0003)	-0,0746*** (0,0034)
Inrichtingsbewoner	-0,0236*** (0,0007)	-0,0237*** (0,0007)	-0,0236*** (0,0007)	-0,0286*** (0,0072)
Overig huishouden	-0,0292*** (0,0011)	-0,0292*** (0,0011)	-0,0292*** (0,0011)	-0,0272*** (0,0035)
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,0565*** (0,0003)	-0,0565*** (0,0003)	-0,0565*** (0,0003)	-0,0544*** (0,0033)
Leeftijd 15 tot 20 jaar in huishouden	-0,0523*** (0,0003)	-0,0523*** (0,0003)	-0,0523*** (0,0003)	-0,0530*** (0,0025)
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	-0,0240*** (0,0003)	-0,0240*** (0,0003)	-0,0240*** (0,0003)	-0,0249*** (0,0017)
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	-0,0040*** (0,0003)	-0,0040*** (0,0003)	-0,0040*** (0,0003)	-0,0041*** (0,0007)
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	0,0157*** (0,0003)	0,0157*** (0,0003)	0,0157*** (0,0003)	0,0161*** (0,0015)
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	0,0236*** (0,0003)	0,0236*** (0,0003)	0,0236*** (0,0003)	0,0239*** (0,0017)
Leeftijd 50 jaar tot AOW in huishouden	0,0462*** (0,0003)	0,0462*** (0,0003)	0,0462*** (0,0003)	0,0467*** (0,0028)
Corporatiewoning	0,0803*** (0,0002)	0,0803*** (0,0002)	0,0803*** (0,0002)	0,0824*** (0,0030)
Allochtoon (Turks) in hh	0,0112*** (0,0005)	0,0112*** (0,0005)	0,0112*** (0,0005)	0,0166*** (0,0030)
Allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh	0,0216*** (0,0004)	0,0216*** (0,0004)	0,0215*** (0,0004)	0,0253*** (0,0018)
Allochtoon (Afghaans) in hh	0,1194*** (0,0014)	0,1194*** (0,0014)	0,1194*** (0,0014)	0,1186*** (0,0070)

Allochtoon (Irakees) in hh	0,2020*** (0,0013)	0,2020*** (0,0013)	0,2020*** (0,0013)	0,2030*** (0,0089)
Allochtoon (Syrisch) in hh	0,1927*** (0,0025)	0,1927*** (0,0025)	0,1927*** (0,0025)	0,1904*** (0,0139)
Allochtoon (Overig niet-westers) in hh	0,0108*** (0,0005)	0,0108*** (0,0005)	0,0108*** (0,0005)	0,0095*** (0,0027)
Allochtoon (Joegoslavisch) in hh	0,0386*** (0,0010)	0,0386*** (0,0010)	0,0386*** (0,0010)	0,0413*** (0,0056)
Allochtoon (Overig westers) in hh	-0,0154*** (0,0002)	-0,0154*** (0,0002)	-0,0154*** (0,0002)	-0,0169*** (0,0023)
Lage HCl in huishouden	0,0561*** (0,0003)	0,0561*** (0,0003)	0,0561*** (0,0003)	0,0569*** (0,0032)
Middelbare HCl in huishouden	-0,0681*** (0,0002)	-0,0681*** (0,0002)	-0,0681*** (0,0002)	-0,0676*** (0,0041)
Hoge HCl in huishouden	-0,0498*** (0,0002)	-0,0498*** (0,0002)	-0,0499*** (0,0002)	-0,0506*** (0,0038)
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,0137*** (0,0012)	0,0137*** (0,0012)	0,0137*** (0,0012)	0,0150*** (0,0026)
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,0443*** (0,0003)	0,0443*** (0,0003)	0,0443*** (0,0003)	0,0445*** (0,0030)
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,0577*** (0,0010)	0,0577*** (0,0010)	0,0577*** (0,0010)	0,0580*** (0,0100)
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,0201*** (0,0003)	0,0201*** (0,0003)	0,0201*** (0,0003)	0,0199*** (0,0018)
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0,0397*** (0,0005)	0,0397*** (0,0005)	0,0397*** (0,0005)	0,0415*** (0,0049)
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	0,0154*** (0,0002)	0,0154*** (0,0002)	0,0154*** (0,0002)	0,0159*** (0,0016)
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,0311*** (0,0004)	0,0311*** (0,0004)	0,0311*** (0,0004)	0,0320*** (0,0034)
Gebruik meer dan 8 medicijngroepen in hh	0,0470*** (0,0007)	0,0470*** (0,0007)	0,0470*** (0,0007)	0,0483*** (0,0060)
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-0,1131*** (0,0003)	-0,1131*** (0,0003)	-0,1131*** (0,0003)	-0,1144*** (0,0042)
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,0765*** (0,0010)	-0,0765*** (0,0010)	-0,0765*** (0,0010)	-0,0774*** (0,0031)
Paar, vermogen boven € 10.000	-0,0277*** (0,0002)	-0,0278*** (0,0002)	-0,0277*** (0,0002)	-0,0291*** (0,0013)
Paar, vermogen tot € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,0206*** (0,0004)	-0,0206*** (0,0004)	-0,0206*** (0,0004)	-0,0222*** (0,0014)
Student (hbo/wo) in huishouden	0,0091*** (0,0003)	0,0091*** (0,0003)	0,0091*** (0,0003)	0,0070*** (0,0020)
WW-uitkering in huishouden	-0,0314*** (0,0003)	-0,0314*** (0,0003)	-0,0314*** (0,0003)	-0,0307*** (0,0023)
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-0,0781*** (0,0006)	-0,0781*** (0,0006)	-0,0781*** (0,0006)	-0,0787*** (0,0068)
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-0,1472*** (0,0004)	-0,1472*** (0,0004)	-0,1472*** (0,0004)	-0,1476*** (0,0101)
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-0,1639*** (0,0202)	-0,0853** (0,0333)	-0,1755*** (0,0140)	-0,2330*** (0,0301)
Werken onder niveau in gemeente	0,0611*** (0,0183)	0,0035 (0,0282)	0,0805*** (0,0124)	0,0872*** (0,0255)
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente	0,0395* (0,0226)	0,0331 (0,0218)	0,0459** (0,0245)	0,1967* (0,0649)
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0176 (0,0144)	0,0215 (0,0139)	0,0110 (0,0161)	0,0207 (0,0280)

Aandeel hervormden in gemeente	-0,0002*** (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0000 (0,0001)
Aandeel gereformeerden in gemeente	-0,0001 (0,0001)	0,0000 (0,0001)	-0,0002** (0,0001)	-0,0002 (0,0001)
Overlast in de buurt	0,0530*** (0,0028)	0,0536*** (0,0028)	0,0506*** (0,0029)	0,0642*** (0,0098)
Constante	0,2196*** (0,0195)	0,0145*** (0,0046)	0,2200*** (0,0152)	0,2590*** (0,0371)
Variatie random effecten				
Corop	0,00002	vast	n.v.t.	n.v.t.
Gemeente	0,00003	0,00005	0,00002	n.v.t.
Buurt	0,00023	0,00018	0,00023	n.v.t.
Niveaus geobserveerde kenmerken	Huishoud, Gemeente, buurt	Huishoud, Gemeente, Buurt, Corop	Huishoud, Gemeente, buurt	Huishoud, Gemeente, buurt
Niveaus niet-geobserveerde kenmerken	Buurt, gemeente, corop	Buurt, gemeente	Buurt, gemeente	geen
N	6.886.518	6.886.518	6.886.518	6.886.518
AIC	-2.285.810	-2.285.849	-2.285.747	-2.252.863
BIC	-2.284.986	-2.284.544	-2.284.936	-2.252.327
Loglikelihood	1.142.965	1.143.020	Nb	Nb

Bron: Berekeningen SEO Economisch Onderzoek op basis van microdata van het CBS. De loglikelihood is op dit moment nog niet voor alle modellen beschikbaar. *** is significant op 1% niveau, ** is significant op 5% niveau, * is significant op 10% niveau.

Bijlage E Doorontwikkeling na de expert-bijeenkomst begin mei

Definitie van studenten

De schattingsresultaten in de voorgaande tabellen laten zien dat de coëfficiënt voor het kenmerk 'er is een student in het huishouden' een klein positief effect heeft op de kans op bijstand. Omdat dit kenmerk dient als correctie voor niet-rechthebbenden, is de richting van dit effect niet intuïtief. Gedeeltelijk kan dit worden verklaard door studenten die onderdeel zijn van een groter huishouden waarbij de andere leden geen studenten zijn. Bovendien nam de indicator alleen studenten op hbo- en wo-niveau mee, terwijl het ontbreken van recht op bijstand net zo goed geldt voor studenten op het mbo. Daarom is in overleg met de experts besloten om ook mbo mee te nemen in de definitie van student op huishoudensniveau. Op gemeenteniveau blijft wel het aandeel hbo- en wo-studenten in het verdeelmodel gehandhaafd, omdat uit een herverdeeleanalyse van de herverdeeleeffecten van model 2016 is gebleken dat juist gemeenten met een groot aandeel hbo- en wo-studenten relatief vaak negatieve herverdeeleeffecten hadden.

Verdere uitsplitsing herkomst allochtonen

Atlas voor Gemeenten heeft in het voorstel voor de basisset gesproken over een verdere uitsplitsing van zowel westerse als niet-westerse allochtonen naar herkomst. Deze uitsplitsing is grotendeels al verwerkt in de schattingsresultaten in de voorgaande secties, maar een uitsplitsing van allochtonen met een Afrikaanse herkomst had nog niet plaatsgevonden. Deze factor is daarom na de expertbijeenkomst nog aan het verdeelmodel toegevoegd.

Van persoonsniveau naar huishoudniveau

In lijn met hetgeen in model 2016 is gedaan, zijn van persoonskenmerken indicatoren op huishoudniveau geconstrueerd die aangeven of er een persoon met een bepaald persoonskenmerk in het huishouden aanwezig is. Indien een huishouden bestaat uit meerdere personen, kan een huishouden op basis van zulke indicatoren dus in meerdere categorieën vallen, terwijl de categorieën elkaar op persoonsniveau uitsluiten. Des te groter het huishouden des te waarschijnlijker is het dat er personen met verschillende kenmerken in het huishouden zijn. Om hier rekening mee te houden zou de huishoudomvang als kenmerk opgenomen moeten worden en zouden tegelijk de indicatoren voor aanwezigheid van een persoon met een bepaald kenmerk in het huishouden vervangen moeten worden door het aantal personen met dat kenmerken in het huishouden. Een alternatief is om de indicatoren voor de aanwezigheid van personen met een bepaald kenmerk in het huishouden te vervangen door fracties van het aantal personen in het huishouden met het betreffende kenmerk. In beide gevallen moet één categorie worden weggelaten uit het model (referentiecategorie) om het model te kunnen schatten.

Definitie van de Human Capital Index

De schattingsresultaten in de voorgaande tabellen geven aan dat de aanwezigheid van iemand met een hoge Human Capital Index in het huishouden een minder sterk negatief effect heeft op de kans op bijstand dan de aanwezigheid van iemand met een middelmatige Human Capital Index. Dit kan te maken hebben met de operationalisatie van de Human Capital Index. Voor de groep 26-40-jarigen is alleen bekend of zij een hoge opleiding hebben. Als ze een hoge opleiding hebben zitten ze in de categorie hoog, de overige 26-40-jarigen(niet-hoogopgeleiden) zijn verdeeld over de groep midden en laag HCI. De personen van 26-40 jaar zonder hoge opleiding maar met een hoog arbeidsinkomen de afgelopen vijf jaar zitten dus in de categorie midden. Als arbeidsverleden een betere voorspeller is dan opleiding voor de groep 26-40-jarigen dan zijn de personen in de middengroep gemiddeld betere risico's. Een andere operationalisatie van de HCI, waarbij de categorisering aan de hand van arbeidsinkomen boven de categorisering op basis van opleiding gaat, zou dit probleem kunnen oplossen. Een tweede oplossing zou zijn om de categorie middelbare HCI en hoge HCI samen te voegen. De belangrijkste verklarende factor voor de kans op bijstand is namelijk naar verwachting het hebben van een lage Human Capital Index. In de modellen met als verklarende kenmerken 'fractie aantal personen in het huishouden' zijn de coëfficiënten voor de kenmerken midden HCI en hoog HCI nagenoeg gelijk (de coëfficiënt op hoog HCI is zelfs iets kleiner dan de coëfficiënt op midden HCI). In overleg met de experts is daarom besloten de categorieën midden en hoog HCI samen te nemen.

Concept eindmodel 2017

De suggesties uit de expertbijeenkomst in mei zijn in het model verwerkt. Kenmerken van personen worden nu vertaald naar huishoudniveau door de fractie van het aantal personen met het betreffende kenmerk in het huishouden te bepalen. Bovendien wordt het kenmerk student gedefinieerd als persoon met een mbo-, hbo- of wo-inschrijving. Na deze wijzigingen wordt het model voor de uitkomstmaat fractie van het aantal maanden bijstand, met alle goedgekeurde kenmerken uit de basisset inclusief de uitsplitsing van Afrikaanse allochtonen geschat. Het model wordt geschat met verschillende keuzes voor de niet-geobserveerde effecten in het model. De resultaten in Tabel D.1 laten zien dat het toevoegen of weglaten van random effecten in het model beperkte effecten heeft op de geschatte coëfficiënten. Het vertalen van persoonskenmerken naar kenmerken op huishoudniveau door middel van fracties en het meenemen van mbo'ers in de definitie van student lost de onverwachte richting van het effect van studenten in het huishouden op: we zien nu een negatief effect van de fractie studenten in het huishouden op de fractie van het aantal maanden bijstand. De coëfficiënt voor niet-westerse allochtonen van Afrikaanse herkomst is significant verschillend van nul en positief. De verklaringskracht van het model neemt slechts in beperkte mate af wanneer er een random effect uit het model wordt verwijderd.

Onderaan in Tabel E.1 staan de gemiddelde herverdeeleffecten weergegeven. Er wordt onderscheid gemaakt tussen een gemiddelde op basis van alle 403 gemeenten en een gemiddelde op basis van uitsluitend de gebudgetteerde gemeenten (met een inwonertal van 15.000 of meer). Het gemiddelde op basis van 403 gemeenten is op dezelfde manier berekend als in Vlasblom en Sadiraj (2015). Met deze methode wordt er vanuit gegaan dat gemeenten met minder dan 15.000 inwoners volledig

historisch verdeeld worden en daarom een herverdeeeffect van nul hebben. Al deze nullen drukken het gemiddelde herverdeeeffect omlaag. Ook wordt aangenomen dat gemeenten met 15.000-40.000 inwoners gedeeltelijk historisch verdeeld worden. Het gemiddelde op basis van de gebudgetteerde gemeenten (met een inwonertal van 15.000 of meer) geeft het ongewogen gemiddelde herverdeeeffect over al deze gemeenten, zonder rekening te houden met gedeeltelijke budgettering van gemeenten met 15.000-40.000 inwoners.

De gemiddelde herverdeeeffecten in de tweede kolom zijn lager dan die in de laatste twee kolommen. Dit wordt veroorzaakt door het honoreren van het COROP-niveau. Theoretisch is er, zoals besproken in Hoofdstuk 2, echter geen reden om aan te nemen dat het COROP-niveau iets anders omvat dan beleidseffecten, gezien de objectieve kenmerken die al in het verdeelmodel zijn opgenomen. Ondanks de lagere herverdeeeffecten verdient dit model dus niet de voorkeur. De verschillen in de omvang van de herverdeeeffecten van het model met buurt- en gemeenteniveau en het model met uitsluitend buurniveau zijn aanzienlijk kleiner. Het verwijderen van het random gemeente-effect zorgt voor een beperkte toename in het gemiddelde herverdeeeffect.

Het concept eindmodel is het model in de laatste kolom van Tabel E.1.

Tabel E.1 Aantal niveaus maakt ook in de uiteindelijke modelspecificatie weinig uit

Variabele	Model 2017: fractie maanden bijstand, verschillende niveaus		
	Buurt, Gemeente, corop	Buurt, gemeente	Buurt
Niveaus niet-geobserveerde kenmerken			
Alleenstaande	referentie	referentie	Referentie
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0.1284*** (0.0008)	0.1284*** (0.0008)	0.1298*** (0.0054)
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0.0763*** (0.0006)	0.0763*** (0.0006)	0.0766*** (0.0039)
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0.0354*** (0.0006)	0.0354*** (0.0006)	0.0353*** (0.0042)
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0.0159*** (0.0006)	-0.0159*** (0.0006)	-0.0161*** (0.0030)
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	-0.0118*** (0.0030)	-0.0118*** (0.0030)	-0.0120*** (0.0043)
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0.0279*** (0.0016)	-0.0279*** (0.0016)	-0.0279*** (0.0034)
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0.0511*** (0.0013)	-0.0511*** (0.0013)	-0.0512*** (0.0021)
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0.0773*** (0.0010)	-0.0773*** (0.0010)	-0.0771*** (0.0029)
Paar, jongste kind 18-	-0.0819*** (0.0003)	-0.0819*** (0.0003)	-0.0822*** (0.0025)
Paar, jongste kind 18+	-0.1046*** (0.0004)	-0.1046*** (0.0004)	-0.1049*** (0.0036)
Paar zonder kinderen	-0.0866*** (0.0003)	-0.0866*** (0.0003)	-0.0867*** (0.0026)
Instellingsbewoner	-0.0278*** (0.0007)	-0.0278*** (0.0007)	-0.0305*** (0.0050)
Overig huishouden	-0.0425*** (0.0010)	-0.0425*** (0.0010)	-0.0421*** (0.0033)
Thuiswonend meerderjarig kind	-0.0461*** (0.0003)	-0.0461*** (0.0003)	-0.0460*** (0.0024)
Leeftijd 15 tot 20 jaar in huishouden	referentie	referentie	referentie
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	0.0471*** (0.0004)	0.0471*** (0.0004)	0.0471*** (0.0028)
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	0.0626*** (0.0005)	0.0626*** (0.0005)	0.0629*** (0.0029)
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	0.0880*** (0.0005)	0.0880*** (0.0005)	0.0887*** (0.0037)
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	0.0964*** (0.0005)	0.0965*** (0.0005)	0.0969*** (0.0043)
Leeftijd 50 jaar tot AOW in huishouden	0.1137*** (0.0005)	0.1137*** (0.0005)	0.1141*** (0.0052)
Corporatiewoning	0.0705*** (0.0002)	0.0705*** (0.0002)	0.0716*** (0.0023)
Autochtoon	referentie	referentie	referentie
Allochtoon (Turks) in hh	0.0224*** (0.0005)	0.0224*** (0.0005)	0.0257*** (0.0024)
Allochtoon (Surinaams of Antilliaans) in hh	0.0397*** (0.0004)	0.0396*** (0.0004)	0.0414*** (0.0020)
Allochtoon (Afrika – incl Marokko) in hh	0.0826*** (0.0004)	0.0825*** (0.0004)	0.0840*** (0.0059)

Allochtoon (Afghaans) in hh	0.1419*** (0.0014)	0.1419*** (0.0014)	0.1420*** (0.0062)
Allochtoon (Irakees) in hh	0.2237*** (0.0013)	0.2237*** (0.0013)	0.2252*** (0.0068)
Allochtoon (Syrisch) in hh	0.2834*** (0.0026)	0.2834*** (0.0026)	0.2861*** (0.0162)
Allochtoon (Overig niet-westers) in hh	0.0264*** (0.0005)	0.0264*** (0.0005)	0.0249*** (0.0034)
Allochtoon (Joegoslavisch) in hh	0.0547*** (0.0010)	0.0547*** (0.0010)	0.0574*** (0.0050)
Allochtoon (Overig westers) in hh	-0.0146*** (0.0003)	-0.0146*** (0.0003)	-0.0160*** (0.0025)
HCI onbekend	referentie	referentie	referentie
Lage HCI in huishouden	0.0969*** (0.0009)	0.0969*** (0.0009)	0.1002*** (0.0098)
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-0.0487*** (0.0009)	-0.0488*** (0.0009)	-0.0460*** (0.0043)
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0.0133*** (0.0015)	0.0133*** (0.0015)	0.0152*** (0.0030)
Gebruik GGZ-zorg in hh	0.0410*** (0.0003)	0.0410*** (0.0003)	0.0412*** (0.0021)
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0.0817*** (0.0012)	0.0817*** (0.0012)	0.0822*** (0.0132)
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0.0328*** (0.0004)	0.0328*** (0.0004)	0.0328*** (0.0017)
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	0.0445*** (0.0006)	0.0445*** (0.0006)	0.0462*** (0.0044)
Gebruik minder dan 4 medicijn- groepen in hh	referentie	referentie	referentie
Gebruik 4 tot 6 medicijn- groepen in hh	0.0225*** (0.0003)	0.0225*** (0.0003)	0.0230*** (0.0022)
Gebruik 6 tot 8 medicijn- groepen in hh	0.0479*** (0.0005)	0.0479*** (0.0005)	0.0488*** (0.0044)
Gebruik meer dan 8 medicijn- groepen in hh	0.0720*** (0.0009)	0.0720*** (0.0009)	0.0732*** (0.0071)
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-0.1049*** (0.0003)	-0.1049*** (0.0003)	-0.1064*** (0.0032)
Alleenstaande, vermogen tot € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0.0739*** (0.0010)	-0.0739*** (0.0010)	-0.0753*** (0.0029)
Paar, vermogen boven € 10.000	-0.0273*** (0.0002)	-0.0273*** (0.0002)	-0.0283*** (0.0011)
Paar, vermogen tot € 10.000, over- waarde boven € 50.000	-0.0223*** (0.0004)	-0.0223*** (0.0004)	-0.0235*** (0.0012)
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-0.0224*** (0.0003)	-0.0224*** (0.0003)	-0.0226*** (0.0021)
WW-uitkering in huishouden	-0.0125*** (0.0004)	-0.0125*** (0.0004)	-0.0115*** (0.0020)
AO-uitkering (15%-80% of onbe- kend) in huishouden	-0.1321*** (0.0008)	-0.1321*** (0.0008)	-0.1326*** (0.0100)
AO-uitkering (80%-100%) in huis- houden	-0.2152*** (0.0005)	-0.2152*** (0.0005)	-0.2154*** (0.0138)

Beschikbaarheid van werk in gemeente	-0.1845*** (0.0196)	-0.1924*** (0.0135)	-0.2564*** (0.0234)
Werken onder niveau in gemeente	0.0722*** (0.0177)	0.0855*** (0.0118)	0.0944*** (0.0258)
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente	0.0214 (0.0215)	0.0247 (0.0240)	0.1640 (0.0547)
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0.0564*** (0.0136)	0.0462*** (0.0158)	0.0606*** (0.0232)
Overlast in de buurt	0.0545*** (0.0025)	0.0525*** (0.0025)	0.0541*** (0.0091)
Constante	0.1397*** (0.0187)	0.1407*** (0.0149)	0.1863*** (0.0281)
Variatie random effecten			
Corop	0.00002		
Gemeente	0.00003	0.00005	
Buurt	0.00017	0.00017	0.00029
Aantal niveaus	4	3	2
N	6.892.253	6.892.253	6.892.253
AIC	-2.992.159	-2.992.078	
BIC	-2.991.375	-2.991.308	
Loglikelihood			1.495.551
Herverdeeeffecten			
Gemiddeld alle gemeenten, 15.000-gemeenten historisch verdeeld, 15.000-40.000 gemeenten deels historisch (n = 403)	16,2	17,4	18,4
Gemiddeld 15.000+ gemeenten, allen volledig gebudgetteerd (n = 317)	21,7	23,1	24,4

Bron: Berekeningen SEO Economisch Onderzoek op basis van microdata van het CBS. De modellen in kolom (2) en (3) zijn geschat met behulp van het MIXED commando in Stata. Voor de laatste kolom is het XTREG commando gebruikt in Stata, wat dezelfde coëfficiëntschattingen oplevert als een simpele OLS-regressie zonder niveaus. In de laatste kolom zijn geclusterde standaardfouten, met clustering op gemeenteniveau, gerapporteerd. De herverdeeeffecten zijn berekend voor gemeenten in gemeentelijke indeling 2014. In het berekenen van de herverdeeeffecten is gebruikgemaakt van de uitgaven in 2014. De gemiddelden zijn niet gewogen naar aantal inwoners per gemeente. De eerste rij geeft de herverdeeeffecten die op dezelfde manier berekend zijn als in Vlasblom en Sadiraj (2015). Met deze methode wordt ervan uitgegaan dat gemeenten met minder dan 15.000 inwoners volledig historisch verdeeld worden en daarom een herverdeeeffect van nul hebben. Al deze nullen drukken het gemiddelde herverdeeeffect omlaag. Ook wordt aangenomen dat gemeenten met 15.000-40.000 inwoners gedeeltelijk historisch verdeeld worden.

Laatste wijzigingen

Eind mei is er nog een bijeenkomst geweest met gemeenten, waarin het concept eindmodel uit Tabel E.1 is besproken. Daarin werd nog een aantal suggesties aan gemeenten voorgelegd, bijvoorbeeld om het aandeel WW'ers op te nemen en een alternatief voor het kenmerk segregatie te testen (aandeel in buurt met veel NWW'ers). Gemeenten hebben alternatieven aangedragen voor deze kenmerken, namelijk operationalisatie van het aandeel WW'ers als aandeel van de beroepsbevolking

in plaats van de potentiële beroepsbevolking, en toetsen van een kenmerk ‘aandeel in buurt met veel uitkeringen’ in plaats van ‘aandeel in buurt met veel NWW’ers’. Ook brachten gemeenten suggesties in om huurwoningen op gemeenteniveau te operationaliseren en toetsen.

Het model is daarop doorontwikkeld. Hierbij is het model met de regio-indicatoren beschikbaarheid van werk in gemeente, werken onder niveau in gemeente, aandeel laagstopgeleiden in gemeente, aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente en overlast in de buurt als basis genomen in de doorontwikkeling van het model.²⁴ Aan dit basismodel is telkens één indicator toegevoegd, in drie stappen. Vervolgens zijn deze resultaten afgestemd met de experts en is een besluit genomen over het al dan niet opnemen van dat kenmerk.

Stap 1: Kenmerken binnen de basisset

- Kenmerken voor ‘nietsers’: bpg en verschil bpg tussen mannen en vrouwen op gemeenteniveau. Dit leidt niet tot een hogere verklaringskracht. Niet opnemen in basisset of eindmodel.
- Kenmerken voor kans op sociale stijging: aandeel hoogopgeleiden en aandeel personen met een hoog inkomen op gemeenteniveau. Verklaringskracht neemt beperkt toe, bovendien heeft de coëfficiënt het verkeerde teken en slaat het teken van aandeel studenten om. Dit is niet uitlegbaar. Niet opnemen in basisset of eindmodel.
- Kenmerken voor segregatie: verdeling NWW’ers en verdeling uitkeringen (aanwezigheid van buurten met grote afwijking van gemeentelijk gemiddelde). De verdeling NWW’ers vergroot verklaringskracht en is significant positief. De verdeling uitkeringen vergroot verklaringskracht en is insignificant maar doet het veel minder goed dan aandeel NWW’ers. De verdeling NWW’ers wordt dus in basisset en eindmodel opgenomen.

Stap 2: In model 2016 maar niet in basisset

- Kenmerken voor vraagkant: Aandeel WW’ers als percentage van potentiële beroepsbevolking, aandeel WW’ers als percentage van beroepsbevolking. Het aandeel WW’ers als percentage van beroepsbevolking geeft grotere verklaringskracht en is goed uitlegbaar. Dit kenmerk toevoegen aan basisset en opnemen.

Stap 3: Buiten basisset en niet in model 2016

Vervolgens toetsen we in het model met aanvullend verdeling NWW’ers en aandeel WW’ers een aantal kenmerken die buiten de basisset vallen. De geteste kenmerken zijn:

- Regionaal klantenpotentieel;
- Aandeel huishoudens met huurtoeslag (o.b.v. oude definitie sociale huurwoning);
- Aandeel sociale huurwoningen op gemeenteniveau (o.b.v. SYSWOV, aangeleverd door Atlas);
- Stedelijkheid (aantal inwoners per km² in 5 categorieën);
- Aandeel leerlingen speciaal onderwijs;
- Aandeel inwoners in standplaatsen (poging tot identificeren van woonwagencampen).

Alleen regionaal klantenpotentieel vergroot de verklaringskracht substantieel (stedelijkheid vergroot verklaringskracht ook, maar minder dan regionaal klantenpotentieel). Er is toch voor gekozen om dit kenmerk niet op te nemen omdat er geen voldoende theoretische basis voor is, zie ook Hoofdstuk 4.

²⁴ De doorontwikkeling is gebaseerd op het lineaire model voor fractie maanden bijstand, omdat pas op een later moment is gebleken dat het logitmodel veel beter presteert.

In de begeleidingscommissie met gemeenten werd verder nog aangedragen:

- ‘fysieke beperkingen’ (nu is alleen medicijngebruik voor psychische problematiek opgenomen). In onze bestanden met medicijngebruik zijn echter geen duidelijk groepen te vinden die medicijnen gebruiken tegen fysieke beperkingen en een duidelijk verhoogde kans hebben op bijstand;
- Aandeel woningen met een lage huur op gemeentenniveau. Dit is echter niet beschikbaar. De enige informatie over huurprijzen komt uit de WoONenquête met ongeveer 40.000 huishoudens (zowel huur- als koopwoningen).

Door te kiezen voor een model zonder niet-geobserveerde buurt/gemeente/COROP-effecten is het mogelijk om een logitmodel te schatten voor de uitkomstmaat kans op bijstand. Voor de andere uitkomstmaten (waaronder fractie aantal maanden bijstand) dient wel een lineair model geschat te worden.²⁵ In de doorontwikkeling zijn daarom drie typen modellen geschat:

- Uitkomstmaat kans op bijstand, lineair model;
- Uitkomstmaat kans op bijstand, logitmodel;
- Uitkomstmaat fractie aantal maanden bijstand, lineair model.

Gedurende de doorontwikkeling hebben de meeste experts en SEO uitgesproken de voorkeur te hebben voor uitkomstmaat fractie aantal maanden bijstand. De uitkomstmaten kans op bijstand en fractie aantal maanden bijstand zijn voor individuele gemeenten niet aan elkaar gelijk: voor 25.000+ gemeenten is de fractie aantal maanden bijstand 1 procent lager tot 25 procent hoger dan de kans op bijstand. Gebleken is echter dat het logitmodel het aantal huishoudens in de gemeente veel beter benadert dan het lineaire model. Dit is berekend aan de hand van de GGAA. Deze maat geeft in geval van de uitkomstmaat kans op bijstand het gemiddelde verschil tussen werkelijk en voorspeld aantal huishoudens in de bijstand voor gemeenten. In geval van uitkomstmaat fractie aantal maanden bijstand geeft deze maat het gemiddelde verschil tussen werkelijk en voorspeld aantal hele jaren in de bijstand voor gemeenten. De GGAA (en ter informatie: het gemiddelde absolute herverdeelffect voor de gebudgetteerde gemeenten) voor deze drie varianten van het voorkeursmodel staan in Tabel E.2. De preciezere uitkomstmaat fractie weegt niet op tegen de toename in voorspelkracht van het model voor de kans op bijstand.

De nadelen van het gebruik van een multiniveau logitmodel (kan niet worden geschat op integrale data, coëfficiënten zijn niet makkelijk te interpreteren, er is een voorspelprobleem) gelden niet altijd voor een regulier logit model. In dat geval kan wel geschat worden op integrale data en is er ook geen voorspelprobleem.

Tabel E.2 GGAA en gemiddeld absoluut hve logit model sterk lager

	Kans op bijstand, lineair	Kans op bijstand, logit	Fractie aantal maanden bijstand, lineair
GGAA (afgerond)		90	57
Gemiddeld absoluut hve		18,9	12,0

Bron: Berekeningen SEO Economisch Onderzoek

²⁵ In principe zijn er niet-lineaire varianten voor uitkomstmaat fractie aantal maanden bijstand mogelijk zoals Tobit modellen, dit komt echter de uitlegbaarheid van het model niet ten goede.



seo economisch onderzoek

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