

Amsterdam, mei 2018
In opdracht van het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

Verdeling van de bijstandsmiddelen 2019

De hoogte van een uitkering nader bekeken

Caren Tempelman
Sandra Vriend
Lennart Kroon
Rutger Zwart (Atlas voor Gemeenten)
Clemens van Woerkens (Atlas voor Gemeenten)



seo economisch onderzoek

“De wetenschap dat het goed is”

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

SEO-rapport nr. 2018-51

ISBN 978-90-6733-927-8

Informatie & Disclaimer

SEO Economisch Onderzoek heeft op de verkregen informatie en data geen onderzoek uitgevoerd dat het karakter draagt van een accountantscontrole of due diligence. SEO is niet verantwoordelijk voor fouten of omissies in de verkregen informatie en data.

Copyright © 2018 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

Dit onderzoek doet een voorstel voor de verdeling van de bijstandsmiddelen over gemeenten voor 2019. Het budget bestaat per huishouden uit de kans op een uitkering vermenigvuldigd met de hoogte van de uitkering. Naast kenmerken die samenhangen met de kans op een uitkering is nu ook gekeken naar de samenhang tussen kenmerken en de hoogte (prijs) van een uitkering. Het voorstel is om deze prijs, naast de wettelijke normen, te baseren op een aantal achtergrondkenmerken.

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

Het model bestaat uit twee delen: de ontvangst van een uitkering (volumecomponent) en de hoogte van de uitkering (prijscomponent). De volumecomponent schat de kans op bijstand van een huishouden in op basis van objectieve factoren. De prijscomponent combineert deze kansen met de wettelijke normbedragen voor de verschillende huishoudtypen. Dit resulteert in een voorspeld bijstandsbudget voor ieder huishouden, wat vervolgens tot een voorspeld gemeentelijk budget leidt. Doel van dit onderzoek is om het verdeelmodel voor de Participatiewet voor budgetjaar 2019 verder te ontwikkelen.

Volumecomponent

De kans op bijstand van een huishouden wordt ingeschat op basis van een groot aantal objectieve factoren, zoals huishoudsamenstelling, leeftijd, herkomst, woonsituatie, gezondheid enzovoorts. Inmiddels is de algemene opvatting dat het model goed in staat is het aantal uitkeringen in een gemeente te voorspellen.

Het model is in dit onderzoek herschat op recentere gegevens (peildatum begin januari 2016). In de praktijk blijkt het niet mogelijk om exact hetzelfde model als vorig jaar te schatten. Dit komt doordat sommige factoren in het model niet op precies dezelfde wijze gemeten kunnen worden. Daarnaast is het wenselijk om de operationalisatie van bepaalde factoren enigszins aan te passen. Tot slot zijn in sommige gevallen de brongegevens gewijzigd. De effecten hiervan zijn beperkt. De afwijking tussen het voorspelde en werkelijke aantal huishoudens in de bijstand is vergelijkbaar met het model van vorig jaar, de herverdeeleeffecten dalen iets.

Hiernaast is een drietal verfijningen onderzocht: aanpassing van de schatting van de nieuwe doelgroep (die voorheen in de Wsw of Wajong kon stromen), de mogelijkheid om de objectieve verdeling ook op instellingsbewoners toe te passen en opname van een indicator voor het gebruik van jeugdzorg in het huishouden. Voor de eerste twee punten blijkt dat de beschikbare gegevens niet toereikend zijn om aanpassingen te doen. Voor de factor jeugdzorg geldt dat opname de verklaaringskracht van het model niet substantieel verbetert. Het voorstel is dus om, naast noodzakelijke aanpassingen, geen verdere aanpassingen op het model voor de volumecomponent te doen.

Prijscomponent

De huidige prijscomponent maakt gebruik van de wettelijke normbedragen voor de verschillende huishoudtypen. Zo geldt voor paren een hoger normbedrag dan voor alleenstaanden. Bovendien zijn de normbedragen anders voor paren of alleenstaanden waarbij één of meer personen jonger zijn dan 21 jaar. Ook de kostendelersnorm is van invloed op de normbedragen. 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, omdat zij de woonkosten kunnen delen.

De vraag is gerezen of er mogelijk objectieve factoren zijn die de hoogte van een uitkering beïnvloeden. Dit onderzoek laat zien dat dit inderdaad het geval is. Het gaat dan om kenmerken van huishoudens die bepalen in welke mate men in deeltijd naast de bijstandsuitkering werkt (bijvoorbeeld leeftijd, migratieachtergrond, opleidingsniveau – grotendeels dezelfde factoren als in het volumemodel). Als mensen werken naast de uitkering, worden deze eigen inkomsten gekort op de uitkering. Dat levert een besparing op voor de gemeente. Ook de ontvangst van een andere uitkering (bijvoorbeeld een arbeidsongeschiktheidsuitkering) leidt tot een lagere bijstandsuitkering.

Het voorstel is om de prijscomponent aan te passen en naast de wettelijke normen gebruik te maken van een model op basis van objectieve factoren. Vanwege dataproblemen is het voorstel voor de prijscomponent een beperkter model te gebruiken dan voor de volumecomponent. Tabel S.1 bevat de set met voorgestelde factoren.

Tabel S.1 Voorstel voor factoren in het model voor de prijscomponent

Kans op (inkomsten uit) werk	Andere uitkering
Huishoudsamenstelling (eenoudermoeder naar leeftijd jongste kind, paar met/zonder kinderen , thuiswonend meerderjarig kind)	AO-, WW-, ANW-uitkering, Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering en pensioenuitkering
Leeftijd	
Corporatiewoning of standplaats	
Herkomst (niet-westerse migratieachtergrond) (uitsplitst)	
Human Capital Index (HCI)	
Gebruik GGZ-zorg, gebruik medicijnen tegen depressie	
HCI laag & gezondheidsproblemen	
Beschikbaarheid van laagopgeleid werk in gemeente	
Aandeel studenten in gemeente	
Overlast en onveiligheid in de buurt	

Bron: SEO Economisch Onderzoek

Herverdeeleffecten

De voorspelde budgetaandelen van gemeenten veranderen door de toevoeging van een model voor de prijscomponent. De gemiddelde herverdeeleffecten dalen ten opzichte van model 2018, van 11,9 procent naar 9,3 procent. Ongeveer de helft van deze daling komt door toevoeging van een model voor de prijscomponent. De rest komt doordat de herverdeeleffecten voor model 2019 na toepassing van alleen de volumecomponent ook al lager waren dan voor model 2018. De daling treedt vooral op bij gemeenten met minder dan 50.000 inwoners en bij de grote vier gemeenten.

Inhoud

Samenvatting	i
1 Inleiding	1
1.1 Onderzoeksvragen	3
1.2 Onderzoeksaanpak	3
1.3 Leeswijzer	4
2 Regulier onderhoud van de volumecomponent	5
2.1 Factoren waaraan onderhoud is gepleegd	5
2.2 Samenstelling analysebestand	8
2.3 Voorkeursmodel voor volumecomponent.....	10
2.4 Schattingsresultaten.....	11
2.5 Plausibiliteit en herverdeeleffecten.....	13
2.6 Conclusies.....	16
3 Nadere verfijning van de volumecomponent	17
3.1 Nieuwe doelgroep	17
3.2 Instellingsbewoners.....	19
3.3 Jeugdzorg.....	20
3.4 Conclusies.....	21
4 De hoogte van een uitkering	23
4.1 Normbedragen.....	23
4.2 Wat is er al bekend over de prijs?	23
4.3 Factoren die van invloed zijn op de prijs – kwalitatieve toets	26
4.4 Factoren die van invloed zijn op de prijs – kwantitatieve toets.....	36
4.5 Herverdeeleffecten	54
4.6 Conclusies.....	56
5 Voorstel voor bijstandsverdeelmodel 2019	57
5.1 Volumecomponent	57
5.2 Prijscomponent.....	58
5.3 Uitkomsten	59
5.4 Doorkijk naar de lange termijn	61
Literatuur	63

Bijlage A	Gehanteerde normbedragen.....	65
Bijlage B	Modellen voor de kans op deeltijdwerk.....	67
Bijlage C	Modellen voor de prijs van een uitkering	71

1 Inleiding

Dit onderzoek beschrijft de verdeling van de bijstandsmiddelen over gemeenten voor 2019. Een belangrijke vraag in dit onderzoek is of er objectieve factoren zijn die de hoogte (prijs) van een uitkering beïnvloeden en, zo ja, hoe hier bij de verdeling van de budgetten rekening mee te houden is.

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

Het ministerie van SZW werkt met een objectief verdeelmodel om de noodzakelijke bijstandsuitgaven in te schatten. Het model bestaat uit twee delen: de ontvangst van een uitkering (volume-component) en de hoogte van de uitkering (prijscomponent). De volume-component schat de kans op bijstand van een huishouden in op basis van objectieve factoren. De prijscomponent combineert deze kansen met de wettelijke normbedragen voor de verschillende huishoudtypen. Dit resulteert in een voorspeld bijstandsbudget voor ieder huishouden, wat vervolgens bij elkaar opgeteld tot een voorspeld gemeentelijk budget leidt.

Tabel 1.1 De volumecomponent in het bijstandsverdeelmodel is gebaseerd op een groot aantal kenmerken

Geen recht	Aanbodkant
Vermogen en overwaarde woning	Leeftijd
AO-, WW-, ANW-uitkering, Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering en pensioenuitkering	Huishoudsamenstelling (o.a. alleenstaande, eenouderhuishouden, paar)
Student	Corporatiewoning en standplaats
	Herkomst ((niet-)westerse migratieachtergrond)
Vraagkant	Human Capital Index (HCI)
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Zorgkosten, medicijngebruik
Werkend onder niveau in gemeente	Aandeel laagstopgeleiden in gemeente
Aandeel studenten in gemeente	Niet-westerse migratieachtergrond & 50 tot AOW-leeftijd
Aandeel WW'ers in de beroepsbevolking in gemeente	Niet-westerse migratieachtergrond & gezondheidsproblemen
	HCI laag & gezondheidsproblemen
Buurteffecten	(V)SO/PrO onderwijs gevolgd
Buurt waar werken niet de norm is	
Overlast en onveiligheid in de buurt	

De tabel geeft de factoren weer die zijn opgenomen in het bijstandsverdeelmodel voor 2018.
Bron: Tempelman et al. (2017a)

Volumecomponent

De kans op bijstand van een huishouden wordt ingeschat op basis van een groot aantal objectieve factoren, zoals de huishoudsamenstelling, leeftijd, migratieachtergrond et cetera (zie Tabel 1.1). Dit model is gebaseerd op integrale gegevens van alle huishoudens in Nederland. In de eerste helft van 2017 is door SEO Economisch Onderzoek en Atlas voor Gemeenten (AvG) het bijstandsverdeelmodel verfijnd, zie Tempelman et al. (2017a).

Inmiddels is de algemene opvatting dat het model goed in staat is het aantal uitkeringen in een gemeente te voorspellen. Ook de betrokken experts hebben na deze laatste verbeteringslag aangegeven dat het verdeelmodel voor wat betreft de volumecomponent 'af' is.

Prijscomponent

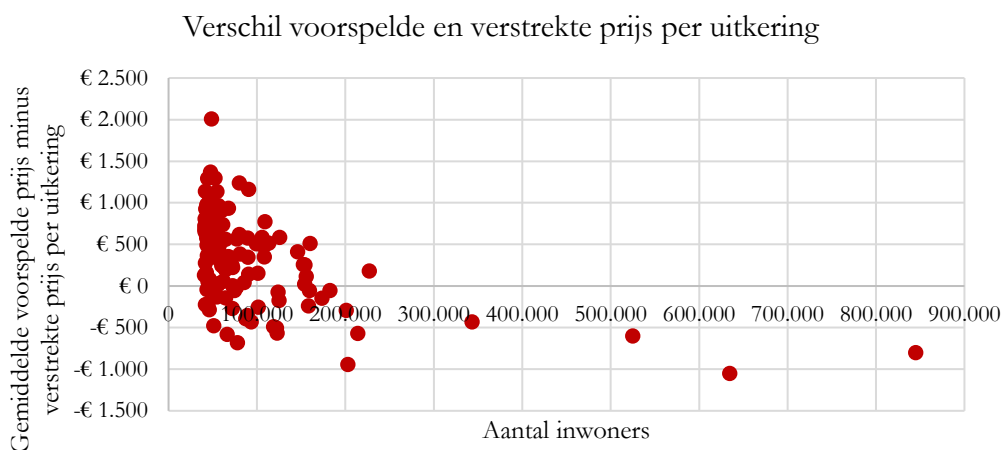
Toch zijn er behoorlijke verschillen tussen het voorspelde budget en de feitelijke uitgaven van gemeenten. De oorzaak daarvan ligt voor een deel in de prijscomponent. Nadat de voorspelde bijstandskansen per huishouden zijn ingeschat, worden deze vermenigvuldigd met de wettelijke normbedragen voor de verschillende huishoudtypen. Dit resulteert in een voorspeld budget per huishouden en vervolgens een voorspeld budget per gemeente. Figuur 1.1 laat het verschil tussen de gemiddelde voorspelde prijs en gemiddelde verstrekte prijs zien voor iedere gemeente met ten minste 40.000 inwoners. De figuur laat zien dat er behoorlijke variatie is tussen gemeenten en dat bij de grote gemeenten de voorspelde prijs lager is dan de verstrekte prijs.¹

De prijscomponent houdt rekening met de variatie in wettelijke normbedragen. Voor paren geldt een hoger normbedrag dan voor alleenstaanden. Bovendien zijn de normbedragen anders voor paren of alleenstaanden waarbij één of meer personen jonger zijn dan 21 jaar. Ook de kostendelersnorm is van invloed. Dit houdt in dat personen die een woning delen met meerdere personen van 21 jaar of ouder, een lager normbedrag per persoon in het huishouden krijgen.

Mogelijk zijn er, naast het wettelijke normbedrag, nog objectieve factoren die invloed hebben op de hoogte van de verstrekte bijstandsuitkering. Bijvoorbeeld de mogelijkheden die de lokale arbeidsmarkt aan bijstandsgerechtigden biedt om in deeltijd te werken.

¹ Het betreft hier de prijzen die volgen uit het verdeelmodel 2018, waarbij de uitgaven zijn geschaald naar het beschikbare macrobudget zodat verstrekte en voorspelde prijzen goed vergelijkbaar zijn.

Figuur 1.1 Het gemiddelde prijsverschil per uitkering varieert behoorlijk tussen gemeenten



De figuur geeft het verschil tussen de gemiddelde voorspelde prijs per uitkering en de gemiddelde werkelijk verstrekte prijs per uitkering per gemeente weer, afgezet tegen het aantal inwoners in de gemeente
 Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van de informatietool voor gemeenten 2017, verdeelmodel 2018.

1.1 Onderzoeksvragen

Doel van dit onderzoek is om na te gaan of er mogelijkheden zijn voor verdere ontwikkeling van het verdeelmodel Gebundelde Uitkering (Participatiewet, IOAZ, IOAW, Bbz-starters en loonkostensubsidie) voor budgetjaar 2019. Omdat de volumecomponent reeds uitgebreid onderzocht is, ligt het zwaartepunt bij onderzoek naar objectieve factoren (bovenop de wettelijke normbedragen) die verschillen in de prijscomponent kunnen verklaren en op een manier om daar in het verdeelmodel rekening mee te houden.

Het onderzoek beantwoordt de volgende onderzoeksvragen:

1. Welk regulier onderhoud moet aan het bijstandsverdeelmodel gepleegd worden (bijvoorbeeld vanwege definitiewijzigingen of beschikbaarheid van gegevens)?
2. Zijn er objectieve factoren te achterhalen die de gemiddelde prijs per uitkering beïnvloeden?
 - a. Zijn er objectieve factoren die de mate van deeltijdwerk naast een bijstandsuitkering beïnvloeden? Zo ja, welke?
 - b. Zijn er naast deeltijdwerk nog andere objectieve factoren die de prijs van een uitkering beïnvloeden? Zo ja, welke?
 - c. Is het mogelijk en wenselijk, ook met het oog op complexiteit/uitlegbaarheid, deze objectieve factoren in het bestaande verdeelmodel toe te passen?
3. Is het wenselijk om de volumecomponent nader te verfijnen (bijvoorbeeld door instellingsbezoekers ook in het model op te nemen of een factor jeugdzorg toe te passen)?

1.2 Onderzoeksaanpak

Het onderzoek is gestart met het aanmaken van een analysebestand met daarin de bijstandsafhankelijkheid op huishoudniveau en allerlei achtergrondkenmerken van het huishouden, zoals huishoudsamenstelling, vermogen, uitkeringsafhankelijkheid, leeftijd, migratieachtergrond, zorggebruik

enzovoorts. Het bestand is zoveel mogelijk hetzelfde opgebouwd als voor model 2018 met enkele uitzonderingen die in het volgende hoofdstuk uitgebreid besproken worden. Peildatum van het bestand is januari 2016.

Daarnaast zijn aanvullende gegevens aan het analysebestand gekoppeld, onder andere gegevens over werken naast de uitkering, de prijs van een uitkering en het gebruik van jeugdzorg in een huishouden. Om de kans op fouten te minimaliseren, is een vierogenprincipe gehanteerd. Dat betekent dat iedere bewerking door minstens twee verschillende personen is bekeken.

De analyse bestond hierna uit een analyse naar regulier onderhoud, het opnemen van een nieuwe indicator voor jeugdzorg in het volumemodel en een analyse van de prijs van een uitkering. Het zwaartepunt van dit onderzoek lag bij de analyse van de prijscomponent. Daartoe is eerst een theoretisch kader opgesteld en een lijst gemaakt van factoren die van invloed kunnen zijn op de prijs. Vervolgens zijn deze factoren onderworpen aan een kwalitatieve toets. De kwalitatieve toets gaat na of factoren uitlegbaar, niet-beïnvloedbaar en aanvullend zijn. Als die toets wordt doorstaan, worden de bijbehorende indicatoren geoperationaliseerd en onderworpen aan de kwantitatieve toets en getest in een regressiemodel.

Gedurende het onderzoek is een aantal malen advies ingewonnen van een groep experts op het gebied van het verdeelmodel voor de bijstand, te weten Bas van der Klaauw (Vrije Universiteit Amsterdam), Maarten Allers (Rijksuniversiteit Groningen) en Bart Leurs (Raad voor het Openbaar Bestuur). Daarnaast zijn de resultaten van dit onderzoek verschillende malen voorgelegd aan een begeleidingscommissie, waarin een aantal individuele gemeenten, de VNG, Divosa, de Raad voor het Openbaar Bestuur en de ministeries van SZW, Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties en Financiën deelnamen. Het eindresultaat van deze onderzoekstappen is een voorstel voor model 2019.

1.3 Leeswijzer

Hoofdstuk 2 gaat in op het reguliere onderhoud dat noodzakelijk is om de volumecomponent te schatten. Daarna gaat hoofdstuk 3 in op nadere verfijningen van de volumecomponent. Hoofdstuk 4 bespreekt de analyse van de prijscomponent en hoofdstuk 5 beschrijft het voorgestelde model voor 2019.

2 Regulier onderhoud van de volumecomponent

De volumecomponent van het bijstandsverdeelmodel vereist onderhoud. Dit komt doordat sommige factoren in het model niet op exact dezelfde wijze gemeten kunnen worden, doordat het wenselijk is om de operationalisatie van bepaalde factoren enigszins aan te passen of doordat brongegevens zijn gewijzigd.

In de volumecomponent van het bijstandsverdeelmodel wordt op basis van objectieve factoren de kans op bijstand van een huishouden geschat. Het model voor de volumecomponent moet opnieuw geschat worden met gegevens op peildatum begin januari 2016 (in model 2018 was de peildatum januari 2015). De modelspecificatie wordt daarbij zoveel mogelijk gelijk gehouden aan de specificatie van model 2018.

Het bestand met huishoudens dat hiervoor de basis vormt, wordt in principe op exact dezelfde wijze samengesteld als het analysebestand dat ten behoeve van het bijstandsverdeelmodel 2018 is gemaakt. Dat wil zeggen, dezelfde gegevens worden gekoppeld en dezelfde keuzes worden gemaakt bij deze koppelingen. Toch is het niet geheel mogelijk om een identieke procedure te volgen. Dit komt omdat een aantal kenmerken – om uiteenlopende redenen – niet op dezelfde manier samengesteld kan worden en in sommige gevallen is het wenselijk om een aanpassing te doen. Dit hoofdstuk behandelt deze kenmerken en redenen. Per kenmerk zijn diverse operationalisaties voorgesteld. Elk van deze operationalisaties is in het volumemodel getoetst.

2.1 Factoren waaraan onderhoud is gepleegd

Er zijn drie redenen waarom factoren wijzigen ten opzichte van vorig jaar:

1. de gebruikte gegevens zijn (in de nabije toekomst) niet meer beschikbaar;
2. het is wenselijk om factoren anders te definiëren;
3. de brongegevens hebben wijzigingen ondergaan.

Gebruikte gegevens zijn (in de nabije toekomst) niet meer beschikbaar

- AO-uitkeringen:
Het model bevat twee kenmerken voor het gebruik van een AO-uitkering, afhankelijk van de mate van arbeidsongeschiktheid: AO-uitkering 15 tot 80 procent in het huishouden en AO-uitkering 80 tot 100 procent in het huishouden. Het CBS heeft met terugwerkende kracht de mate van arbeidsongeschiktheid in de bestanden met AO-uitkeringen op onbekend gezet. De mate van arbeidsongeschiktheid moet daarom uit een ander bestand gehaald worden, waarin de mate van arbeidsongeschiktheid is geïntegreerd met het uitkeringspercentage.² Dit kenmerk wordt nu gebaseerd op de mate van arbeidsongeschiktheid in het nieuwe uitkeringsbestand. De definitie van het kenmerk verandert niet.
- Werken onder niveau:

² Zie het CBS documentatierapport bij AOTOTUITKERINGTAB.

Dit kenmerk berekent het aandeel mensen dat onder zijn niveau werkt. De bron hiervoor is (onder andere) de Enquête Beroepsbevolking (EBB). De EBB hanteert inmiddels een andere definitie van de beroepsbevolking: iedereen tussen 15 en 74 die 1 of meer uur wil werken, dat was: iedereen tussen 15 en 64 jaar die 12 uur of meer wil werken. Ook de beroepsclassificatie is aangepast. In de nieuwe indeling is het minder goed mogelijk onderscheid te maken tussen laag en middelbaar beroepsniveau, waardoor de omvang van het aantal banen met laag niveau stijgt. De scores op dit kenmerk veranderen daardoor. Om de invloed hiervan te onderzoeken, zijn twee operationalisaties aangemaakt: (i) een indicator op basis van de oude definitie, waarbij met extrapolatie de indicator voor 2016 is ingeschat³; (ii) een indicator op basis van de nieuwe definitie;

- Aandeel laagstopgeleiden:

Ook het aandeel laagstopgeleiden in een gemeente is gebaseerd op de EBB en wordt dus beïnvloed door de definitiewijziging van de beroepsbevolking. Ook voor dit kenmerk zijn twee varianten gemaakt. Het gaat om een factor die gemaakt is volgens de oude definitie en een factor die uitgaat van de nieuwe definitie;

- Aandeel WW in de beroepsbevolking:

Het aandeel WW-uitkeringen in de beroepsbevolking is gebaseerd op Statline-cijfers. Sinds 2016 is deze statistiek door het CBS stopgezet, waardoor dit kenmerk in de huidige vorm niet gehandhaafd kan worden. Het CBS publiceert nog wel het aantal personen met een WW-uitkering in 2016.⁴ Het kenmerk wordt hierop gebaseerd. Er zijn twee varianten samengesteld: één op basis van kwartaalcijfers (zoals in model 2018 is gebruikt) en één op basis van maandcijfers.

Wenselijk om factoren anders te definiëren

- ANW-uitkeringen:

Voor model 2018 was het gebruik van een ANW-uitkering in het huishouden gebaseerd op een micro-geïntegreerde bron.⁵ Voordeel daarvan is dat verschillende bestanden met elkaar zijn geconfronteerd en eventueel gecorrigeerd. Nadeel is dat dit bestand sterk vertraagd beschikbaar komt. Dit leverde problemen op bij de actualisatie. Omdat het aantal ANW-uitkeringen sterk afneemt door de tijd, is er in de actualisatie voor model 2018 voor gekozen om een andere bron te hanteren die recentere gegevens bevat (zie Tempelman et al., 2017b).⁶ Het heeft de voorkeur om voor beide analyses dezelfde bron te gebruiken. Het voorstel is daarom om in het schattingmodel ook gebruik te maken van het ANW-uitkeringenbestand dat snel beschikbaar komt. De definitie van het kenmerk verandert niet. Wel is het zo dat het nieuwe bestand alleen maandelijkse ultimo-standen bevat. De ontvangst van een ANW-uitkering op 5 januari 2016 is dus niet vast te stellen. Het uitgangspunt is daarom 31 december 2015, omdat dit het dichtst aansluit bij de gewenste peildatum;

- Bijstandsuitkeringen:

Een huishouden telt als bijstandsontvanger als iemand in het huishouden algemene bijstand, IOAW, IOAZ of Bbz (voor starters) ontvangt. Het macrobudget bevat echter ook een component voor het verstrekken van een loonkostensubsidie. Loonkostensubsidie compenseert de werkgever bij verminderde productiviteit van een werknemer. Omdat deze loonkostensubsidies

³ In de EBB voor 2016 zijn variabelen opgenomen waarmee de oude afbakening van de beroepsbevolking gemaakt kan worden. Deze kan dus op dezelfde wijze worden samengesteld. Voor de beroepsclassificatie is alleen de nieuwe indeling beschikbaar.

⁴ Dit is lager dan het aantal uitkeringen omdat één persoon meerdere uitkeringen kan hebben.

⁵ Het MICANWPERSOONBUS-bestand.

⁶ ANWUITKERINGTAB. Er waren beperkte verschillen in de aansluiting tussen beide bestanden.

onder het bijstandsbudget vallen, ligt het voor de hand om mensen die een loonkostensubsidie ontvangen ook mee te tellen als bijstandsontvanger.⁷ Het gaat hier overigens om een kleine groep: eind 2015 ontvingen ongeveer 1.300 mensen een loonkostensubsidie;⁸

- **Praktijk- en speciaal onderwijs:**

Deze factor betreft het aantal mensen van 18 jaar tot AOW-leeftijd in het huishouden dat speciaal of praktijkonderwijs heeft gevolgd in het verleden, maar dat nu niet meer doet. Voor model 2018 was deze gebaseerd op degenen die praktijk- of speciaal onderwijs volgden tussen de schooljaren 2010/2011 en 2013/2014 en niet in schooljaar 2014/2015. Het was daarbij wenselijk om verder terug in de tijd te kijken, maar de bestanden zijn pas volledig vanaf 2010. Voor model 2019 is er daarom voor gekozen om een jaar extra onderwijsvolgers mee te nemen. Het gaat nu dus om mensen in het huishouden die praktijk- en speciaal onderwijs gevolgd hebben tussen schooljaren 2010/2011 en 2014/2015 en niet in schooljaar 2015/2016;

- **Human Capital Index:**

De Human Capital Index is een gecombineerde maat op basis van opleidingsniveau of arbeidsinkomen in de afgelopen vijf jaar. Afhankelijk van de leeftijd van personen wordt gebruikgemaakt van opleidingsniveau of arbeidsverleden. Ook hiervoor geldt dat de registratie nu voor een jaar extra volledig is. De gehanteerde leeftijdsgrens is daarom met een jaar opgeschoven;

- **Zelfstandigen:**

De Bbz-uitkeringen die gevestigde zelfstandigen ontvangen worden niet betaald uit het macrobudget voor de Participatiewet. Deze uitkeringen dienen daarom uit het analysebestand voor het bijstandsverdeelmodel gefilterd te worden. In verdeelmodel 2018 zijn gevestigde zelfstandigen geïdentificeerd door CBS-gegevens van personen met inkomsten uit eigen onderneming te gebruiken.⁹ Dit bestand bevat echter alleen zelfstandig ondernemers. Overige zelfstandigen (bijvoorbeeld freelancers), directeur-grotaandeelhouders en meewerkende gezinsleden zitten niet in dit bestand. Bovendien is dit bestand door het CBS stopgezet vanwege het beschikbaar komen van een ander bestand met onder andere deze gegevens. Voor model 2019 is het nieuwe bronbestand¹⁰ gehanteerd waarin alle zelfstandigen zijn opgenomen.

Brongegevens hebben wijzigingen ondergaan

- **Zorgkosten:**

In het verdeelmodel is een indicator opgenomen voor hoge zorgkosten (boven de € 50.000) en gebruik van GGZ-zorg. De zorgkosten wijzigen door een stelselwijziging in de Zorgverzekeringswet per 2015. Enerzijds stijgen de kosten omdat de verpleging en verzorging (gedeeltelijk) is overgeheveld naar de Zorgverzekeringswet en anderzijds dalen de kosten omdat GGZ voor jongeren (tot 18 jaar) is overgeheveld naar de jeugdzorg. De verwachting is dat de wijzigingen voor mensen binnen de doelpopulatie (18 jaar tot AOW-leeftijd) beperkt zijn;

- **Vermogen:**

Het vermogen van het huishouden en de overwaarde van de (eventuele) koopwoning zijn gebaseerd op de inkomens- en vermogensstatistiek. Deze statistieken zijn in 2018 door het CBS

⁷ De loonkostensubsidies voor mensen die op eigen kracht niet in staat zijn om het wettelijk minimumloon te verdienen vallen onder het bijstandsbudget. Gemeenten kunnen loonkostensubsidie ook voor andere doelgroepen verstrekken. Het gaat dan meestal om tijdelijke vormen. Deze vorm van loonkostensubsidie wordt gefinancierd uit het Participatiebudget en moet dus niet meegeteld worden.

⁸ Zie Statline (CBS): <http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=83062ned&D1=0&D2=4&D3=0&D4=11&HDR=T,G1&STB=G2,G3&VW=T>

⁹ ZELFSTANDIGENTAB

¹⁰ INPATAB

herzien, voor gegevens over 2016. Het CBS geeft aan dat de revisie vooral gevolgen heeft voor de inkomensgegevens. Bij vermogen is men een aantal zaken beter gaan waarnemen: bijvoorbeeld banktegoeden en schulden (o.a. studieschuld en leningen bij banken) en de waarde van het aanmerkelijk belang. Met name kleinere bedragen aan vermogen zijn daarmee completer geworden.

2.2 Samenstelling analysebestand

Begin 2016 telde Nederland ruim 6,8 miljoen huishoudens (exclusief instellingsbewoners). Hun gemiddeld bijstandskans was 6,2 procent, een lichte stijging ten opzichte van begin 2015, zie Tabel 2.1. In het algemeen zijn de verschillen in bijstandskansen naar type huishouden tussen de jaren 2015 en 2016 stabiel. Bij alleenstaanden stijgt de bijstandskans iets. Bij eenoudermoeders daalt deze juist licht. In de groep huishoudens in een corporatiewoning stijgt de bijstandskans relatief sterk. Ook de groep huishoudens met leden met een laag HCI heeft een meer dan gemiddelde stijging van de bijstandskans. Het aantal huishoudens in deze categorie daalt juist. De meest opvallende verandering is te zien bij de Syrische huishoudens. Het aantal huishoudens met een Syrisch lid verdubbelt bijna en de bijstandskans stijgt van 52,3 procent naar 70,4 procent. Dit wordt veroorzaakt door de recente vluchtelingenproblematiek.

De stelselwijziging in de zorg en de revisie van de inkomens- en vermogensstatistieken leveren geen grote verschuivingen op. De groep met zorgkosten boven de € 50.000 stijgt, zoals verwacht, maar het gaat om een kleine toename. Bij GGZ-gebruik wordt een daling verwacht (en gezien), maar ook nu gaat het om een beperkt aantal. Bij het aantal paren met vermogen boven de € 10.000 is een grotere stijging te zien, wat kan komen doordat kleine vermogensbestanddelen beter waargenomen worden. Het aantal huishoudens met een huishoudlid dat (voortgezet) speciaal onderwijs of praktijkonderwijs heeft gevolgd, stijgt zoals verwacht vanwege het verruimen van de definitie.

Tabel 2.1 Bijstandskans stijgt licht naar 6,2 procent

Kenmerk	Begin 2016		Begin 2015	
	Aantal hh	Bijstandskans	Aantal hh	Bijstandskans
Totaal	6.859.828	6,2%	6.821.109	6,0%
Huishoudtypen				
Alleenstaande	1.957.175	10,8%	1.931.875	10,1%
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	72.441	33,2%	72.377	33,6%
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	112.285	26,4%	112.386	26,7%
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	111.861	20,4%	110.343	20,8%
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	112.725	16,8%	110.044	17,1%
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	4.168	16,3%	4.257	16,0%
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	15.435	9,9%	15.609	9,9%
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	26.294	7,2%	26.140	7,3%
Eenouder-vader, jongste kind 18+	42.677	5,3%	41.354	5,3%
Paar, jongste kind 18-	1.542.924	2,7%	1.551.379	2,5%
Paar, jongste kind 18+	409.640	1,8%	404.937	1,9%
Paar zonder kinderen	1.194.109	2,3%	1.202.113	2,3%

Thuiswonend meerderjarig kind	1.221.650	2,7%	1.201.724	2,9%
Overig huishouden	36.430	7,8%	36.554	8,0%
Leeftijdsgroepen				
18 tot 20-jarige in hh	394.492	1,7%	391.324	1,9%
20 tot 25-jarige in hh	996.596	3,1%	999.213	2,9%
25 tot 30-jarige in hh	916.178	4,8%	899.071	4,9%
30 tot 40-jarige in hh	1.530.577	6,5%	1.523.595	6,4%
40 tot 50-jarige in hh	1.788.781	6,4%	1.822.765	6,3%
50-jarige tot AOW-leeftijd in hh	2.227.264	7,6%	2.184.407	7,2%
Woonsituatie				
Corporatiewoning	1.777.172	18,9%	1.782.285	18,1%
Standplaats	9.639	25,4%	9.685	25,8%
Niet-westerse migratieachtergrond:				
met herkomst Turkije in hh	191.158	12,6%	187.849	13,1%
met herkomst Suriname in hh	209.015	12,9%	207.448	13,0%
met herkomst Nederlandse Antillen in hh	90.845	16,6%	89.245	16,5%
met herkomst overig Afrika in hh	101.853	20,8%	97.968	20,0%
met herkomst Marokko in hh	164.925	18,7%	160.883	18,9%
met herkomst Ghana in hh	13.551	16,9%	13.389	16,9%
met herkomst Somalië of Eritrea in hh	20.744	61,4%	18.536	59,8%
met herkomst Afghanistan in hh	21.086	27,6%	20.682	28,3%
met herkomst Irak in hh	27.336	37,5%	26.925	38,1%
met herkomst Syrië in hh	16.955	70,4%	9.579	52,3%
met herkomst Iran in hh	23.083	26,6%	22.551	26,6%
met herkomst China in hh	48.733	5,5%	47.530	5,7%
met herkomst India in hh	16.989	3,7%	15.194	4,1%
met herkomst overig in hh	143.340	9,9%	137.629	10,0%
Westerse migratieachtergrond:				
met herkomst voormalig Joegoslavië in hh	44.758	13,2%	44.255	13,8%
met herkomst voormalig Sovjet-Unie in hh	45.063	12,3%	42.971	13,0%
met overige herkomst in hh	854.748	4,3%	846.934	4,4%
Opleidingsniveau				
HCI-laag in hh	2.194.504	15,5%	2.301.979	14,7%
HCI-midden in hh	3.978.916	2,2%	4.009.155	2,1%
HCI-hoog in hh	2.392.734	0,7%	2.254.443	0,5%
(V)SO/PrO in hh	55.664	14,0%	42.527	12,6%
Gezondheidsindicatoren				
Zorgkosten boven € 50.000	25.738	14,4%	23.527	14,0%
Gebruik GGZ	518.163	13,6%	521.231	13,9%
Medicijnen voor verslaving	40.853	21,6%	37.314	20,9%
Medicijnen voor depressie	653.406	11,7%	644.035	11,6%
Medicijnen voor psychose/bipolaire stoornis	181.826	19,8%	168.517	19,3%
Medicijngebruik uit minder dan vier hoofdgroepen	6.240.830	5,1%	6.213.332	4,9%
Medicijngebruik uit 4 of 5 hoofdgroepen	989.198	9,0%	986.772	8,7%
Medicijngebruik uit 6 of 7 hoofdgroepen	320.003	12,5%	316.131	12,3%
Medicijngebruik uit 8 of meer hoofdgroepen	85.959	15,6%	84.332	15,4%
Stapeling van problematiek				
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	243.623	23,4%	230.019	22,9%

Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	326.679	25,3%	321.018	25,2%
HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	836.725	20,4%	862.700	19,8%
Niet-rechthebbenden				
Alleenstaande, vermogen > € 5.000	783.663	1,8%	742.644	1,6%
Alleenstaande, vermogen t/m € 5.000, overwaarde > € 50.000	41.730	4,5%	40.426	4,0%
Paar, vermogen > € 10.000	2.880.860	0,7%	2.744.836	0,7%
Paar, vermogen t/m € 10.000, overwaarde > € 50.000	271.852	1,5%	291.512	1,5%
Student (mbo/hbo/wo) in hh	1.008.239	1,3%	1.023.250	1,5%
WW-uitkering in hh	371.940	2,2%	409.538	2,5%
AO-uitkering 15-80% in hh	121.954	1,7%	127.537	1,7%
AO-uitkering 80-100% in hh	484.268	3,6%	495.676	3,1%
ANW-uitkering in hh	30.739	1,0%	37.417	1,3%
Ziektewetuitkering, wachtgeld of overige uitkering in hh	161.777	3,5%	154.416	3,4%
Pensioenuitkering in hh	334.155	3,3%	329.390	3,2%

De tabel geeft het aantal huishoudens en de kans op bijstand weer naar achtergrondkenmerken voor de jaren 2015 en 2016 (peildatum begin januari).

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

2.3 Voorkeursmodel voor volumecomponent

Voor het volumemodel wordt bij voorkeur gebruikgemaakt van de nieuwe indicatoren voor aandeel laagstopgeleiden en werken onder niveau. De oude definities raken immers buiten gebruik in de komende tijd en zullen dan niet meer op basis van de EBB berekend kunnen worden. Tabel 2.2 toont dat de nieuwe definitie van werken onder niveau leidt tot een iets lagere verklaringskracht (vergelijk variant 1 en 2 – een lagere AIC/BIC betekent een betere verklaringskracht). Voor het aandeel laagstopgeleiden en het aandeel personen met een WW-uitkering geldt dat het verschil tussen de oude en nieuwe definitie zeer klein is. Het blijkt dus dat vooral de wijziging in de beroepsclassificatie gevolgen heeft voor de verklaringskracht van het model. Dat is zoals verwacht omdat de nieuwe classificatie minder precies is. Overigens is het verschil in verklaringskracht beperkt: bij het toevoegen van nieuwe indicatoren wordt uitgegaan van een toename van de verklaringskracht (en dus opname van de factor) als deze met minstens 0,1 procent verbetert. De indicator werken onder niveau volgens de nieuwe definitie resulteert in een daling van de verklaringskracht van 0,01 procent.¹¹

Aangezien de oude definities van werken onder niveau en het aandeel laagstopgeleiden niet toekomstbestendig zijn, wordt in het voorkeursmodel gebruikgemaakt van de nieuwe definities. Het aandeel personen met WW-uitkeringen op maandbasis zorgt niet voor een significante verbetering van het model ten opzichte van de definitie op kwartaalbasis. Met het oog op consistentie van het model wordt daarom uitgegaan van de definitie op kwartaalbasis. Het uitgangsmodel voor de rest van deze rapportage is dus variant 4 in Tabel 2.2.

¹¹ Er wordt verondersteld dat de verklaringskracht substantieel toeneemt (afneemt) als de AIC en BIC met 0,1 procent afnemen (toemenen), conform model 2017 en model 2018.

Tabel 2.2 De nieuwe definitie van werken onder niveau geeft iets slechtere verklaringskracht

	Variant 1	Variant 2	Variant 3	Variant 4	Variant 5
Werken onder niveau (nieuwe definitie)	0,863 ***		0,864 ***	0,842 ***	
Aandeel laagstopgeleiden (nieuwe definitie)	-0,624	-0,415		-0,610	
Aandeel WW-uitkeringen (per maand)	13,827 ***	12,536 ***	13,825 ***		
Werken onder niveau (oude definitie)		1,118 ***			1,109 ***
Aandeel laagstopgeleiden (oude definitie)			-0,662		-0,340
Aandeel WW-uitkeringen (per kwartaal)				14,058 ***	12,775 ***
AIC	1.525.601	1.525.419	1.525.599	1.525.588	1.525.405
Procentuele verschil t.o.v. variant 1		-0,01%	-0,00%	-0,00%	-0,01%
BIC	1.526.563	1.526.381	1.526.561	1.526.550	1.526.367
Procentuele verschil t.o.v. variant 1		-0,01%	-0,00%	-0,00%	-0,01%
GGAA	61,4	59,1	61,3	61,4	59,0

De tabel geeft de schattingsresultaten weer van varianten voor de kenmerken werken onder niveau, aandeel laagstopgeleiden en aandeel WW-uitkeringen. Bij de eerste twee factoren is een nieuwe en een oude definitie getoetst. Bij het aandeel WW-uitkeringen is naar maand- en kwartaalbasis gekeken. Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

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

2.4 Schattingsresultaten

De coëfficiëntschattingen voor model 2019 sluiten aan bij de schattingen voor model 2018. In de meeste gevallen komen het teken en de significantie overeen. Daarop zijn drie uitzonderingen. Het teken slaat om bij eenoudervaders met een kind van 5 tot 12 jaar en bij aandeel studenten in de gemeente, maar deze indicatoren zijn in beide modellen niet significant. Daarnaast is te zien dat de stapelingsindicator niet-westerse migratieachtergrond in het huishouden én 50-plusser in het huishouden zijn significantie verliest. Deze factoren blijven onderdeel van het model.¹²

Tabel 2.3 Coëfficiëntschattingen voor model 2019 sluiten aan bij model 2018

Kans op bijstand in huishouden	Model 2019 (variant 4)	Model 2018
Niet-rechthebbenden		
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	-2,0833 ***	-2,1712 ***
Alleenstaande, vermogen tot en met € 5.000, overwaarde boven € 50.000	-0,7102 ***	-0,7360 ***
Paar, vermogen boven € 10.000	-1,6741 ***	-1,5462 ***
Paar, vermogen tot en met € 10.000, overwaarde boven € 50.000	-0,5713 ***	-0,5435 ***
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	-1,8068 ***	-1,5141 ***
WW-uitkering in huishouden	-1,0575 ***	-0,9850 ***
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	-3,6728 ***	-3,5915 ***
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	-3,9756 ***	-4,1293 ***
ANW-uitkering in huishouden	-5,3905 ***	-4,8966 ***
Ziektewetuitkering, wachtgeld of overige uitkering in huishouden	-1,5014 ***	-1,6395 ***
Pensioenuitkering in huishouden	-0,5548 ***	-0,5980 ***

¹² Dit omdat er een theoretische basis voor deze indicatoren is. Indien blijkt dat factoren meerdere jaren achtereen insignificant zijn, kan overwogen worden of deze uit het model gelaten moeten worden.

Aanbodkant

Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	0,9972 ***	1,0046 ***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,5141 ***	0,5314 ***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,1721 ***	0,2460 ***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2186 ***	-0,1488 ***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	0,0044	0,0589
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,0467	0,0416
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,4155 ***	-0,3841 ***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	-0,9717 ***	-0,9442 ***
Paar, jongste kind 18-	-1,2156 ***	-1,1880 ***
Paar, jongste kind 18+	-1,6574 ***	-1,5970 ***
Paar zonder kinderen	-1,1099 ***	-1,0999 ***
Overig huishouden	0,2907 ***	0,4176 ***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,5989 ***	-0,4601 ***
	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	1,4139 ***	0,9877 ***
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	1,8035 ***	1,5115 ***
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	2,0187 ***	1,9217 ***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	2,1798 ***	2,1171 ***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	2,6044 ***	2,4919 ***
Corporatiewoning	1,5486 ***	1,5087 ***
Standplaats	1,7062 ***	1,6653 ***
	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Geen migratieachtergrond in huishouden	0,2222 ***	0,2302 ***
Migratieachtergrond (Turks) in huishouden	0,3847 ***	0,3992 ***
Migratieachtergrond (Surinaams) in huishouden	0,5248 ***	0,5031 ***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in huishouden	0,7307 ***	0,6565 ***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in huishouden	0,5469 ***	0,5331 ***
Migratieachtergrond (Marokko) in huishouden	0,0494	0,0484
Migratieachtergrond (Ghana) in huishouden	2,0591 ***	1,9020 ***
Migratieachtergrond (Somalië of Eritrea) in huishouden	1,0951 ***	1,1228 ***
Migratieachtergrond (Afghaans) in huishouden	1,2886 ***	1,2754 ***
Migratieachtergrond (Irakees) in huishouden	3,2347 ***	2,1860 ***
Migratieachtergrond (Iraneees) in huishouden	0,9104 ***	0,8874 ***
Migratieachtergrond (Chinees) in huishouden	-0,2891 ***	-0,2646 ***
Migratieachtergrond (Indiaas) in huishouden	-0,6303 ***	-0,6174 ***
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in huishouden	0,1795 ***	0,1699 ***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in huishouden	0,4903 ***	0,5283 ***
Migratieachtergrond (voormalig Sovjet-Unie) in huishouden	0,4155 ***	0,4353 ***
Migratieachtergrond (Overig westers) in huishouden	-0,3784 ***	-0,3762 ***
	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
HCI onbekend in huishouden	1,4805 ***	1,1656 ***
Lage HCI in huishouden	-1,0591 ***	-1,4398 ***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	1,5951 ***	1,4506 ***

Aandeel laagstopgeleiden in gemeente (oude definitie)		-0,0609
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente (nieuwe definitie)	-0,6102	
Zorgkosten boven de € 50.000 in huishouden	0,2886 ***	0,3749 ***
Gebruik GGZ-zorg in huishouden	0,7285 ***	0,6987 ***
Gebruik medicijn tegen verslaving in huishouden	0,3823 ***	0,3531 ***
Gebruik medicijn tegen depressie in huishouden	0,3413 ***	0,3171 ***
Gebruik medicijn tegen psychose in huishouden	0,5385 ***	0,5322 ***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in huishouden	0,1401 ***	0,1033 ***
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in huishouden	0,3018 ***	0,2841 ***
Gebruik 8 of meer medicijngroepen in huishouden	0,4042 ***	0,4660 ***
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	0,0414	0,1193 **
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	0,1346 ***	0,0975 ***
HCl laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	0,5196 ***	0,6171 ***
Vraagkant		
Werken onder niveau in gemeente (oude definitie)		1,9987 ***
Werken onder niveau in gemeente (nieuwe definitie)	0,8417 ***	
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,0714	-0,2750
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente (kwartaal)	14,0577 ***	10,1551 ***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-7,3614 ***	-5,9570 ***
Buurteffecten		
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. 6-ppc gebieden	0,7188 ***	0,7838 ***
Overlast in de buurt	1,2612 ***	1,2919 ***
Constante	-0,7634 *	-1,6750 ***
N	6.859.828	6.821.109

De tabel toont de schattingsresultaten voor de volumecomponent van het bijstandsverdeelmodel voor 2019 waarbij voor de kenmerken werken onder niveau en aandeel laagstopgeleiden is uitgegaan van de nieuwe definitie. Het kenmerk aandeel WW-uitkering is op kwartaalbasis. Ter vergelijking zijn de schattingen van het verdeelmodel voor 2018 ook weergegeven.

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

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

2.5 Plausibiliteit en herverdeeleeffecten

De uitkomsten voor model 2019 zijn vergelijkbaar met die van model 2018. Het gemiddelde (absolute) procentuele verschil tussen het voorspelde en werkelijke aantal huishoudens met bijstand (de zogenaamde modelafwijking¹³, zie Tabel 2.4) neemt licht toe. De uitschieters worden kleiner: zowel de minimale (meest negatieve) als de maximale (meest positieve) afwijking is afgenomen.

¹³ Modelafwijking = ((aantal voorspelde bijstandshuishoudens – aantal werkelijke bijstandshuishoudens) / aantal werkelijke bijstandshuishoudens) * 100%

Tabel 2.4 Modelafwijking voor model 2019 vergelijkbaar met die van model 2018

Afwijking voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand	Model 2019 (variant 4)					Model 2018				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 99/99)	9,9	-28,1	32,0	52	47	9,6	-35,6	61,4	45	54
25.000 – 50.000 inw (n = 141/142)	9,1	-18,7	39,0	66	75	8,6	-17,2	43,0	64	78
50.000 – 100.000 inw (n = 46/45)	6,1	-13,7	37,3	22	24	5,4	-15,1	35,0	14	31
100.000 – 250.000 inw (n = 27/27)	5,4	-12,1	21,2	13	14	5,0	-10,6	21,8	15	12
minstens 250.000 inw (n = 4/4)	3,8	-7,2	2,2	2	2	3,3	-6,4	1,6	3	1
Totaal (n = 317/317)	8,5	-28,1	39,0	155	162	8,1	-35,6	61,4	141	176
Gewogen naar inwonertal	6,8	-28,1	39,0	155	162	6,3	-35,6	61,4	141	176
Gewogen naar uitgavenaandeel	5,5	-28,1	39,0	155	162	5,1	-35,6	61,4	141	176

De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners – gemeentelijke indeling 2016 voor model 2019 en indeling 2015 voor model 2018). De modelafwijking is de afwijking tussen voorspelde en werkelijke aantallen bijstandshuishoudens. De kolom 'gem' bevat gemiddelden van de absolute procentuele afwijkingen.

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

Het verschil tussen budgettaandeel en uitgavenaandeel (het herverdeeleffect¹⁴) daalt in model 2019 ten opzichte van model 2018. De daling treedt op bij gemeenten met minder dan 50.000 inwoners en bij de grote vier gemeenten, zie Tabel 2.5. Ook nu valt op dat de uitschieters afnemen: zowel het maximale (meest positieve) als het minimale (meest negatieve) herverdeeleffect ligt dicht bij nul. Figuur 2.1 illustreert dat met name het aandeel grote positieve herverdeeleffecten afneemt voor model 2019 in vergelijking tot model 2018. Ook is het aandeel gemeenten met een herverdeeleffect rondom nul (-5 procent tot nul procent en nul procent tot +5 procent) toegenomen.

Deze herverdeeleffecten zijn niet helemaal zuiver. Allereerst bevatten de uitgaven ook de uitkeringen aan dak- en thuislozen en instellingsbewoners. Omdat het budget voor dak- en thuislozen en instellingsbewoners buiten het model om wordt verdeeld, is deze component niet opgenomen in de budgetvoorspellingen die uit het model volgen. Dit zorgt voor een afwijking ten opzichte van de uitgaven en vertaalt zich in een herverdeeleffect. Daarnaast gebruikt het model het normbedrag per 1 januari 2018 om budgetten voor 2019 te berekenen. De uitgaven zijn gebaseerd op de normbedragen die golden in het desbetreffende jaar. De ontwikkeling in de hoogte van het normbedrag is niet voor ieder type huishouden gelijk. Ook dit resulteert in een herverdeeleffect.

¹⁴ Herverdeeleffect = ((budgettaandeel – uitgavenaandeel) / uitgavenaandeel) * 100%

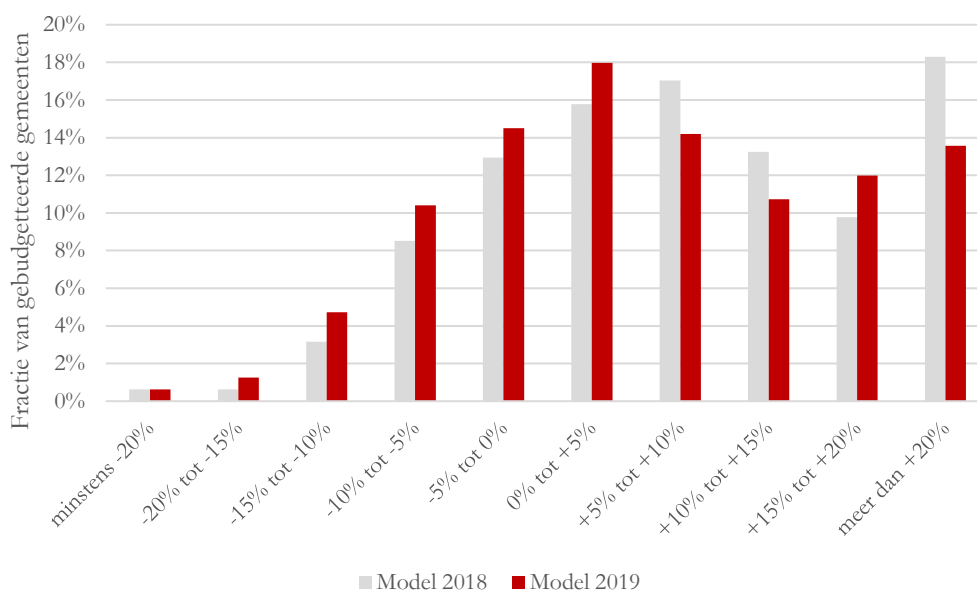
Tabel 2.5 Herverdeeeffecten zijn lager bij model 2019 dan bij model 2018

Herverdeeeffecten	Model 2019 (variant 4)					Model 2018				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Objectief budgetaandeel versus uitgavenaandeel 2016/2015										
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 99/99)	12,3	-25,0	42,5	31	68	14,2	-31,2	71,0	20	79
25.000 – 50.000 inw (n = 141/142)	11,3	-21,5	49,5	40	101	12,9	-19,1	55,1	34	108
50.000 – 100.000 inw (n = 46/45)	7,6	-10,0	38,4	12	34	7,7	-13,6	35,9	9	36
100.000 – 250.000 inw (n = 27/27)	5,8	-13,5	21,8	13	14	5,8	-14,2	19,8	15	12
minstens 250.000 inw (n = 4/4)	7,7	-12,8	-2,7	4	0	8,8	-12,2	-4,8	4	0
Totaal (n = 317/317)	10,5	-25,0	49,5	100	217	11,9	-31,2	71,0	82	235
Gewogen naar inwonertal	8,7	-25,0	49,5	100	217	9,6	-31,2	71,0	82	235
Gewogen naar uitgavenaandeel	7,4	-25,0	49,5	100	217	8,1	-31,2	71,0	82	235

De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners) van het jaar 2016 voor model 2019 en 2015 voor model 2018. Budgetaandelen worden bepaald aan de hand van het objectieve budget dat uit het model volgt. Dat geldt ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden gebudgetteerd, er is dus nog geen rekening gehouden met de historische component. Het gemiddelde betreft het absolute gemiddelde herverdeeeffect.

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

Figuur 2.1 Met name minder herverdeeeffecten van meer dan +20% voor model 2019 ten opzichte van model 2018



De figuur geeft de spreiding van de herverdeeeffecten voor model 2018 en model 2019 weer. Een staaf representeert het aandeel gemeenten dat een herverdeeeffect in de desbetreffende klasse heeft.

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

2.6 Conclusies

De volumecomponent van het bijstandsverdeelmodel vereist onderhoud. Dit komt doordat sommige factoren in het model niet op exact dezelfde wijze gemeten kunnen worden, omdat het wenselijk is om de operationalisatie van bepaalde factoren enigszins aan te passen of omdat brongegevens wijzigen. De effecten van dit onderhoud zijn beperkt. De afwijking tussen het voorspelde en werkelijke aantal huishoudens in de bijstand is vergelijkbaar met model 2018, de herverdeeleffecten dalen iets.

3 Nadere verfijning van de volumecomponent

Dit hoofdstuk bespreekt de mogelijkheid en wenselijkheid van nadere verfijning van het volumemodel. Er zijn drie mogelijke verfijningen onderzocht: verfijning van de schatting van de nieuwe doelgroep, opname van instellingsbewoners in de objectieve verdeling en het toevoegen van een indicator voor gebruik van jeugdzorg. Op basis van de bevindingen wordt aangeraden om het volumemodel niet aan te passen.

Naast het regulier onderhoud is het de vraag of er nog kleine aanpassingen aan het volumemodel gedaan moeten worden. Er is een drietal verfijningen onderzocht:

1. De wijze waarop de nieuwe doelgroep (die voorheen in de Wajong of Wsw zou komen) in het model wordt opgenomen;
2. De mogelijkheid om de objectieve verdeling ook op instellingsbewoners toe te passen;
3. Opname van een nieuwe factor jeugdzorg.

3.1 Nieuwe doelgroep

De intrede van de Participatiewet in 2015 heeft ervoor gezorgd dat een extra bevolkingsgroep mogelijk in aanmerking komt voor een bijstandsuitkering. Het gaat om mensen met arbeidsvermogen die voor 2015 aanspraak konden maken op een Wajong-uitkering of WSW-voorziening. Aangezien voor het bepalen van de budgetten voor 2019 data op peilmoment 5 januari 2016 worden gebruikt, mist deze groep nog grotendeels in de gebruikte data. In voorgaande jaren is daarom de nieuwe doelgroep 'bijgeschat'. Dit gebeurt door te kijken naar de instroom in de WSW en Wajong in de afgelopen vier jaar. Het idee is dat deze mensen (deels) in de Participatiewet ingestroomd zouden zijn indien deze van kracht zou zijn. Er is onderzocht of deze bijschatting verbeterd kan worden door het gebruik van een alternatieve databron en/of systematiek.

Alternatieve databron

Er is onderzocht of gebruikgemaakt kan worden van het doelgroepenregister van UWV. Het CBS geeft aan dat door de veranderende wet- en regelgeving het moeilijk is gebleken om gegevens voor het doelgroepenregister goed te verzamelen en dat het register op het moment nog niet goed op orde is. Door de (nu nog) gebrekkige kwaliteit van het doelgroepenregister, is het niet gewenst om van deze databron gebruik te maken.

Alternatieve systematiek

Alleen volledig en duurzaam arbeidsongeschikte jongeren komen in aanmerking voor de Wajong 2015. Jongeren met (perspectief op) arbeidsvermogen vallen onder de Participatiewet. De nieuwe doelgroep betreft dus uitsluitend voormalig Wajongers met (perspectief op) arbeidsvermogen. In de huidige systematiek wordt daarom voor de Wajong-instroom een selectie gemaakt op basis van de mate van arbeidsongeschiktheid. Als proxy voor volledig en duurzaam arbeidsongeschikten worden personen met een mate van arbeidsongeschiktheid van 80 tot 100 procent uit de Wajong-instroom gehaald. Door deze selectie worden ongeveer 40.000 (van de 60.000) Wajong-instromers in 2011 tot en met 2014 uitgesloten van de bijschatting voor de nieuwe doelgroep.

De mate van arbeidsongeschiktheid zegt echter niet per se iets over volledige en langdurige arbeidsongeschiktheid. Het CBS heeft recent data beschikbaar gesteld die aangeeft in welke regeling van de Wajong 2010 een jonggehandicapte is ingestroomd (uitkerings-, studie- of werkregeling).¹⁵ Volledig en duurzaam arbeidsongeschikten vallen veelal onder de uitkeringsregeling. Een alternatieve operationalisatie zou daarom zijn om de selectie van de nieuwe doelgroep uitsluitend te baseren op Wajongers in de werkregeling.

Van de Wajongers in de werkregeling heeft een groot gedeelte (87 procent) een mate van arbeidsongeschiktheid van 80 tot 100 procent. Deze personen worden in de huidige systematiek dus uitgesloten van de nieuwe doelgroep maar in de alternatieve systematiek niet. Gevolg is dat met de alternatieve systematiek een grotere nieuwe doelgroep zou worden bijgeschat; ongeveer 26.000 in plaats van 12.000 (meer dan een verdubbeling). De vraag is of dat correct is. Een raming door SZW gaat uit van een instroom van 17.000 in de Participatiewet in de periode 2015 tot en met 2018.¹⁶ Ook is de aanname dat alleen jonggehandicapten die anders in de uitkeringsregeling zouden stromen, nu in de Wajong 2015 instromen mogelijk niet juist. De gebruikte CBS-cijfers laten zien dat in de periode 2011 tot en met 2014, cumulatief ongeveer 4.500 jonggehandicapten in de uitkeringsregeling van de Wajong 2010 zijn ingestroomd. Gegevens van UWV laten zien dat in 2015 en 2016 naar schatting ruim 3.500 jonggehandicapten instroomden in de Wajong 2015.¹⁷ Het aantal is bovendien in 2016 bijna een verdubbeling ten opzichte van 2015. Het is dus waarschijnlijk dat een deel van de jonggehandicapten die in de werkregeling zijn gestroomd, na 2015 wel in de Wajong zouden stromen en dus niet onder de Participatiewet komen te vallen.

De verwachting is dat niet alle voormalig Wajongers en WSW'ers uiteindelijk instromen in de Participatiewet. In de huidige systematiek wordt aangenomen dat, van de instroom in de afgelopen vier jaar, 75 procent in de Participatiewet zou zijn ingestroomd. Per jaar is dat dus $25 \times 75 = 18,75$ procent. Uit recent onderzoek (Kok et al., 2018) blijkt dat van de 'quasi-Wajong' (personen die in de Wajong zouden zijn gestroomd in 2015 als dat nog mogelijk zou zijn) ongeveer 12 procent eind 2015 een bijstandsuitkering ontvangt. Dat is lager dan de 18,75 procent waarvan in de bijschatting wordt uitgegaan. Het gaat in dat onderzoek echter alleen om 18-jarigen waardoor het moeilijk is om voor de hele groep een inschatting te maken.¹⁸

De conclusie is dat met de huidige systematiek de nieuwe doelgroep mogelijk onderschat wordt maar met de alternatieve systematiek de nieuwe doelgroep juist overschat wordt. Omdat de alternatieve systematiek geen eenduidige verbetering van de bijschatting van de nieuwe doelgroep geeft, wordt de voorkeur gegeven aan de huidige systematiek. Het gaat bovendien om een probleem dat

¹⁵ De Wajong 2010 bestond uit drie regelingen. Volledig en duurzaam arbeidsongeschikte jonggehandicapten maakten aanspraak op de uitkeringsregeling. Schoolgaande jonggehandicapten maakten aanspraak op de studieregeling en overige jonggehandicapten met (potentieel) arbeidsvermogen vielen onder de werkregeling. De werkregeling had een sollicitatieplicht, in tegenstelling tot de andere twee regelingen. Jonggehandicapten in de studieregeling stroomden door naar één van de andere twee regelingen, wanneer zij stopten met onderwijs volgen. In de meeste gevallen stroomden zij door naar de werkregeling.

¹⁶ Zie <https://www.samenvoordeklant.nl/met-welke-toename-uit-de-nieuwe-doelgroep-moeten-gemeenten-de-komende-jaren-rekening-houden>

¹⁷ Zie voor 2015: <http://2015.uwvjaarverslag.nl/jaarverslag/uitkeringsverstrekking/a1049> Ontwikkeling Wajong en voor 2016 http://2015.uwvjaarverslag.nl/jaarverslag/actueleinformatie/uitkeringsgerechtigden/wajong/a2004_default?intPage=2. In 2016 zijn alleen cijfers voor de eerste 8 maanden beschikbaar, deze hebben we geëxtrapolerd naar een heel jaar. In de eerste 8 maanden was de instroom 1.500 uitkeringen.

¹⁸ Van de 18-jarigen zit bijvoorbeeld nog een deel op school waardoor ze geen aanspraak op bijstand maken.

zich de komende jaren oplost; hoe meer tijd verstrijkt, hoe meer jaren de nieuwe doelgroep ook daadwerkelijk kan worden waargenomen in de data (en niet bijgeschat hoeft te worden).

3.2 Instellingsbewoners

Voor instellingsbewoners geldt volgens de Participatiewet een apart normbedrag voor zak- en kleedgeld. Gemeenten hebben echter aangegeven dat mensen in semimurale instellingen veelal zelf verantwoordelijk zijn voor het betalen van huur en voeding. Zij hebben dan recht op een volwaardige bijstandsuitkering. Dit zou betekenen dat een onderscheid (in normbedragen) nodig is tussen bewoners van intramurale en semimurale instellingen. Voor model 2018 bleek het niet mogelijk om dit onderscheid op huishoudniveau te maken. Bovendien is het de vraag of het wenselijk is om hier via het bijstandsverdeelmodel rekening mee te houden. Enerzijds leidt extramuralisering naar verwachting tot een besparing op de Wmo, anderzijds is het de vraag hoeveel invloed gemeenten hebben op het al dan niet vragen van huur aan bewoners, zie ook het advies van de Rfv (Rfv, 2017). In model 2018 is er daarom voor gekozen om instellingsbewoners buiten het model te verdelen op basis van historische uitgaven.

Gegevens over instellingsbewoners komen van het CBS. Bron hiervoor is de huishoudensstatistiek. Het gaat hier om mensen die in de BRP staan ingeschreven op het adres van een instelling. De adressen van instellingen zijn gebaseerd op administratieve bronnen.¹⁹ Naast bewoners van zorginstellingen kunnen onder anderen asielzoekers (in een AZC) en gedetineerden tot de instellingsbewoners gerekend worden. Het is in de huishoudensstatistiek op dit moment niet mogelijk om onderscheid te maken tussen intramurale en semimurale bewoning: een adres wordt aangemerkt als instelling en dan tellen alle bewoners op dat adres als instellingsbewoner.

Een alternatief zou zijn om gebruik te maken van gegevens uit de zorgstatistieken. Mensen die gebruikmaken van WLZ-zorg met verblijf zouden dan als intramurale instellingsbewoners aangemerkt kunnen worden. De Wet Langdurige Zorg (WLZ) is bedoeld voor mensen die voortdurend (intensieve) zorg nodig hebben. De cijfers betreffen mensen die zorg gebruiken die vanuit de WLZ gefinancierd wordt én waarvoor een eigen bijdrage betaald wordt. Zorg waarvoor geen eigen bijdrage wordt betaald (bijvoorbeeld voor minderjarigen) of die niet vanuit de WLZ wordt gefinancierd (bijvoorbeeld particuliere verzorgingshuizen of verslavingsklinieken) zit niet in deze cijfers. De eigen bijdrage wordt berekend door het CAK en deze levert hierover cijfers aan het CBS. Het CBS heeft echter een onderdekking in de cijfers ontdekt, waardoor deze gegevens op dit moment nog niet bruikbaar zijn. Mogelijk is dat in de toekomst wel het geval.²⁰

Omdat er geen integrale gegevens beschikbaar zijn om instellingsbewoners te scheiden in intramurale en semimurale bewoners, is het voorstel om bijstand aan instellingsbewoners buiten het objectief verdeelmodel te laten. De verdeling voor deze middelen gebeurt dan, net als in model 2018, op basis van historische bijstandsuitgaven aan deze groep. Het is hierbij wel essentieel dat gemeenten de uitgaven aan instellingsbewoners goed registreren. Er zijn aanwijzingen dat gemeenten uitgaven aan instellingsbewoners soms registreren als reguliere bijstand op het moment dat zij niet het zak-

¹⁹ Bijvoorbeeld ZorgkaartNederland.nl voor zorginstellingen. Zie ook: <https://www.cbs.nl/nl-nl/onze-diensten/methoden/onderzoeksomschrijvingen/korte-onderzoeksbeschrijvingen/huishoudensstatistiek>

²⁰ Uit ander onderzoek blijkt daarnaast dat de CAK-cijfers over beschermd wonen niet volledig en niet volledig betrouwbaar zijn, zie Bakker et al. (2018).

en kleedgeld maar de alleenstaandennorm uitkeren. Deze uitgaven worden dan niet meegeteld in de historische verdeling.

3.3 Jeugdzorg

Jeugdzorg is een indicator voor gezondheidsproblemen en/of problematiek in een huishouden en hangt daarmee mogelijk samen met de bijstandskans van een huishouden. De vraag is of het opnemen van een factor voor het gebruik van jeugdzorg leidt tot een verbetering van het verklaringsmodel voor de volumecomponent. Alvorens overgegaan wordt tot een kwantitatieve toets van het kenmerk, dient het kenmerk langs een theoretisch afwegingskader gelegd te worden (zie Marlet et al., 2016).

De factor jeugdzorg voldoet aan de criteria van het theoretische afwegingskader. Allereerst is de factor uitlegbaar. Zoals eerder genoemd, kan het gebruik van jeugdzorg duiden op de aanwezigheid van gezondheidsproblemen van een jongere of problematiek bij de ouders, wat het werken mogelijk bemoeilijkt. Daarnaast is de factor weliswaar beïnvloedbaar door de gemeente maar gaat het niet om arbeidsmarkt- of armoedebeleid. Ten slotte zit de factor nog niet in het model en is het dus aanvullend.

Voor de constructie van het kenmerk jeugdzorg is gebruikgemaakt van drie bestanden: jeugdhulp, jeugdbescherming en jeugdreclassering.²¹ Deze bestanden zijn vanaf 2015 integraal beschikbaar bij het CBS. Dit betekent dat er beperkt teruggekeken kan worden of een persoon in het verleden jeugdzorg heeft gebruikt. Daarmee is het niet mogelijk om te onderzoeken of mensen die in het verleden jeugdzorg hebben gebruikt, nu een verhoogde bijstandskans hebben. Over het algemeen gaat het bij jeugdzorg namelijk om personen tot 18 jaar. Wel kan worden nagegaan of het gebruik van jeugdzorg in het huishouden leidt tot een verhoogde bijstandskans van de ouders. Per huishouden is een indicator aangemaakt die aangeeft of er in dat huishouden in 2015 een kind gebruik heeft gemaakt van jeugdzorg.

In sommige gevallen betreft de jeugdzorg voogdij, pleegzorg of jeugdhulp met verblijf. Een kind staat dan waarschijnlijk niet meer geregistreerd als wonend bij het gezin waar de problemen ontstaan zijn, maar bijvoorbeeld bij het pleeggezin. De pleegouders of de voogden hebben naar verwachting geen verhoogde bijstandskans die toe te schrijven is aan de jeugdzorg die het kind ontvangt of ontvangen heeft. Daarom is een indicator gemaakt voor jeugdzorg in het huishouden, exclusief voogdij, pleegzorg en jeugdhulp met verblijf.

In het volumemodel is sprake van een lichte onderschatting van de bijstandskans van huishoudens waar jeugdzorg is gebruikt – zie Tabel 3.1. De onderschatting is echter beperkt. In termen van bijstandskans worden deze huishoudens in het model dus al grotendeels onderscheiden door de reeds aanwezige kenmerken.

²¹ Respectievelijk JGDHULPBUS, JGDBESCHERMBUS en JGDRECLASBUS.

Tabel 3.1 De bijstandskans van huishoudens met jeugdzorg in 2015 wordt licht onderschat

	Aantal hh	Bijstandskans	
		werkelijk	voorspeld
Jeugdzorg in het huishouden, exclusief voogdij, pleegzorg en jeugdhulp met verblijf	319.309	9,5%	8,8%

De tabel laat de feitelijke en de voorspelde bijstandskans met het huidige volumemodel op 5 januari 2016 zien.

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

Tabel 3.2 geeft de schattingsresultaten van het basismodel zonder indicator voor jeugdzorg in het huishouden (variant 1) en van een model met de indicator jeugdzorg exclusief voogdij, pleegzorg en jeugdhulp met verblijf (variant 2). De indicator jeugdzorg in het huishouden is significant en heeft het verwachte teken; jeugdzorg in het huishouden verhoogt de bijstandskans. Het toevoegen van een indicator voor jeugdzorg verbetert het model licht. De verbetering voldoet echter niet aan de vereiste 0,1 procent verbetering en wordt daarom niet opgenomen in het volumemodel. Dat de factor maar een beperkte verbetering geeft, kan komen doordat alleen gegevens beschikbaar zijn voor 2015. Het is dus raadzaam om deze factor over een aantal jaar nogmaals te toetsen.

Tabel 3.2 De indicator jeugdzorg in het huishouden zorgt voor een kleine verbetering van het volumemodel

	Variant 1 (basismodel)	Variant 2
Jeugdzorg in het huishouden, exclusief voogdij, pleegzorg en jeugdhulp met verblijf		0,2130 ***
AIC	1.525.588	1.525.125
Procentuele verschil t.o.v. variant 1		-0,03%
BIC	1.526.550	1.526.100
Procentuele verschil t.o.v. variant 1		-0,03%
GGAA	61,4	61,3

De tabel toont de geschatte coëfficiënt voor de factor jeugdzorg in het huishouden. Daarnaast laat de tabel zien wat de verklaringskracht (AIC/BIC) van het model met en het model zonder jeugdzorg is. De GGAA is de gemiddelde absolute afwijking tussen voorspeld en werkelijk aantal bijstandshuishoudens op gemeenteniveau.

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

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

3.4 Conclusies

Er zijn drie verfijningen van het volumemodel onderzocht:

1. verfijning van de bijschatting van de nieuwe doelgroep;
2. mogelijkheid van een objectieve verdeling voor instellingsbewoners; en
3. het toevoegen van een indicator voor jeugdzorg.

Het resultaat hiervan staat in Tabel 3.3. Het advies is om het volumemodel niet aan te passen.

Tabel 3.3 Er zijn geen (gewenste) mogelijkheden gevonden om het bestaande volumemodel te verfijnen

	Mogelijkheid	Wenselijkheid
Nieuwe doelgroep	<p>Het doelgroepenregister van UWV is momenteel van onvoldoende kwaliteit om als alternatieve bron te fungeren.</p> <p>Wel is het mogelijk om op basis van de huidige data de Wajonginstroom te selecteren op basis van type Wajong-2010 regeling in plaats van mate van arbeidsongeschiktheid.</p>	<p>Door de alternatieve selectie van Wajonginstroom zal de bijgeschatte nieuwe doelgroep in omvang toenemen en waarschijnlijk resulteren in een overschatting. De alternatieve systematiek wordt daarom afgeraden.</p> <p>Het bijschatten zal in de komende jaren bovendien steeds minder nodig zijn, omdat de nieuwe doelgroep dan in de cijfers zit.</p>
Instellingsbewoners	<p>Op basis van de huidige data is het niet mogelijk om instellingsbewoners te scheiden naar bewoners van intramurale en semimurale instellingen.</p> <p>Een alternatief zou zijn om gebruik te maken van gegevens uit de zorgstatistieken. Het CBS heeft echter een onderdekking in de gegevens uit de zorgstatistieken ontdekt, waardoor deze gegevens op dit moment nog niet bruikbaar zijn.</p>	<p>Omdat er geen integrale gegevens beschikbaar zijn om instellingsbewoners te scheiden naar intramurale en semimurale bewoners, is het voorstel om bijstand aan instellingsbewoners buiten het objectief verdeelmodel te laten.</p>
Jeugdzorg	<p>Het is mogelijk om op basis van integrale data een indicator voor gebruik van jeugdzorg in het huishouden op te nemen.</p>	<p>Het toevoegen van een indicator voor gebruik van jeugdzorg zorgt voor een lichte verbetering van het volumemodel. Deze verbetering is echter beperkt. Het wordt daarom afgeraden deze indicator op te nemen in het volumemodel.</p>

Bron: SEO Economisch Onderzoek

4 De hoogte van een uitkering

Objectieve factoren zijn van invloed op de hoogte van een uitkering. Enerzijds gaat het om kenmerken van huishoudens die bepalen in welke mate men in deeltijd naast de bijstandsuitkering kan werken. Deze mensen vergaren daardoor eigen inkomsten die gekort worden op de uitkering. Anderzijds blijkt dat de ontvangst van een andere uitkering de hoogte van de bijstandsuitkering drukt.

Hoofdstukken 2 en 3 bespraken het model voor de volumecomponent waarin op basis van objectieve factoren de kans op bijstand van een huishouden geschat wordt. In het verdeelmodel worden deze kansen gecombineerd met de wettelijke normbedragen om tot een voorspeld gemeentelijk budget te komen. De vraag is gerezen of er mogelijk objectieve factoren zijn die de hoogte van een uitkering beïnvloeden. Dit hoofdstuk beantwoordt deze vraag.

4.1 Normbedragen

De prijs per uitkering komt voort uit (netto) normbedragen. De Rijksoverheid maakt periodiek de normbedragen bekend waarop bijstandsgerechtigden recht hebben. Deze normbedragen worden afgeleid van het wettelijk minimumloon en zijn afhankelijk van de samenstelling van het huishouden.

De uitkering van stellen (gehuwden of samenwonenden) is gelijk aan één minimumloon. Alleenstaanden hebben recht op een uitkering ter hoogte van 70 procent van het minimumloon. Per 1 januari 2018 gelden de volgende wettelijke netto normbedragen:

- alleenstaande: € 992,12 (70 procent minimumloon);
- gehuwden/samenwonenden: € 1.417,32 (100 procent minimumloon).

Het gaat hierbij om netto maandbedragen, inclusief vakantiegeld (5 procent). Er zijn aparte bedragen voor jongeren (21-minners) en kostdelers. De kostdelersnorm houdt in dat als een woning wordt gedeeld met meer volwassenen, de bijstandsuitkering daarop wordt aangepast. De reden hiervoor is dat, als er meer personen in de woning wonen, zij de woonkosten kunnen delen.

Het verdeelmodel houdt rekening met de kostdelersnorm, zie Bijlage A voor een uitgebreide toelichting bij de gehanteerde bedragen. Het model rekent met gebruteerde bedragen die door het ministerie van SZW worden aangeleverd.

4.2 Wat is er al bekend over de prijs?

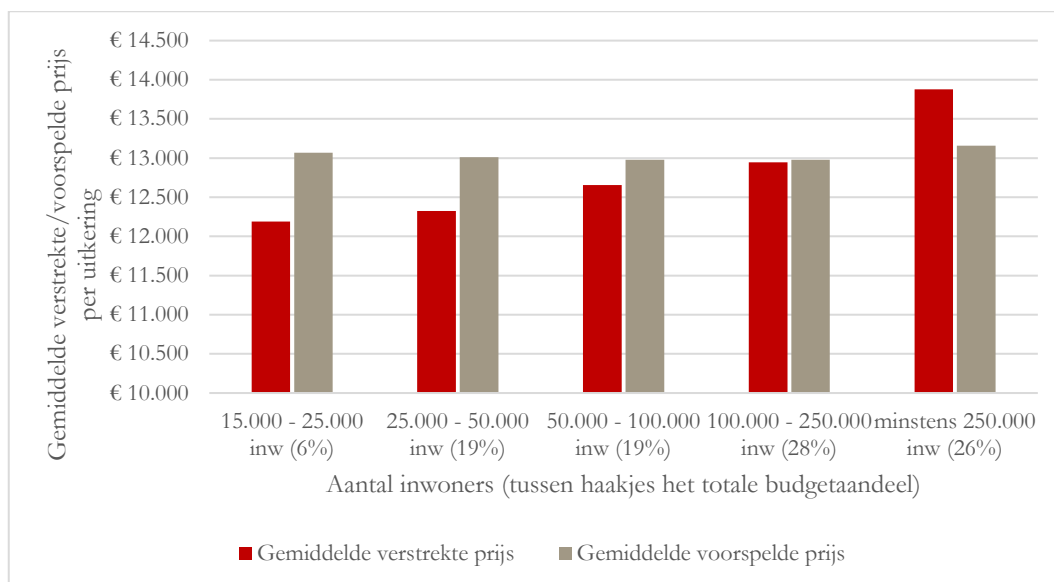
4.2.1 Feitelijke kosten per uitkering model 2018

Ondanks de vanuit de Rijksoverheid opgelegde normbedragen zijn er grote verschillen in de gemiddelde kosten van een bijstandsuitkering per gemeente. Door het totale (bruto) bedrag dat een gemeente aan bijstandsuitkeringen heeft betaald te delen door het aantal verstrekte uitkeringen, ontstaat een 'gemiddelde verstrekte prijs' per uitkering. Daarnaast is op basis van de voorspelling

van model 2018 een ‘gemiddelde voorspelde prijs’ te berekenen: dat is het voorspelde gemeentelijke budget 2018 gedeeld door het voorspeld aantal huishoudens met bijstand. In Figuur 4.1 zijn de gemiddelde verstrekte prijs en gemiddelde voorspelde prijs naar gemeentegrootte weergegeven.²² De voorspelde prijzen variëren slechts in beperkte mate met gemeentegrootte, als gevolg van verschillen in de huishoudsamenstelling in gemeenten. De verschillen in de gemiddelde verstrekte prijs zijn groter: waar gemeenten met 15.000 tot 25.000 inwoners gemiddeld zo’n € 12.200 per uitkering betalen, is de gemiddelde hoogte van de uitkering in gemeenten met 100.000 tot 250.00 inwoners bijna € 13.000. Het verschil met de G4 is eveneens opvallend: daar ligt de gemiddelde verstrekte prijs per uitkering op circa € 13.900. Voor een deel komt dit door de uitgaven aan dak- en thuislozen die meegeteld zijn en vooral bij de G4 hoog zijn.²³

Een tekort of overschot op het budget voor de gebundelde uitkering wordt hiermee niet alleen bepaald door het *aantal* uitkeringen, maar ook door de gemiddelde *prijs* die gemeenten betalen.

Figuur 4.1 Gemiddelde verstrekte prijs varieert naar gemeentegrootte



De figuur toont gemiddelde verstrekte en gemiddelde voorspelde prijzen per grootteklasse van gemeenten. De gemiddelde prijzen zijn gebaseerd op uitgaven en budgetten uit model 2018 inclusief dak- en thuislozen en instellingsbewoners. Deze groepen zijn niet meegeteld in het aantal bijstandsontvangers, omdat de budgetverdeling voor deze groepen buiten het model om gebeurt. De prijzen in de figuur zijn daarmee een overschatting van de werkelijke prijzen (vooral in de G4 omdat daar de uitgaven aan dak- en thuislozen relatief hoog zijn).

Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van de informatietool voor gemeenten 2017.

4.2.2 Eerder advies en onderzoek over de prijscomponent

Uit eerder onderzoek van Atlas voor Gemeenten, de RuG en SEO blijkt dat de mate waarin deeltijd gewerkt wordt een belangrijke verklarende factor is voor de prijsverschillen (zie Marlet et al. 2017).

²² SEO Economisch Onderzoek en Atlas voor gemeenten hebben in 2017 een informatietool voor gemeenten ontwikkeld waarin onder meer de gemiddelde verstrekte prijs per uitkering en de gemiddelde voorspelde prijs per uitkering voor model 2018 inzichtelijk zijn gemaakt, evenals de prijsverschillen.

²³ Het is niet mogelijk om hiervoor te corrigeren: de uitgaven aan dak- en thuislozen zijn nettobedragen, terwijl de totale uitgaven uitgaan van brutobedragen. Dit verschil in brutoering maakt dat er geen precieze correctie mogelijk is voor de uitgaven aan dak- en thuislozen.

Dit onderzoek vond geen effect van de vraagkant van de arbeidsmarkt op het aandeel bijstandsge-rechtigden dat werkt naast de uitkering.

De Raad voor de financiële verhoudingen constateert in zijn advies over het verdeelmodel 2018 dat er ten aanzien van de budgetten die gemeenten krijgen nog steeds flinke afwijkingen zijn van de uitgaven, Rfv (2017). Dit duidt volgens de Raad op mogelijke prijseffecten: gemeenten zijn per uitkering meer of minder kwijt dan het normbedrag aangeeft. De Rfv adviseert daarom in het bijzonder de factor ‘deeltijdwerk’ nader te onderzoeken. Volgens de Raad speelt bij de mate van deeltijdwerk gemeentelijk beleid zeker een rol, maar zijn er mogelijk ook objectieve factoren in het spel, zoals de kans op een bijbaan. De Raad adviseert dan ook te laten onderzoeken in hoeverre de mate van deeltijdwerk objectief te verklaren is aan de hand van niet door gemeenten beïnvloedbare factoren. Als er objectieve factoren zijn die het prijseffect verklaren, zouden deze volgens de Raad voor het verdeelmodel 2019 meegenomen moeten worden. Volgens de Raad is het ook belangrijk dat gemeenten zelf gaan onderzoeken waarom zij tot een hoge (of lage) gemiddelde prijs per uitkering komen. De verschillen tussen gemeenten zijn immers aanzienlijk.

Ook in de andere adviezen is aandacht voor de prijscomponent. Zo adviseert Allers (2017) om bij verdere verbeteringspogingen de aandacht te richten op de prijskant van de verdeling, waarbij hij in ieder geval wijst op de mate waarin deeltijdwerk bij uitkeringsontvangers voorkomt. Het is aan-nemelijk, zo meent Allers, dat de mogelijkheden voor bijstandsontvangers om deeltijdwerk te doen verschillen door omstandigheden waar gemeenten (deels) geen invloed op hebben. Ook Van der Klaauw (2017) adviseert om verder te onderzoeken of de normbedragen voor gemeenten afhankelijk gemaakt kunnen worden van een aantal objectieve huishoudkenmerken, waaronder de kans op deeltijdwerk.

Volgens Ape (2017) zijn er verschillen in gemiddeld uitbetaalde bedragen die direct verband hou-den met objectieve verschillen in maatschappelijke opgaven. Dit werkt volgens Ape in het nadeel van gemeenten met een sterke centrumfunctie, hoge stedelijkheid en daarmee samenhangende cu-mulatie van maatschappelijke problematiek en van gemeenten met weinig mogelijkheden en veel concurrentie op de bijbanenmarkt. De schattingen wijzen er volgens Ape op dat het vernieuwde verdeelmodel significant te lage prijzen oplevert in de volgende typen gemeenten:

- Met een sterke centrumfunctie (hoge waarde regionaal klantenpotentieel);
- Met veel verslavingsproblematiek;
- Met veel huishoudens met laag inkomen;
- Met weinig inwoners met een arbeidsongeschiktheidsuitkering;
- Met veel huishoudens met risico op schulden;
- Met veel ouderen (50+);
- Met een vlak seizoenpatroon (het verdeelmodel overcompenseert gemeenten met een relatief hoge decemberbestand (ten opzichte van juni));
- Met een lage groei van het bruto regionaal product;
- Met veel concurrentie op de bijbanenmarkt (veel aanbod en weinig vraag);
- Met veel jeugdproblematiek.

De Rfv heeft kritiek op het rapport van Ape, omdat dit zich niet richt op huishoudens, maar op het gemeenteniveau. Doordat Ape geen beleid meeneemt in de analyses, kunnen de gevonden ef-fecten ook veroorzaakt worden door dat gemeentelijk beleid in plaats van de genoemde factoren.

Het prijseffect is volgens de Rfv niet één op één in verband te brengen met de centrumfunctie, zoals Ape doet.

Uit analyses van Berenschot komt naar voren dat met name grote gemeenten een hogere gemiddelde prijs per uitkering betalen, zie Heekelaar et al. (2017). Er is volgens Berenschot een duidelijk verband te zien tussen de grootte van de gemeente en de gemiddelde prijs. Dat blijkt ook uit Figuur 4.1. Volgens critici is het niet plausibel dat kleine gemeenten per definitie hun beleid en uitvoering beter op orde hebben dan grote gemeenten (Heekelaar et al., 2017, pagina 15). Berenschot heeft eenvoudige correlaties tussen budgetten en objectieve factoren vastgesteld, waaruit bleek:

- des te meer lager opgeleiden, des te lager de gemiddelde prijs;
- des te meer lage inkomens, des te hoger de gemiddelde prijs;
- des te meer eenpersoonshuishoudens, des te hoger de gemiddelde prijs;
- des te hoger de werkloosheid, des te hoger de gemiddelde prijs;
- des te meer max-WW, des te hoger de gemiddelde prijs.

Omdat het hier om univariate verbanden gaat, zegt dit nog niets over oorzakelijke verbanden. Ook in deze analyses is niet gecorrigeerd voor gemeentelijk beleid, waardoor dezelfde kritiek als op het Ape-rapport geldt.

4.3 Factoren die van invloed zijn op de prijs – kwalitatieve toets

Deze paragraaf gaat in op mogelijke objectieve factoren die van invloed zijn op de prijs van een uitkering. Tabel 4.1 bevat een lijst van factoren waarvan verwacht kan worden dat zij invloed hebben op de prijs per uitkering. De factoren zijn geclusterd in negen rubrieken. Verreweg de meeste factoren vallen onder de rubriek ‘Kans op deeltijdwerk’. De lijst van factoren is samengesteld op basis van diverse bronnen, waaronder de suggesties van individuele gemeenten, suggesties van experts, suggesties van andere onderzoekers en factoren uit de volumecomponent van het verdeelmodel.

Tabel 4.1 Een groot aantal factoren is mogelijk van invloed op de prijs van een uitkering

Factor	Werking	Bron
1. Samenstelling bestand		
Samenstelling populatie/bestand	Normbedragen variëren naar huishoudtype. Afwijkingen tussen voorspelde en werkelijke volumes	Groningen, Berenschot
2. (Kans op) deeltijdwerk (hoe lager de kans op deeltijdwerk, hoe hoger de prijs)		
<i>Aanbodkant arbeidsmarkt</i>		
Leeftijd	Hoe ouder, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Nijmegen, Ape
Huishoudsamenstelling	Bij bepaalde huishoudsamenstellingen meer/minder kans op deeltijdwerk In eenpersoonshuishoudens minder kans op deeltijdwerk	Nijmegen, Zoetermeer, volumecomponent, Berenschot, Groningen
Woonsituatie (corporatiewoning en standplaats)	In corporatiewoning en standplaats lagere kans op deeltijdwerk	Volumecomponent

Migratieachtergrond	Met een migratieachtergrond lagere kans op deeltijdwerk	Nijmegen, Arnhem, volumecomponent
Opleiding	Hoe lager opgeleid, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Arnhem, Berenschot, volumecomponent
Gezondheid	Hoe slechter de gezondheid, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Volumecomponent
Verslavingsproblematiek	Hoe meer verslavingsproblematiek, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Nijmegen, Ape, volumecomponent
Omvang schuldenproblematiek	Hoe meer schuldenproblematiek, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Zoetermeer, Arnhem, Nijmegen, Ape
Maatschappelijke opgaven (o.a. jeugdproblematiek, stapeling)	Hoe meer maatschappelijke opgaven, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Ape, Groningen, volumecomponent
Ontvangst WW-uitkering	In een huishouden met WW lagere kans op deeltijdwerk omdat die inkomsten direct worden gekort op de uitkering (zonder vrijlating van inkomsten).	Nijmegen
<i>Vraagkant arbeidsmarkt</i>		
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Hoe meer banen, hoe hoger de kans op deeltijdwerk	Volumecomponent
Beschikbaarheid banen in kansrijke sectoren voor deeltijdwerk	Hoe meer banen in kansrijke sectoren voor deeltijdwerk, hoe hoger de kans op deeltijdwerk. Kansrijke sectoren zijn schoonmaak, horeca, zorg en detailhandel	Divosa
Aandeel laaggeschoolde arbeid (bijbanenmarkt)	Hoe minder laaggeschoolde arbeid, hoe hoger de kans op deeltijdwerk	Groningen Zoetermeer
Werken onder niveau	Hoe meer werkend onder niveau, hoe lager de kans op deeltijdwerk	volumecomponent
Aanwezigheid studenten	Hoe meer studenten, hoe lager de kans op deeltijdwerk (door concurrentie)	Groningen, volumecomponent
Werken niet de norm	Hoe meer werken niet de norm is, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Arnhem, volumecomponent
Buurteffecten	Hoe meer overlast, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Volumecomponent
3. Verrekeningen in verband met alimentatie		
Huishoudens met recht op alimentatie	Hoe meer recht op alimentatie, des te lager de prijs	Zoetermeer
4. Verrekeningen door andere uitkeringen		
Huishoudens met andere uitkeringen	Hoe meer (gedeeltelijke) WW-, AO-, Ziekte-, ANW-, pensioen en overige uitkeringen, des te lager de prijs	Diverse gemeenten, SEO/Atlas
5. Toepassing kostendelersnorm		
Commerciële kamerverhuur	Hoe meer commerciële kamerverhuur, des te minder kostendelers, des te hoger de prijs	Nijmegen
Huishoudens in sociale huurwoningen	Hoe meer sociale huurwoningen, des te meer kostendelers, des te lager de prijs	Nijmegen
6. Handhaving		
Handhavingsbeleid	Hoe groter de gemeente, hoe moeilijker het incassobeleid, hoe hoger de prijs. Bij schuldenproblematiek kleinere kans op terugbetaling en hogere prijs. Hoe hoger de gemiddelde leeftijd, hoe minder fraude, hoe lager de prijs (mits niet teruggevorderd).	Diverse gemeenten
7. Dynamiek uitkeringen		
Duur van de uitkering	Door veel dynamiek is de prijs per uitkering hoger omdat er minder kan worden teruggevorderd. Ook is gesuggereerd: hoe meer dynamiek, hoe moeilijker de handhaving.	Ape, Groningen

Seizoenpatroon uitkeringen	Overcompensatie gemeenten met hoge decemberbestand	Ape
Aanwezigheid onderwijsinstellingen	Hoge dynamiek in in- en uitstroom, daardoor hoge prijs omdat er minder kan worden teruggevorderd en handhaving moeilijker zou zijn	Groningen
8. Maatwerk		
Maatwerk artikel 18.1 PW (vrijheid om uitkering af te stemmen)	Hogere uitkering voor jongere statushouder of persoon met partner zonder verblijfsstatus	Nijmegen
9. Belastingen en premies		
Netto/bruto	Hoe gaat de gemeente om met belastingen en premies	Nijmegen

De tabel bevat factoren die mogelijk van invloed zijn op de hoogte van de uitkering die gemeenten verstreken.

Bron: Diverse gemeenten, volumecomponent van het bijstandsverdeelmodel, Ape (2017), Heekelaar et al. (2017), SEO Economisch Onderzoek en Atlas voor gemeenten

Op alle factoren uit Tabel 4.1 is het afwegingskader toegepast. Hierbij komen drie vragen aan de orde:

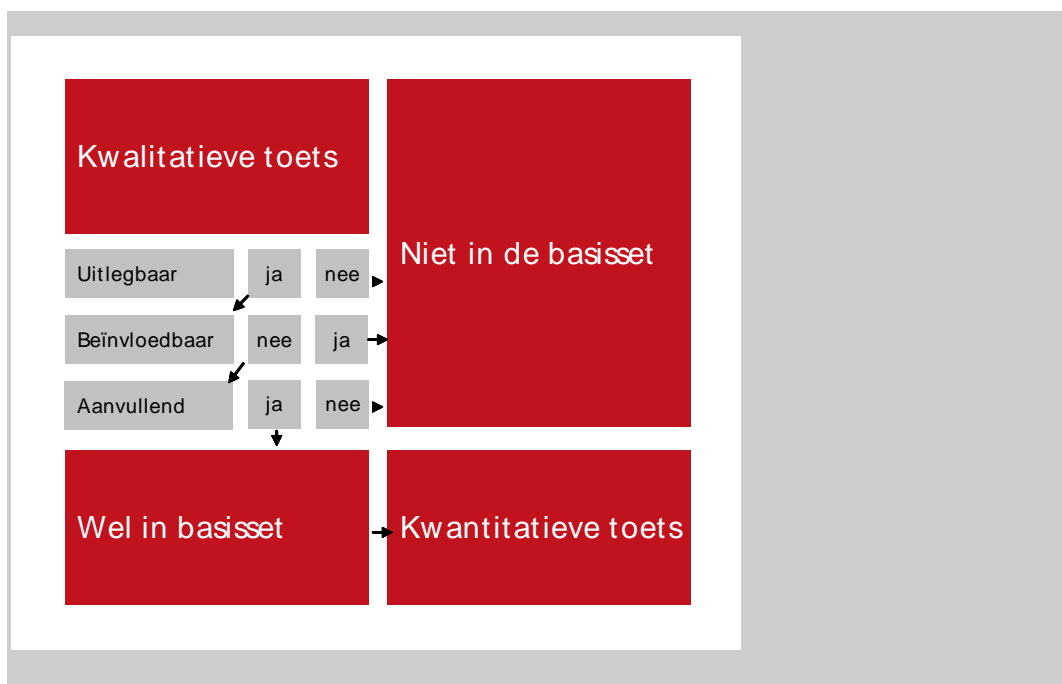
1. Is er een theoretische grond om te verwachten dat de betreffende indicator van invloed is op de prijs van een uitkering?
2. Is de indicator redelijkerwijze (op korte termijn) te beïnvloeden door lokaal arbeidsmarkt- en armoedebeleid (beïnvloedbaarheid), waardoor er bij gemeenten ‘perverse prikkels’ ontstaan?
3. Is met de factor al rekening gehouden bij de bepaling van de prijs van een uitkering? Ofwel: is de indicator aanvullend? ²⁴

Figuur 4.2 geeft het afwegingskader schematisch weer. Het afwegingskader is zo vormgegeven dat het in de toekomst ook kan worden gebruikt voor het toetsen van de relevantie van door gemeenten of andere partijen aangedragen nieuwe indicatoren.

Factoren die voldoen aan het afwegingskader worden opgenomen in de basisset voor de prijscomponent. Deze factoren worden geoperationaliseerd en onderworpen aan de kwantitatieve toets (in paragraaf 4.4).

²⁴ Ditzelfde afwegingskader is gehanteerd bij de totstandkoming van de basisset van indicatoren voor het volumemodel. Zie voor een beschrijving van het afwegingskader Marlet et.al (2016).

Figuur 4.2 Factoren die van invloed zijn op de prijs moeten voldoen aan het afwegingskader



Bron: Marlet et al. (2016)

4.3.1 Samenstelling bestand

De samenstelling van het huishouden bepaalt allereerst het wettelijk normbedrag dat geldt voor het huishouden. Via deze normbedragen heeft de huishoudsamenstelling dus invloed op de gemiddelde prijs per uitkering in een gemeente. Het huidige model houdt hier rekening mee door per type huishouden de geldende wettelijke norm te hanteren, zie ook Bijlage A.

Als de bijstandspopulatie van een gemeente anders is samengesteld dan het volumemodel voorspelt, kan dat invloed hebben op de gemiddelde verstrekte prijs. Als er bijvoorbeeld in de bijstandspopulatie meer paren en minder alleenstaanden zijn dan voorspeld, leidt dat tot een hogere gemiddelde verstrekte prijs dan verwacht volgens het model.²⁵ Dit is een samenstellingseffect en betreft een element uit het volumemodel (namelijk het verschil tussen de voorspelde en werkelijke aantallen bijstandshuishoudens per huishoudtype). Deze factor heeft dus geen betrekking op de prijscomponent en komt derhalve niet in de basisset.

4.3.2 Deeltijdwerk

Als bijstandsgerechtigden bijverdiensten hebben, heeft dat effect op de prijs per uitkering. Gemeenten kunnen gebruikmaken van de vrijlatingsregeling, volgens welke bijstandsgerechtigden 25 procent van hun inkomsten tijdelijk (over het algemeen zes maanden) mogen behouden, tot een maximum van ongeveer € 200 per maand. In zo'n twee derde van de gemeenten mogen uitkeringsgerechtigden via deze regeling een deel van de eigen inkomsten tijdelijk behouden. Maar ook met zo'n vrijlatingsregeling leidt iedere euro die een bijstandsontvanger verdient, tot minder kosten

²⁵ Dit is volgens Berenschot bijvoorbeeld het geval bij Almere en Groningen.

voor de gemeente (een besparing van 75 procent van het verdiende bedrag). Ook hoeft de gemeente over het bespaarde deel geen loonheffing te betalen. Ongeveer een derde van alle gemeenten maakt geen gebruik van de vrijlatingsregeling. Bij die gemeenten worden alle verdiensten in mindering gebracht op de uitkering.

Volgens onderzoek van Divosa werkt zo'n 8 tot 9 procent van de bijstandsgerechtigden parttime naast de uitkering, zie Divosa (2015).²⁶ Er zijn grote verschillen tussen gemeenten: hoe kleiner de gemeente, hoe hoger het percentage bijstandsgerechtigden dat parttime werkt. Ook werken alleenstaande ouders veel vaker (zo'n 16 procent). Het gemiddelde bedrag aan inkomsten uit deeltijdwerk ligt rond de € 500 per maand.

Voor de factor deeltijdwerk geldt dat deze voor een deel beïnvloedbaar is door beleid. Ongeveer de helft van de gemeenten heeft beleid ontwikkeld om parttime werk door bijstandsgerechtigden te stimuleren. Effectiviteit van dit beleid is overigens moeilijk aan te tonen (Divosa, 2015). Naast deze beleidsfactor zijn er objectieve factoren die invloed kunnen hebben op de kans op deeltijdwerk, zowel aan de aanbod- als de vraagzijde van de arbeidsmarkt. Het gaat hier voor een groot deel om factoren die ook al in de volumecomponent van het verdeelmodel zitten. Deze factoren zijn opgenomen omdat zij de kans op werk verlagen en dus de kans op bijstand verhogen. Voor de theoretische onderbouwing van factoren aan de aanbodkant van de arbeidsmarkt, zoals leeftijd, gezinssituatie, woonsituatie, migratieachtergrond, opleiding en gezondheid verwijzen wij dan ook naar paragraaf 2.4 van ons eerdere onderzoek, zie Marlet et al. (2016). In diezelfde paragraaf wordt ook ingegaan op het effect van buurtkenmerken als overlast en werken niet de norm. In paragraaf 2.3 van dat onderzoek, over de vraagzijde van de arbeidsmarkt, worden de factoren beschikbaarheid van werk en werken onder niveau en verdringing door studenten theoretisch onderbouwd. De verwachting is dat deze factoren ook de kans op deeltijdwerk beïnvloeden. Dit zijn dus objectieve factoren die wel opgenomen kunnen worden in de basisset.

Een aantal factoren uit het bijstandsverdeelmodel wordt niet overgenomen. Het gaat dan om factoren die het recht op bijstand bepalen (zoals vermogen of het volgen van een studie). Deze zijn niet relevant omdat nu alleen naar bijstandsontvangers gekeken wordt. Daarnaast komt de factor aandeel WW-uitkeringen in de gemeente niet in de basisset voor de prijsanalyse. De argumentatie voor deze factor in het volumemodel is dat een gemeente met veel WW'ers ook relatief veel mensen aan het einde van de WW-uitkering zal hebben. De instroom in de bijstand kan daardoor relatief hoog zijn. Dit argument speelt geen rol in de kans op (deeltijd)werk.

Tot slot zijn factoren toegevoegd aan de basisset die niet in het volumemodel zitten. Het is bekend dat de regels rond de WW-uitkering niet stimuleren om te gaan werken. Inkomsten worden immers direct gekort op de uitkering. In een huishouden waarin naast een kleine WW-uitkering ook een bijstandsuitkering is, is de prikkel om in deeltijd te gaan werken dus minder groot dan in een huishouden zonder WW-uitkering. Daarnaast kan de beschikbaarheid van werk in bepaalde sectoren van invloed zijn. Uit onderzoek blijkt namelijk dat bijstandsgerechtigden die parttime werken vooral actief zijn in de sectoren schoonmaak, horeca, zorg en detailhandel, Divosa (2015). Om dezelfde reden is het aannemelijk dat de aanwezigheid van laaggeschoold werk de kans op deeltijdwerk vergroot.

²⁶ Volgens statistieken van het CBS zou dit percentage zelfs ruim 16 procent zijn.

Uit onderzoek blijkt dat schulden een belangrijke belemmering kunnen vormen voor het vinden van werk (Zwinkels en Guiaux, 2015, en Koning, 2014). Ook de kans op deeltijdwerk kan dus beïnvloed worden door de aanwezigheid van schulden. Het opnemen van schulden als objectieve factor is echter om meerdere redenen problematisch. Zo zijn er geen integrale gegevens beschikbaar over problematische schulden. Als alternatief is voorgesteld om gebruik te maken van de bij het CBS beschikbare gegevens over betaalachterstanden op de premie voor de Zorgverzekeringswet. Uit deze data blijkt bijvoorbeeld dat het percentage verzekerden met een betalingsachterstand van meer dan zes maanden (de zogenaamde wanbetalers) in steden als Rotterdam, Amsterdam en Den Haag relatief hoog is.

Toch kleeft aan het gebruik van deze gegevens een groot nadeel. Veel gemeenten voeren de laatste jaren actief beleid om betalingsachterstanden en boetes te voorkomen, veelal in samenwerking met zorgverzekeraars, zie Hilhorst en Harchaoui (2017). In dat rapport wordt geconcludeerd dat gemeenten tal van beleidsopties hebben. Sommige gemeenten kiezen er bijvoorbeeld voor de zorgpremie in te houden op de uitkering. Andere gemeenten maken afspraken met woningcorporaties en energieleveranciers over vroegtijdige signalering van betalingsachterstanden. Het rapport concludeert dan ook: ‘Er valt wat te kiezen voor gemeenten.’ Uit de CBS-data blijkt dat er grote verschillen zijn in de ontwikkeling van het aantal wanbetalers per gemeente. Zo steeg tussen 2010 en 2014 het aantal wanbetalers in de gemeente Amsterdam met ruim 58 procent, tegen een stijgingspercentage van ruim 14 procent in Rotterdam. Landelijk was de gemiddelde stijging in deze periode 16 procent. Tussen 2014 en 2016 daalde het percentage wanbetalers in Amsterdam – door actief beleid – met ruim 26 procent, ten opzichte van een gemiddelde daling in Nederland van zo’n 18 procent. In Rotterdam was de daling in de periode 2014 – 2016 ruim 14 procent.²⁷ Uit deze cijfers blijkt dat gemeenten de nodige invloed kunnen uitoefenen op het aantal wanbetalers. Een actieve gemeente als Amsterdam weet dan ook een bovengemiddelde daling te realiseren in de periode 2014–2016.

Als het aantal wanbetalers wordt opgenomen in het model, zou dit gemeenten kunnen stimuleren om minder prioriteit te geven aan dit onderdeel van het armoedebeleid. Tegelijkertijd zouden gemeenten die zeer succesvol zijn in het terugdringen van het aantal wanbetalers, in zo’n model gestraft worden voor hun beleid. Aangezien gemeenten iets te kiezen hebben in hun aanpak, zijn er mogelijkheden om het armoedebeleid juist vanwege deze perverse prikkel anders vorm te geven. Omdat de indicator ‘Wanbetalers zorgverzekeringswet’ aantoonbaar te beïnvloeden is - zelfs op korte termijn - door gemeentelijk beleid, voldoet de indicator niet aan het afwegingskader.

Uiteraard zijn er wel objectieve factoren te benoemen die invloed hebben op de kans op problematische schulden. In eerder onderzoek is gekeken naar de kenmerken van personen die schuldhulpverleningstrajecten hebben doorlopen in de gemeente Amsterdam, zie Kok et al. (2015). Daaruit bleek de uitkeringsafhankelijkheid (WW, arbeidsongeschiktheid, bijstand) hoog onder mensen met een schuldentraject. Daarnaast bleken mensen met een schuldentraject, ten opzichte van gemiddeld Nederland, relatief weinig te beschikken over een koopwoning, zijn ze gemiddeld iets ouder, vaker vrouw, vaker laagopgeleid, hebben ze vaker een niet-westerse migratieachtergrond en zijn ze vaker alleenstaand en juist minder vaak alleenstaande ouder of paar met kinderen. Deze objectieve kenmerken hebben ook rechtstreeks invloed op de kans op deeltijdwerk en zijn al in de basisset opgenomen.

²⁷ statline.cbs.nl/StatWeb/publication/?VW=T&DM=SLNL&PA=81064ned&LA=NL

4.3.3 Alimentatie

De bijstandsuitkering van een huishouden wordt verrekend met het bedrag aan alimentatie dat door het huishouden wordt ontvangen. Gegeven de ontvangst van een uitkering, verlagen verrekeringen met alimentatie daarom de prijs per uitkering. Het effect van alimentatie is niet eenduidig. Aan de ene kant leiden echtscheidingen tot meer bijstandsuitkeringen, aan de andere kant kan een recht op alimentatie het uit te keren bedrag verlagen, mits dit recht gerealiseerd kan worden. Overigens gaan gemeenten verschillend om met alimentatie. Gemeenten kunnen de afspraken tussen ex-partners automatisch accepteren, maar zij kunnen ook eisen dat er een uitspraak van de rechter komt. De gemeente keert dan een volledige uitkering uit en probeert de alimentatie te verhalen op derden (de ex-partner). Ook kan de gemeente klanten wijzen op de diensten van het Landelijk Bureau Inning Onderhoudsbijdragen (LBIO). Het beleid van de gemeente kan hiermee invloed hebben op de hoogte van de uitkering, reden om deze factor niet in de basisset op te nemen.

Een aanvullend probleem is het gebrek aan data. In de inkomensstatistiek zijn voor huishoudens weliswaar de ontvangsten van partneralimentatie bekend, maar ontbreken de ontvangsten van kinderalimentatie.²⁸ Bovendien gaat het in dit bestand om de ontvangsten van huishoudens, terwijl gekeken zou moeten worden naar het recht op alimentatie vanwege de invloed van gemeentelijk beleid.²⁹

4.3.4 Andere uitkeringen

Als uitkeringsgerechtigden ook recht hebben op een andere uitkering, die lager is dan het sociaal minimum (bijvoorbeeld een gedeeltelijke WW-uitkering of een arbeidsongeschiktheidsuitkering), zijn de kosten van de bijstandsuitkering lager. In dat geval vult de gemeente de andere uitkering immers aan tot het normbedrag. Naarmate er meer bijstandsgerechtigden zijn met een (kleine) andere uitkering, dalen de gemiddelde kosten per bijstandsuitkering. Dit is een objectieve factor die wel opgenomen wordt in de basisset.

Hierbij dient nog wel bedacht te worden dat UWV op basis van de Toeslagenwet UWV-uitkeringen aanvult tot het sociaal minimum. Alleen als iemand, voordat hij een uitkering kreeg, een inkomen had onder het sociaal minimum, vult UWV de uitkering aan tot de hoogte van het vroegere inkomen en kan daarnaast een bijstandsuitkering worden verstrekt om aan te vullen tot het sociaal minimum.

4.3.5 Kostendelersnorm

Hoe meer volwassen personen in het huishouden wonen, hoe lager de uitkering per persoon. De reden hiervoor is dat de woonkosten gedeeld worden en dus per persoon lager zijn. Met de kostendelersnorm wordt in het huidige model, bij de bepaling van het normbedrag voor ieder huishouden, rekening gehouden.

²⁸ Kinderalimentatie betreft de financiële regeling voor de verzorging en opvoeding van kinderen.

²⁹ Gebruik van echtscheidingen als proxy voor alimentatie is niet mogelijk omdat het CBS alleen gegevens heeft over echtscheidingen na een huwelijk of een geregistreerd partnerschap. Bovendien is dan niet duidelijk wie de ontvangende en wie de betalende partner is.

De wettelijke definitie van kostendelers kan met de beschikbare gegevens niet exact worden toegepast. Dat kan gevolgen hebben voor de verstrekte prijs in relatie tot het normbedrag. Als er bijvoorbeeld minder kostendelers zijn dan door het model gehanteerd wordt, kan de gemeente hier financieel nadeel van hebben omdat het gehanteerde normbedrag voor het huishouden te laag is. Dit speelt bijvoorbeeld bij commerciële kamerverhuur, omdat hier geen gegevens over beschikbaar zijn. De bijstandsuitgaven van gemeenten met veel commerciële kamerverhuur kunnen dus te laag worden ingeschat vanwege toepassing van de kostendelersnorm in het bijstandsmodel, terwijl dit in feite geen kostendelers zijn. Dit probleem lijkt beperkt. Het merendeel van de huishoudens betreft een alleenstaande, een paar (met/zonder kinderen), een eenouderhuishouden of een thuiswonend meerderjarig kind. Alleenstaanden zijn mensen die alleen in een woonruimte wonen. Het CBS rekent hier ook mensen toe die met anderen op eenzelfde adres wonen maar een eigen huishouding voeren. In het model worden deze huishoudens dus als individuele huishoudens gezien, zonder kostendelers. Een groot deel van de kamerbewoners valt hieronder.³⁰

De kostendelersnorm is dus al onderdeel van het huidige model en komt daarom niet in de basisset. Dat er nog (beperkte) prijsverschillen kunnen ontstaan, komt doordat niet alle benodigde gegevens beschikbaar zijn om de kostendelersnorm perfect toe te passen.

4.3.6 Handhaving

De gemiddelde prijs die een gemeente voor een bijstandsuitkering betaalt, wordt beïnvloed door het beleid met betrekking tot handhaving. Het gaat bij dat beleid niet alleen om het opleggen van boetes of het uitdelen van sancties, maar ook om preventieve acties zoals de voorlichting die de gemeente geeft over de rechten en de plichten van bijstandsgerechtigden. Ook de kwaliteit van het incasso- en terugvorderingsbeleid van de gemeente heeft invloed. Uit onderzoek blijkt dat gemeenten heel verschillend omgaan met zaken als de handhaving van de arbeidsverplichtingen en ontheffingen. In veel gemeenten ontbreekt expliciet beleid en wordt veel overgelaten aan het oordeel van de klantmanager (Inspectie SZW, 2017). Het gaat bij dit alles echter per definitie om *beleid*. Volgens het afwegingskader een reden om deze factor niet in de basisset op te nemen.

Objectieve factoren

Er zijn rond handhaving mogelijk ook objectieve factoren aan te wijzen die invloed hebben op de bijstandsuitgaven. Zo is gesuggereerd om de mate waarin bijstandsgerechtigden problematische schulden hebben als factor op te nemen. Wie schulden heeft, is immers minder goed in staat om boetes of naheffingen te betalen. Zoals besproken onder de rubriek 'Kans op deeltijdwerk' is het zelfstandig opnemen van deze factor echter problematisch. Objectieve kenmerken die samenhangen met het risico op problematische schulden zijn daarin ook besproken en zijn wel opgenomen in de basisset.

³⁰ Als een grote groep mensen op hetzelfde adres woont, gaat het CBS na of de bewoners geen enkele relatie hebben met andere personen op het adres (denk aan gehuwd zijn, samen een kind hebben, fiscaal of toeslagpartner zijn, broer of zus zijn van elkaar). Als dat niet het geval is, hanteren zij een imputatieprocedure. Daarin wordt een deel van de 'losse' personen op een adres alsnog aan elkaar gekoppeld, op basis van hun kenmerken. Maar het merendeel komt als alleenstaande in het bestand.

Het probleem met de kostendelers zal vooral spelen bij een overig huishouden, dat in het model gezien wordt als één huishouden, maar waar vaak meerdere personen op hetzelfde adres wonen. Deze mensen hebben mogelijk een individueel recht op bijstand, maar dat kan met de beschikbare gegevens niet bepaald worden. Het gaat hier echter om minder dan 1 procent van alle Nederlandse huishoudens.

Ook is gesuggereerd dat fraude veel minder voorkomt bij oudere bijstandsgerechtigden. Gemeenten met een verouderd klantenbestand zouden daar dan voordeel van hebben in vergelijking met gemeenten met veel jongeren. Deze factor kan dus in theorie invloed hebben op de prijs per uitkering. De factor leeftijd is ook al meegenomen met oog op de kans op deeltijdwerk en zit dus in de basisset.

Ten slotte is ook de grootte van de gemeente als mogelijke objectieve factor genoemd. In grote gemeenten zou handhavingsbeleid lastiger zijn, door bijvoorbeeld de stapeling van problemen en meer anonimiteit. Kleine gemeenten zouden hierdoor voordeel hebben. Hier geldt echter dat de factor ook anders kan werken: grote gemeenten hebben immers schaalvoordelen, waardoor de handhaving effectiever ingericht kan worden. Uit onderzoek blijkt dat in grotere gemeenten meer fraude wordt geconstateerd dan in kleine gemeenten (Divosa, 2014, 2016). Ook hier speelt beleid dus een belangrijke rol. Al met al wordt de factor ‘handhaving’ niet in de basisset voor het prijsmodel opgenomen, eventueel achterliggende objectieve factoren zijn al onderdeel van de basisset.

4.3.7 Dynamiek in uitkeringen

De gemiddelde prijs van een uitkering wordt beïnvloed door het aantal maanden dat de uitkering in een jaar wordt verstrekt. Als gemeenten een snelle doorloop van uitkeringen (veel dynamiek door hoge in- en uitstroom) hebben, heeft dat effect op de gemiddelde prijs per uitkering. In principe beschrijft dit onderzoek de prijs van een uitkering op een peilmoment (5 januari), waardoor de duur van een uitkering geen rol speelt. In de praktijk zijn alleen de bruto bijstandsbedragen die in 2016 zijn uitgekeerd bekend. Deze bedragen worden omgerekend naar een bedrag dat uitgekeerd zou worden als een huishouden het hele jaar een uitkering zou hebben gehad om ervoor te zorgen dat de duur van de uitkering niet van invloed is.³¹

Verder is geopperd dat het terugvorderen van uitkeringen moeilijker is naarmate er meer dynamiek is. De aanwezigheid van onderwijsinstellingen (hogeschool, universiteit) kan de dynamiek in het uitkeringsbestand vergroten. Hierdoor ontstaan veel kortdurende uitkeringen en dan kan het bijvoorbeeld lastiger zijn om teveel betaalde uitkeringsgelden terug te vorderen. Bij deze factor speelt beleid een rol. Anderzijds is het zo dat, net als bij handhaving, objectieve factoren een rol kunnen spelen. De aanwezigheid van onderwijsinstellingen is zo’n objectieve factor die met het aandeel studenten in een gemeente al voldoende in de basisset terugkomt. Al met al wordt deze factor niet opgenomen in de basisset.

4.3.8 Maatwerk conform artikel 18 Participatiewet

De gemeente heeft op grond van artikel 18 van de Participatiewet de mogelijkheid om de hoogte van de uitkering af te stemmen op individuele omstandigheden. De gemeente kan er bijvoorbeeld voor kiezen de uitkering van een jongere met weinig kans op werk en zonder vangnet te verhogen (bijvoorbeeld jeugdige statushouders). Ook kan de gemeente de uitkering van een uitkeringsgerechtigde met een partner zonder verblijfsstatus verhogen. Het gaat hier per definitie om uitzonderingen (maatwerk) waarbij beleid dus een grote rol speelt. Het aanpassen van het normbedrag

³¹ Dynamiek in het aantal uitkeringen kan het gevolg zijn van een seizoenpatroon, bijvoorbeeld doordat er sprake is van een piekeffect aan het einde van het jaar. Deze dynamiek loopt via de volumecomponent. Voor model 2018 is getoetst of het modelleren van seizoeneffecten de verklaringskracht van het model verbetert. Dit bleek niet het geval te zijn, zie Tempelman et al. (2017a).

voor bijvoorbeeld de groep jeugdige statushouders zonder netwerk past niet goed in het verdeelmodel en is bovendien in strijd met het maatwerkaspect. Het ligt meer voor de hand in het geval van zo'n bijzondere (tijdelijke) situatie te kijken naar het beleid dat de Rijksoverheid voert rond statushouders. De factor maatwerk wordt dus niet in de basisset opgenomen.

4.3.9 Belastingen en premies

Naast de netto-uitkeringen die gemeenten verstrekken aan bijstandsgerechtigden, betaalt de gemeente belastingen en premies over de uitkeringen. Het gaat om forse bedragen: bij een uitkering aan een alleenstaande 21-plusser betreft het circa € 3.000, zie ook Bijlage A. Een en ander is aan strikte regels gebonden, waardoor er weinig beleidsvrijheid voor gemeenten is (Belastingdienst, 2016). Er kunnen zich ingewikkelde situaties voordoen als er sprake is van deeltijdwerk, of een jaar waarin een persoon zowel een uitkering als een betaalde baan heeft. Het gaat dan met name over de manier waarop omgegaan wordt met de algemene heffingskorting waarop de uitkeringsgerechtigde recht heeft. Deze heffingskorting kan immers maar bij één werkgever worden toegepast. De werking van deze factor is moeilijk in te schatten. Bovendien betreft het beleid en zijn er moeilijk objectieve factoren aan te wijzen. De factor wordt dan ook niet opgenomen in de basisset.

4.3.10 De basisset voor de prijscomponent

Tabel 4.2 bevat de uiteindelijke basisset van objectieve factoren die van invloed kunnen zijn op de prijs van een uitkering en die in de volgende paragraaf getoetst worden. In de laatste kolom staat hoe deze factoren geoperationaliseerd zijn. Hierbij is zoveel mogelijk aangesloten bij het model voor de volumecomponent.

Tabel 4.2 Basisset met objectieve factoren die van invloed kunnen zijn op de prijs van een uitkering

Factor	Werking	Operationalisatie
(Kans op) deeltijdwerk		
<i>Aanbodkant arbeidsmarkt</i>		
Leeftijd	Hoe ouder, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Leeftijdsklassen
Huishoudsamenstelling	Bij bepaalde huishoudsamenstelling hogere/lagere kans op deeltijdwerk	Alleenstaand, eenouder (naar leeftijd jongste kind), paar met kinderen (naar leeftijd jongste kind), paar zonder kinderen, overig huishouden, meerderjarig thuiswonend kind
Woonsituatie	In corporatiewoningen en standplaatsen lagere kans op deeltijdwerk	Corporatiewoning, standplaats
Migratieachtergrond	Bij bepaalde migratieachtergrond lagere kans op deeltijdwerk	Westerse en niet-westerse migratieachtergrond (deels naar land van herkomst)
Opleiding	Hoe hoger opgeleid, hoe hoger de kans op deeltijdwerk	Human Capital Index en aandeel laagstopgeleiden in gemeente
Gezondheid	Bij slechtere gezondheid lagere kans op deeltijdwerk	Medicijngebruik (o.a. verslavingsmedicijnen), zorgconsumptie
Andere uitkering	Bij WW-uitkering minder prikkel om te werken, dus lagere kans op deeltijdwerk	Ontvangst WW-uitkering
Stapelning van problematiek	Bij stapeling van problemen in huishouden, lagere kans op deeltijdwerk	Niet-westerse migratieachtergrond en 50+, niet-westerse migratieachtergrond en gezondheidsproblemen, lage Human Capital Index en gezondheidsproblemen
<i>Vraagkant arbeidsmarkt</i>		
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Hoe meer banen, hoe hoger de kans op deeltijdwerk	(1) Banen per lid beroepsbevolking (2) Laaggeschoolde banen per lid beroepsbevolking (3) Aandeel banen in kansrijke sectoren (schoonmaak, horeca, zorg en detailhandel) per lid beroepsbevolking
Werken onder niveau	Hoe meer werken onder niveau, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Aandeel werkend onder zijn niveau
Aanwezigheid studenten	Hoe meer studenten, hoe meer concurrentie voor deeltijdwerk, hoe lager de kans op deeltijdwerk	Aandeel studenten
Overlast	Lagere kans op deeltijdwerk	Overlast en onveiligheid in de buurt
Verrekeningen door andere uitkeringen		
Huishoudens met andere uitkeringen	Hoe meer (gedeeltelijke) andere uitkeringen, hoe lager de prijs	WW-, AO-, Ziektewet-, wachtgeld-, ANW-, pensioen- en overige uitkeringen

De tabel bevat de factoren die mogelijk van invloed zijn op de hoogte van een bijstandsuitkering en die voldoen aan het afwegingskader.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas voor gemeenten.

4.4 Factoren die van invloed zijn op de prijs – kwantitatieve toets

In deze fase worden de factoren uit de basisset voor de prijscomponent onderworpen aan een kwantitatieve toets. Dit laat zien welke (objectieve) factoren van invloed zijn op de prijs per uitkering. Zoals uit de basisset blijkt, kunnen factoren direct van invloed zijn op de prijs. Dat speelt bijvoorbeeld als huishoudens een andere uitkering ontvangen, waardoor de bijstandsuitkering lager is. Daarnaast kunnen factoren indirect van invloed zijn op de prijs omdat zij samenhangen met de

kans dat iemand werkt naast de uitkering (zoals huishoudsamenstelling of leeftijd). Iemand die werkt, vergaart eigen inkomsten, die vervolgens gekort worden op de uitkering en dus leiden tot een lagere uitkering.

Het samenstellen van een model voor de prijs van een uitkering gaat daarom in twee stappen. Allereerst wordt een model geschat voor deeltijdwerk in de bijstand, gerelateerd aan objectieve factoren. Dit is een model met deeltijdwerk als uitkomstvariabele en objectieve achtergrondkenmerken van huishoudens en de regionale arbeidsmarkt uit de basisset als verklarende variabelen. Dit geeft aan welke objectieve factoren van invloed zijn op de kans om te werken naast de bijstandsuitkering en dus eigen inkomsten te hebben. Vervolgens wordt een model geschat voor de prijs per uitkering. Hierbij wordt de prijs per uitkering gerelateerd aan factoren die direct van invloed zijn op de prijs, zoals de ontvangst van andere uitkeringen, én objectieve factoren die de kans op deeltijdwerk beïnvloeden, zoals is gebleken uit het eerste model. Dit resulteert in het uiteindelijke model voor de prijscomponent.

Beide modellen worden uitsluitend op de huishoudens die op 5 januari 2016 bijstand ontvangen geschat.³² De volgende paragraaf gaat eerst in op de kans op deeltijdwerk naast een bijstandsuitkering. Daarna volgt het model voor de prijs van een uitkering.

4.4.1 Kans op deeltijdwerk

Beschrijvende statistieken

Ongeveer 11 procent van de huishoudens met een bijstandsuitkering op 5 januari 2016 heeft gelijktijdig inkomsten uit loondienst, zie Tabel 4.3.³³ Als ook gekeken wordt naar inkomsten als zelfstandige stijgt dit percentage naar 14 procent. Dit laatste cijfer is echter een inschatting van deeltijdwerk naast de uitkering, omdat alleen bekend is of iemand ergens in het jaar 2016 als zelfstandige actief is geweest. Dat hoeft dus niet tegelijkertijd met de bijstandsuitkering te zijn.

Het aandeel bijstandsgerechtigden dat in deeltijd werkt, varieert naar huishoudtype: paren en eenoudermoeders met een kind tussen 5 en 18 jaar werken vaker dan gemiddeld. Ook de overige huishoudens vallen op. Daar ligt het percentage met werk hoog. Dat komt ook doordat in deze huishoudens het individuele recht op een uitkering niet bepaald kan worden. Daardoor telt het

³² Dit zijn de huishoudens met bijstand, exclusief de bijgeschatte nieuwe doelgroep en exclusief huishoudens met een loonkostensubsidie Participatiewet.

³³ Dit cijfer wijkt iets af van eerdere cijfers die hierover door CBS en Divosa zijn gepubliceerd. Er spelen drie zaken die verschillen veroorzaken:

- Ander peilmoment

- Divosa neemt een lopend gemiddelde 2013/2014, CBS berekent cijfers ultimo 2014, dit onderzoek berekent cijfers 5 jan 2016.

- Andere bron

- Divosa en CBS baseren zich alleen op de bijstandsuitkeringstatistiek (BUS). Dit onderzoek gebruikt daarnaast gegevens van de belastingdienst (aangifte van werkgevers) omdat deze betrouwbaarder geacht worden.

- Andere berekeningswijze

- Divosa berekent het percentage deeltijdwerk ten opzichte van het aantal personen met een uitkering. Dus bij een paar, waar één persoon werkt tellen zij twee uitkeringen en één werkende. Het CBS en dit onderzoek berekenen het percentage deeltijdwerk ten opzichte van het aantal huishoudens met een uitkering. Dus als één iemand in het paar werkt, telt dat als een uitkering waarnaast gewerkt wordt. Dit omdat een bijstandsuitkering op huishoudensniveau wordt toegekend.

werk (en de uitkering) van iedere bewoner in dat huishouden mee. Omdat het vaak om grote huishoudens gaat, is de kans dat ten minste één persoon werkt ook groot.

Jongeren werken vaker in deeltijd dan 50-plussers. In huishoudens op een standplaats wordt veel minder vaak gewerkt naast de uitkering dan gemiddeld. Bij migratieachtergronden Somaliërs/Eritreeërs, Syriërs en Iraniërs valt het lage percentage deeltijdwerk op. Bij Chinezen is het aandeel dat werkt juist relatief hoog.

Ook naar opleidingsniveau is een groot verschil te zien. Bij huishoudens met een lid met een middelbare of hoge Human Capital Index wordt veel vaker naast de uitkering gewerkt. Tot slot is te zien dat mensen met gezondheidsproblemen minder vaak werken naast hun uitkering.

Tabel 4.3 11 procent van de bijstandshuishoudens werkt in loondienst naast de uitkering

	Aantal hh	Kans op werk (loondienst)	Kans op werk (loondienst of zelf- standige)
Totaal	408.070	11%	14%
Huishoudtypen			
Alleenstaande	205.879	7%	9%
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	23.990	9%	10%
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	29.546	14%	15%
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	22.699	14%	16%
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	18.701	10%	12%
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	674	8%	10%
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	1.508	7%	10%
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	1.872	8%	11%
Eenouder-vader, jongste kind 18+	2.216	7%	10%
Paar, jongste kind 18-	39.587	21%	25%
Paar, jongste kind 18+	6.926	22%	27%
Paar zonder kinderen	25.582	25%	30%
Thuiswonend meerderjarig kind	26.260	7%	9%
Overig huishouden	2.627	54%	61%
Leeftijdsgroepen			
18 tot 20-jarige in hh	4.708	14%	15%
20 tot 25-jarige in hh	25.330	18%	20%
25 tot 30-jarige in hh	42.388	17%	20%
30 tot 40-jarige in hh	97.619	14%	17%
40 tot 50-jarige in hh	111.409	13%	16%
50-jarige tot AOW-leeftijd in hh	164.688	10%	13%
Woonsituatie			
Corporatiewoning	327.514	11%	13%
Standplaats	2.409	6%	9%
Niet-westerse migratieachtergrond:			
met herkomst Turkije in hh	23.384	12%	14%
met herkomst Suriname in hh	26.252	11%	13%
met herkomst Nederlandse Antillen in hh	14.705	12%	14%
met herkomst overig Afrika in hh	20.851	11%	13%
met herkomst Marokko in hh	30.270	10%	12%

met herkomst Ghana in hh	2.239	12%	14%
met herkomst Somalië of Eritrea in hh	12.623	6%	6%
met herkomst Afghanistan in hh	5.752	16%	19%
met herkomst Irak in hh	10.166	12%	14%
met herkomst Syrië in hh	11.907	4%	5%
met herkomst Iran in hh	6.086	8%	10%
met herkomst China in hh	2.601	24%	25%
met herkomst India in hh	606	16%	20%
met overige herkomst in hh	13.825	15%	17%
Westerse migratieachtergrond:			
met herkomst voormalig Joegoslavië in hh	5.769	11%	13%
met herkomst voormalig Sovjet-Unie in hh	5.501	12%	15%
met overige herkomst in hh	35.724	14%	17%
Opleidingsniveau			
HCI-laag in hh	330.835	8%	10%
HCI-midden in hh	79.863	34%	37%
HCI-hoog in hh	16.471	24%	30%
(V)SO/PrO in hh	3.303	14%	15%
Gezondheidsindicatoren			
Zorgkosten boven € 50.000	3.542	6%	8%
Gebruik GGZ	67.184	9%	11%
Medicijnen voor verslaving	8.631	6%	8%
Medicijnen voor depressie	73.739	10%	11%
Medicijnen voor psychose/bipolaire stoornis	34.107	7%	8%
Medicijngebruik uit minder dan vier hoofdgroepen	302.316	13%	16%
Medicijngebruik uit 4 of 5 hoofdgroepen	85.878	12%	14%
Medicijngebruik uit 6 of 7 hoofdgroepen	38.608	9%	11%
Medicijngebruik uit 8 of meer hoofdgroepen	12.988	8%	9%
Stapelings van problematiek			
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	56.122	10%	12%
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	81.044	10%	11%
HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	167.334	7%	9%
Overige uitkeringen			
WW-uitkering in hh	7.608	24%	27%

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

In grote gemeenten werken minder bijstandsgerechtigden naast hun uitkering dan in kleine(re) gemeenten (Tabel 4.4). Vooral het grote verschil tussen de G4 en de andere gemeenten valt op. Dit kan bijvoorbeeld samenhangen met de samenstelling van de bevolking. De tabel bevat ook het voorspelde aandeel dat werkt naast de uitkering op basis van een model voor de kans op deeltijdwerk, gegeven de samenstelling van de huishoudens in die gemeente. Dit model is geschat met kenmerken uit de basisset, zie Bijlage B voor een uitgebreide toelichting bij de schattingsresultaten.

Uit de vergelijking van het werkelijk en voorspeld aandeel met deeltijdwerk blijkt dat de verschillen in de werkelijke kans op deeltijdwerk grotendeels samenhangen met verschillen in samenstelling. De voorspelde kansen op deeltijdwerk wijken namelijk behoorlijk af tussen gemeenten van verschillende omvang. Overigens is het in deze modellen wel zo dat de G4 de schattingen beïnvloeden

omdat ongeveer een kwart van de bijstandsontvangers in de G4 woont. Als de G4 afwijkend beleid of afwijkende huishoudens (binnen de typen huishoudens in het model – dus bijvoorbeeld kansarme Marokkanen) heeft, zal dat in de schattingen terechtkomen.³⁴

Tabel 4.4 Voorspelde en werkelijke percentages met deeltijdwerk sluiten goed aan naar gemeentegrootte

Gemeentegrootte	Aantal gemeenten	Werkelijk: Aandeel werk (loondienst)			Voorspeld: Aandeel werk (loondienst)		
		Gem	Min	Max	Gem	Min	Max
0 - 25.000 inwoners	172	13,4%	x	x	13,4%	x	x
25.000 - 50.000 inwoners	141	13,0%	5,8%	21,1%	12,8%	9,2%	15,7%
50.000 - 100.000 inwoners	46	12,1%	8,2%	16,9%	12,0%	9,6%	14,2%
100.000 - 250.000 inwoners	27	11,8%	8,7%	16,2%	11,5%	8,5%	13,7%
>= 250.000 inwoners	4	9,9%	8,6%	10,6%	10,1%	9,2%	10,5%

Bij gemeenten met 0-25.000 inwoners kunnen de minimale en maximale waarden niet getoond worden omdat het gaat om gemeenten met minder dan 10 bijstandshuishoudens of met minder dan 10 huishoudens met werk naast de bijstandsuitkering. Deze gegevens mogen vanwege privacyregels van het CBS niet naar buiten gebracht worden.

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

Het samenstellen van een model voor de prijs van een uitkering gaat in twee stappen. In deze paragraaf is de eerste stap uitgevoerd door deeltijdwerk te relateren aan objectieve achtergrondkenmerken van huishoudens en de regionale arbeidsmarkt. In de volgende paragraaf wordt de prijs per uitkering gerelateerd aan factoren die direct van invloed zijn op de prijs, zoals de ontvangst van andere uitkeringen, en objectieve factoren die de kans op deeltijdwerk beïnvloeden. Omdat in deze paragraaf is gebleken dat het merendeel van de getoetste factoren samenhangt met de kans op werk naast de uitkering (zie ook Bijlage B), worden alle factoren uit de basisset getoetst in het model voor de prijs per uitkering.

4.4.2 Prijs per uitkering

Deze paragraaf gaat in op de analyse van de prijs per uitkering. Er spelen hierbij twee issues:

1. Peildatum van de prijsgegevens;
2. Uitkomstmaat in de prijsregressies.

Deze twee punten en de keuzes die daaruit volgen worden eerst besproken, daarna volgen de beschrijvende statistieken.

Peildatum van de prijsgegevens

De volumecomponent van het verdeelmodel hanteert een peildatum bij het bepalen van de kans op bijstand (5 januari). Om de volumecomponent en de prijscomponent op elkaar te laten aansluiten, zou ook de prijs op het peilmoment moeten worden genomen. Die is echter niet bekend. Wel is bekend welk bedrag in geheel 2016 is uitgekeerd.

In dit bedrag speelt de duur van de uitkering een grote rol. Huishoudens met een hoge uitstroombkans (die dus relatief kort in de bijstand zitten), hebben logischerwijs een lagere uitkering in een

³⁴ Het model is ook geschat op alle huishoudens exclusief de huishoudens in de G4. De voorspelde kans voor huishoudens in de G4 komt met het model exclusief de G4 iets hoger te liggen. Dit kan te maken hebben met zowel samenstelling van de bevolking in de G4 als met beleid.

jaar. Deze hoge uitstroomkans zit al verwerkt in de geschatte kans op bijstand en moet dus niet nogmaals meegenomen worden. Alle uitkeringen worden daarom eerst omgerekend naar een bedrag dat uitgekeerd zou zijn als de uitkering een geheel jaar verstrekt zou zijn.

Om de uitkering naar een jaar om te kunnen rekenen is het nodig om de duur van een uitkering in 2016 te weten. Omdat de duur één-op-één samenhangt met de ontvangen uitkering, is het van belang deze zo exact mogelijk te benaderen. Elke afwijking kan immers de jaarprijs en daarmee de schattingen van de objectieve kenmerken verstoren. De duur is bekend op persoonsniveau en moet vertaald worden naar een duur op huishoudensniveau. Als de duren van personen in een huishouden overlappen, moet voorkomen worden dat deze duur dubbel geteld worden. Verschillende duren binnen een huishouden komen voor omdat huishoudens van samenstelling kunnen wijzigen en omdat in sommige gevallen het individuele recht op bijstand niet exact vastgesteld kan worden. Een paar kan bijvoorbeeld in 2016 gaan scheiden waarbij de ex-partners in verschillende perioden van het jaar bijstand ontvangen. Daarnaast moet de duur gecorrigeerd worden voor eventuele adreslozenbijstand, bijstand aan instellingsbewoners, bijstand voor gevestigde zelfstandigen en bijstand aan mensen die de AOW-leeftijd hebben bereikt.

Met gebruik van een jaarbedrag ontstaan aansluitingsproblemen doordat huishoudens van samenstelling of achtergrondkenmerken kunnen veranderen. Hierdoor kan hun wettelijke norm veranderen en dus ook het uitgekeerde bedrag. Het gaat hier om een breed scala aan mogelijke wijzigingen. Enkele voorbeelden:

- Een paar kan scheiden waardoor beide leden recht krijgen op de alleenstaandennorm (die tezamen hoger is dan de norm van een paar);
- Andersom kan een alleenstaande gedurende het jaar gaan samenwonen;
- Een alleenstaande kan 21 jaar worden, waardoor in plaats van de jongerennorm een alleenstaandennorm geldt (€ 2.938,92 versus € 14.193,33);
- Een huishoudlid bij een paar kan 21 jaar worden, waardoor het normbedrag stijgt (van € 5.877,84 naar € 11.442,84);
- Een meerderjarig kind kan weer thuis gaan wonen, of juist uit huis gaan, waardoor het aantal kostendelers in het huishouden wijzigt.

In een model voor het ontvangen jaarbedrag aan bijstand worden de gevonden relaties aan het oorspronkelijke huishouden en de oorspronkelijke gemeente (op 1 januari 2016) toegeschreven. Er ontstaat dus ruis doordat de uitkomst en de verklarende kenmerken niet tegelijkertijd optreden. De verdeelkenmerken worden immers begin januari gemeten, de uitkering wordt daarentegen over het hele jaar gemeten. Voor de volumecomponent is er bij model 2018 vanwege deze aansluitingsproblemen voor gekozen om uit te gaan van een kansmodel met één peilmoment in plaats van een model voor het aantal maanden bijstand gedurende het jaar. Voor de prijscomponent is het echter een element dat wel meegenomen moet worden: het gaat om de verwachte schadelast voor de gemeente. Als paren met bepaalde achtergrondkenmerken een groter risico vormen voor een scheiding (en vervolgens twee alleenstaande uitkeringen nodig hebben), dan wordt dit bedrag toegekend aan de paren op 5 januari. Een gemeente met veel paren heeft dan een grotere verwachte schadelast in dat jaar.

Aansluitingsproblemen tussen volume en prijs doen zich ook voor vanwege nabetalingen. De nabetalingen moeten eigenlijk niet worden meegeteld, omdat deze niet horen bij de uitkering op het

peilmoment. Het is echter niet mogelijk om nabetalings uit te filteren, zie ook de volgende paragraaf.

Uitkomstmaat in de prijsregressies

In het prijsmodel wordt het uitgekeerde (opgehoogde) bruto jaarbedrag per huishouden gerelateerd aan objectieve factoren.

Kwaliteit en inhoud van de prijsgegevens

De jaarbedragen van bijstandsuitkeringen aan personen staan in het bijstandsjaarbedragbestand van het CBS. Voordeel van dit bestand is dat het om bruto uitkeringen gaat. Dat sluit aan bij de bruto normbedragen waarmee gerekend wordt. Dit bestand komt van de belastingdienst, maar de brongegevens zijn de loonaangiften van gemeenten. Het gaat dus om de registratie van gemeenten. Deze registraties vormen ook de basis voor de bijstandsuitkeringenstatistiek (BUS).

Het CBS is om verschillende redenen dit jaar bezig met een kwaliteitsonderzoek van de BUS. Dit betekent dat de kwaliteit van de gegevens op dit moment niet duidelijk is. Het is in ieder geval gebleken dat de onderlinge vergelijkbaarheid tussen gemeenten verstoord wordt door het feit dat gemeenten verschillend registreren. Zo vult de klantmanager bij de gemeente zelf in of het gaat om een dakloze of instellingsbewoner. Dit is dus een inschatting van de klantmanager en niet een objectieve registratie. Daarnaast kan de timing van betalingen verschillen tussen gemeenten. Sommige gemeenten betalen in januari twee keer uit. Als deze gemeenten er dan een jaar later voor kiezen om de betaling wel eind december te doen, dan resulteert dit in relatief hoge jaarbedragen in het jaar waarin twee betalingen zijn gedaan.

Het jaarbedrag heeft daarnaast niet per definitie betrekking op de verslagperiode. Er kunnen ook nabetalings of andere verrekeningen zijn inbegrepen. Deze nabetalings zijn maar gedeeltelijk te herkennen in de cijfers. Het gaat dan om bedragen bij mensen die in 2016 geen uitkering meer ontvangen. Nabetalings in 2016 aan mensen die in 2016 nog een uitkering ontvangen zijn niet te herkennen als nabetaling en worden dus in principe meegeteld als reguliere uitkering.

Tot slot bevat het jaarbedrag ook bedragen die geen onderdeel zijn van het bijstandsverdeelmodel. Het gaat dan om uitkeringen aan adreslozen, instellingsbewoners, gevestigde zelfstandigen en mensen die de AOW-leeftijd hebben bereikt (vanaf dat moment vallen zij onder verantwoordelijkheid van de SVB). De bedragen voor deze uitkeringen moeten er dus uitgefilterd worden. Dat is gedaan door op een bestand met netto bedragen, waar deze gegevens wel zijn uitgesplitst, correctiepercentages te berekenen.^{35,36} Deze correctiepercentages zijn bijvoorbeeld berekend door het totaal dat

³⁵ Dit bestand is minder goed bruikbaar voor de prijsanalyse omdat het om netto-gegevens gaat. Deze zouden dan eerst voor alle uitkeringsontvangers gebruteerd moeten worden.

³⁶ De bestanden met netto en brutobedragen zijn met elkaar geconfronteerd om na te gaan of de samenhang hoog is. Dat is wel de verwachting omdat beide gegevens in principe op dezelfde bron zijn gebaseerd. De correlatie tussen het totale bruto en netto jaarbedrag is hoog: 97 procent. Het mediane bruteringspercentage is 32 procent, wat ook aansluit bij de verwachting. Toch zijn er ook (grote) afwijkingen tussen beide bestanden te zien. Zo komt het voor dat er wel een brutobedrag is geregistreerd, maar geen netto bedrag of een onwaarschijnlijk laag netto bedrag. Ook komt het voor dat de bruto uitkering lager is dan de netto uitkering. Het CBS geeft aan dat er verschillen kunnen ontstaan doordat de bronnen een andere route doorlopen voordat zij bij het CBS terechtkomen. Dit kan ertoe leiden dat andere bewerkingen zijn gedaan of dat de bronnen verschillen in de hoeveelheid nagekomen informatie (dat wil zeggen nieuwe informatie over oudere periodes) die is verwerkt op het moment dat een afslag naar het CBS wordt gestuurd.

iemand aan adreslozenbijstand heeft ontvangen in 2016 te delen door de totale ontvangen uitkering. De correctie voor uitkeringen aan AOW-gerechtigden is gebaseerd op de geboortedatum van de personen aan wie de uitkering is verstrekt. Het uitkeringsbedrag wordt naar rato verlaagd met het aantal maanden dat iemand ten minste de AOW-leeftijd heeft gehad in 2016. Vervolgens corrigeren we het bruto jaarbedrag met dit percentage. Hierbij is de veronderstelling dat het bruto-netto traject voor al deze uitkeringen gelijk is, wat niet het geval is als mensen de AOW-leeftijd bereiken.³⁷

Uitkomstmaat als fractie van de norm

Voor ieder huishouden is een gecorrigeerd, opgehoogd bruto jaarbedrag berekend.³⁸ Dit opgehoogde werkelijke bruto jaarbedrag van het huishouden wordt afgezet tegen het normbedrag voor het huishouden, gebaseerd op de huishoudsamenstelling op 1 januari 2016. Dit is de fractie van het normbedrag dat een huishouden in 2016 ontvangt.

Gebruik van een fractie van het normbedrag zorgt ervoor dat de variatie in de verstrekte uitkering die samenhangt met de samenstelling van huishoudens niet in de uitkomstmaat tot uitdrukking komt. Anders zou in het model apart gecorrigeerd moeten worden voor alle factoren die het normbedrag bepalen (aantal kostendelers, 21-minners in het huishouden, minderjarige kinderen in het huishouden enzovoorts). Bovendien is de implementatie van een prijsaanpassing eenvoudiger met de fractie als uitkomstmaat, omdat dat direct op het toegekende normbedrag kan worden toegepast.

Het opgehoogde werkelijk uitgekeerde bruto jaarbedrag kan groter zijn dan het normbedrag van een huishouden. Dit betekent dat de fractie van het normbedrag groter kan zijn dan één. Dit heeft verschillende oorzaken:

- Nabetalingen:
Het huishouden heeft een nabetaling ontvangen bovenop de reguliere uitkering;
- Maatwerk:
De gemeente heeft ervoor gekozen om de uitkering te verhogen boven de norm. Het gaat hier om maatwerk, bijvoorbeeld bij jeugdige statushouders als de gemeente de jongerennorm ontoereikend acht;
- Kostendelersnorm:
De gemeente telt minder kostendelers dan het model. Het kan hier om een bewuste keuze gaan van de gemeente, bijvoorbeeld omdat zij toepassing van de kostendelersnorm in dat geval niet geschikt vindt. Daarnaast kan de gemeente het aantal kostendelers onjuist inschatten (sommige gemeenten geven aan dit te baseren op de opgave van de uitkeringsontvanger zelf), maar ook het model kan het aantal kostendelers onjuist inschatten (bijvoorbeeld doordat mensen in commerciële kamerhuur onterecht als kostendeler worden geteld);
- Bruterings van de uitkering:
De gemeente hanteert bij de bruterings van de uitkering onterecht het bijstandspercentagetarief. Het bijstandspercentagetarief is een tarief dat de gemeente kan gebruiken om op het moment dat de uitkering wordt betaald, een inschatting te maken van de belasting die betaald moet

³⁷ Zie bijvoorbeeld de normenbrief van het ministerie van SZW waarin de rekenregels staan voor een schatting van het belastbaar inkomen: normenbrief – normen per 1 januari 2018, bijlage VI.

³⁸ Het bruto jaarbedrag is op persoonsniveau opgehoogd tot een geheel jaar indien de bijstandsontvangst korter dan een jaar is. Het jaarbedrag van een huishouden is gelijk aan de opgetelde, opgehoogde bedragen op persoonsniveau.

worden over de bijstandsuitkering. Aan het einde van het jaar moet vervolgens berekend worden welk bedrag definitief dient te worden afgedragen, zie Belastingdienst (2016). Het bijstandspercentagetarief was 24,7 procent in 2016. Als een gemeente onterecht het bijstandspercentagetarief blijft hanteren, bijvoorbeeld bij de jongerennorm waar de bruto en netto-uitkering aan elkaar gelijk zijn, wordt de verstrekte uitkering te hoog ingeschat;

- **Wijziging in huishoudsamenstelling of -kenmerken:**
Het huishouden kan van samenstelling of achtergrondkenmerken wijzigen, waardoor het normbedrag en dus de verstrekte uitkering stijgt. Zo kan een 20-jarige 21 worden en van de jongerennorm overgaan op de alleenstaandennorm, een paar kan scheiden, er kan een kind geboren worden, er kan een kostendeler uit het huishouden vertrekken enzovoorts.;
- **Berekening van de opgehoogde prijs:**
De prijs van een uitkering moet worden geschoond voor de uitgaven aan adreslozen, instellingsbewoners, AOW'ers en gevestigde Bbz'ers. Daarnaast moet de uitkering opgehoogd worden naar het bedrag voor een jaar. Hiervoor is de bijstandsduur nodig, die berekend moet worden. Doordat beide berekeningen niet exact gemaakt kunnen worden en het dus een inschatting betreft, kan er ruis ontstaan waardoor de berekende prijs hoger is dan de norm.

Al deze punten kunnen overigens ook spelen bij uitkeringen die niet hoger zijn dan de gehanteerde norm, maar zijn dan niet te herkennen in de cijfers. Bijvoorbeeld als er sprake is van een nabetaling en een kleine uitkering die samen onder de wettelijke norm blijven, of een foutief gebruteerde uitkering die onder norm blijft.

Als een fractie groter dan één het gevolg is van nabetalingen, gemeentelijk beleid (maatwerk, kostendelersnorm niet (juist) toepassen, fouten bij brutering) of een te hoge prijs vanwege ruis in de berekeningen is het niet wenselijk om hier in de budgetverdeling rekening mee te houden. Als het gaat om wijzigingen in de huishoudsamenstelling of onjuiste toepassing van de kostendelersnorm door het model, dan is het wel wenselijk om hier in de budgetverdeling rekening mee te houden. Het is in het databestand niet mogelijk om deze twee elementen te scheiden. Om die reden is ervoor gekozen om verschillende varianten te onderzoeken: de fractie van het normbedrag afkappen op 100 procent, de fractie van het normbedrag afkappen op 115 procent en de fractie van het normbedrag niet afkappen.

Het gebruik van een fractie als uitkomstmaat maakt dat een zogenaamd fractional logit model gebruikt kan worden. Een simpel lineair model kan namelijk voorspelde fracties kleiner dan nul of groter dan één opleveren, wat problemen geeft in een eventuele prijscorrectie.³⁹

Conclusies gebruikte gegevens en uitkomstmaat

Al met al kennen de prijsgegevens een aantal uitdagingen. Ten eerste is de kwaliteit van de gegevens niet duidelijk. Ten tweede bevatten de cijfers ook gegevens die niet onder het bijstandsverdeelmodel vallen, maar die er moeilijk exact uit te filteren zijn (nabetalingen, uitkeringen aan instellingsbewoners enzovoorts). Het probleem is beperkt als eventuele registratieproblemen niet systematisch zijn. In dat geval betreft het extra ruis, die niet van invloed is op de schattingen (en dus de voorspelde prijs). Als problemen wel systematisch zijn en dus uitsluitend spelen bij huishoudens met bepaalde objectieve factoren, bijvoorbeeld meer registratieproblemen bij paren, dan kunnen deze de verdeling tussen gemeenten beïnvloeden. Stel dat het geregistreerde bedrag bij paren te hoog is

³⁹ Een simpel lineair model is wel onderzocht voor de fractie van het normbedrag zonder afkapping als uitkomstmaat. Het aantal voorspelde fracties kleiner dan nul is beperkt. Wel is een aantal voorspelde fracties van ver boven de één te zien.

(ten opzichte van het normbedrag), dan krijgen gemeenten met relatief veel paren daardoor een hoger voorspeld bedrag, ten koste van gemeenten met relatief weinig paren. Naarmate meer gedetailleerde objectieve kenmerken van huishoudens in het model worden opgenomen, is het risico groter dat deze objectieve kenmerken specifieke kwaliteitsissues van de prijsgegevens oppakken.

Er is echter geen alternatief beschikbaar. Omdat uit analyse van de kans op deeltijdwerk naast een bijstandsuitkering blijkt dat objectieve factoren inderdaad een rol spelen, is het toch wenselijk om een model voor de prijscomponent toe te passen.

De onderzoekers hebben daarbij een voorkeur voor het model waarbij de prijs ten opzichte van de gehanteerde norm op 100 procent wordt afgekapt. Dit om de invloed van grote uitschieters te beperken en nabetalings- en gemeentelijk beleid zo min mogelijk te honoreren. De hoofdtekst gaat alleen in op deze variant. In Bijlage C staan de resultaten van een model met afkapping van de uitkomstmaat op 115 procent of de resultaten van een model zonder afkapping.

Vanwege de aspecten rondom de kwaliteit van de prijsgegevens concluderen we dat het naast een uitgebreid model, waarin alle indicatoren uit de basisset zijn opgenomen, ook goed is om een gereduceerde modelvariant te bestuderen.

Beschrijvende statistieken

De prijs per uitkering is beschreven in Tabel 4.5. De beschrijvende statistieken zijn weergegeven voor een aantal prijsvarianten. De eerste kolom laat de prijs zien zonder de hiervoor beschreven correcties voor AOW'ers met bijstand, instellingsbewoners, adreslozen en gevestigde Bbz'ers. In de tweede kolom zijn deze correcties wel toegepast en is de prijs omgerekend naar een jaarbedrag. In de derde kolom is zoveel mogelijk gecorrigeerd voor de kwaliteitsissues van de prijsgegevens en gemeentelijk beleid: als de prijs per uitkering hoger is dan het normbedrag van het huishouden, dan is de prijs afgekapt op het normbedrag. Dit betekent dus ook dat wijzigingen in huishoudsamenstelling dan niet volledig gehonoreerd worden. Naast de prijs is ook de fractie van het normbedrag beschreven. Ook hier geldt dat Tabel 4.5 meerdere varianten laat zien: de fractie op basis van de gecorrigeerde, opgehoogde prijs per uitkering en de fractie afgekapt op één om kwaliteitsissues van de prijsgegevens en gemeentelijk beleid te corrigeren. In totaal heeft 14 procent van de bijstandshuishoudens een uitgekeerd bedrag boven de norm.

Tabel 4.5 laat zien dat de correcties voor AOW'ers met bijstand, instellingsbewoners, adreslozen en gevestigde Bbz'ers en ophoging naar een jaarprijs effect hebben op de hoogte van de gemiddelde prijs. Ongecorrigeerd is de gemiddelde prijs over alle huishoudens € 12.568. Na correcties en ophoging is dat € 13.747. Na maximering tot het normbedrag is dit € 13.050. In het algemeen leidt maximering tot een daling van de gemiddelde prijs van 5 procent. Bij bepaalde huishoudtypen is het verschil echter groter: thuiswonende meerderjarige kinderen, overige huishoudens, alleenstaande ouders met een meerderjarig kind, 18- tot 25-jarigen en huishoudens met iemand die VSO/Pro heeft gevolgd.

Ook de gemiddelde fractie van het normbedrag daalt door de maximering: van 92 procent naar 87 procent. De verandering in de fractie is met name groot bij huishoudens met 18- tot 25-jarigen, alleenstaande ouders met een meerderjarig kind, huishoudens met Syriërs of Somaliërs/Eritreeërs en met VSO/Pro. Bij huishoudens met jongeren van 18 of 19 jaar heeft dit waarschijnlijk te maken met maatwerk, waardoor zij een hogere uitkering ontvangen dan de jongerennorm. Deze jongeren

bestaan voor een groot deel uit Syriërs en Eritreeërs of Somaliërs. Daarnaast valt op dat gemeenten soms een bruto uitkering van ongeveer € 3.600 opgeven als een jongere het hele jaar bijstand heeft gehad. Het lijkt hier om een onterechte toepassing van het bijstandspercentagetarief (24,7 procent) te gaan: de netto (en bruto) jaaruitkering voor jongeren was in 2016 € 2.888 (die € 3.600 is dus ongeveer 24 procent hoger).⁴⁰ Bij jongeren van 20 jaar speelt waarschijnlijk de verandering in leeftijd gedurende het jaar en de verandering in het normbedrag die daarmee gepaard gaat. Bij alleenstaande ouders met een meerderjarig kind spelen twee zaken. Enerzijds gaat het kind mogelijk gedurende het jaar uit huis, waardoor het aantal kostendelers in het huishouden afneemt en het bedrag voor de alleenstaande ouder dus hoger uitpakt. Anderzijds zien we in de cijfers dat de gemeente het meerderjarige kind waarschijnlijk niet altijd als kostendeler telt; we zien namelijk ook dat de ouder een alleenstaandennorm voor een heel jaar ontvangt en dat het kind gedurende het hele jaar bij de ouder woont.

De gemiddelde prijs per uitkering verschilt naar huishoudtype. Dit komt allereerst door verschillen in het wettelijke normbedrag. Zo hebben alleenstaanden een gemiddelde prijs (na correctie, ophoging en maximering) van € 13.252, terwijl de gemiddelde prijs voor paren met minderjarige kinderen € 16.209 is. Daarnaast kunnen verschillen samenhangen met de mate van deeltijdwerk, overige uitkeringen en het aantal kostendelers. Huishoudens met midden en hoog HCI hebben bijvoorbeeld zowel een relatief lage gemiddelde prijs per uitkering (€ 11.039 en € 12.270) als een relatief hoog percentage deeltijdwerk (34 procent en 24 procent, zie Tabel 4.5). De gemiddelde prijs is daarnaast relatief laag bij huishoudens met een andere uitkering: in huishoudens met iemand met een WW-uitkering is dat bijvoorbeeld € 9.405, bij een ANW-uitkering € 8.961. Daarnaast is te zien dat de gemiddelde prijs voor huishoudens met een meerderjarig kind lager is dan bij huishoudens met een minderjarig kind, omdat dat meerderjarige kind (vaak) telt als kostendeler.

Het verschil in gemiddelde prijs tussen huishoudtypen valt gedeeltelijk weg wanneer naar de gemiddelde fractie van het normbedrag wordt gekeken: 89 procent voor alleenstaanden ten opzichte van 87 procent voor thuiswonende meerderjarige kinderen. Ook in de fractie van het normbedrag zijn er echter verschillen naar huishoudtype. De fractie is laag voor paren zonder kinderen. Deze groep werkt relatief vaak in deeltijd. Met uitzondering van de 18- tot 20-jarigen is de gemiddelde fractie van het normbedrag stabiel naar leeftijd. Huishoudens op een standplaats hebben een hoge fractie, net als huishoudens met personen met een Syrische of Somalische/Eritrese herkomst. Bij huishoudens met midden of hoog HCI is de gemiddelde fractie juist laag (74 en 82 procent). Dat geldt nog in sterkere mate voor huishoudens met een andere uitkering (73 procent bij pensioenuitkering, 57 procent bij WW-uitkering en zelfs 41 procent bij een AO-uitkering 80 tot 100 procent arbeidsongeschikt).

⁴⁰ De netto jongerennorm voor een heel jaar bijstand was in 2016: $240,10 \cdot 6 + 241,20 \cdot 6 = 2.887,80$

Tabel 4.5 Correcties, ophoging en maximering beïnvloeden de gemiddelde prijs

	Aantal hh	Gemiddelde prijs			Fractie van het normbedrag	
		Ongecorrigeerd	Ge-corrigeerd en opgehoogd	Gecorrigeerd, opgehoogd en gemaximeerd	Ge-corrigeerd en opgehoogd	Ge-corrigeerd, opgehoogd en gemaximeerd
Totaal	403.791/ 398.056 ⁴¹	12.568	13.747	13.050	0,92	0,87
Huishoudtypen						
Alleenstaande	201.992	12.622	13.789	13.252	0,93	0,89
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	23.938	12.646	13.831	13.008	0,94	0,89
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	29.519	12.192	13.006	12.494	0,86	0,85
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	22.688	12.109	12.743	12.348	0,86	0,84
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	18.692	11.157	11.673	11.018	0,93	0,87
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	674	12.406	14.096	13.159	0,93	0,89
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	1.508	13.028	14.636	13.690	0,96	0,91
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	1.871	12.934	14.209	13.663	0,94	0,91
Eenouder-vader, jongste kind 18+	2.214	11.574	12.813	11.504	1,04	0,92
Paar, jongste kind 18-	39.573	15.728	17.195	16.209	0,90	0,84
Paar, jongste kind 18+	6.925	14.801	15.645	14.736	0,89	0,83
Paar zonder kinderen	25.407	14.431	15.892	14.845	0,86	0,79
Thuiswonend meerderjarig kind	26.205	6.835	8.637	7.294	1,03	0,87
Overig huishouden	2.582	11.993	14.740	13.178	0,75	0,66
Leeftijdsgroepen						
18 tot 20-jarige in hh	4.675	6.789	8.264	4.976	1,75	0,93
20 tot 25-jarige in hh	25.058	10.378	12.830	10.606	1,12	0,86
25 tot 30-jarige in hh	42.075	11.677	13.832	12.545	0,92	0,86
30 tot 40-jarige in hh	96.842	12.795	14.277	13.488	0,90	0,86
40 tot 50-jarige in hh	110.215	13.171	14.195	13.647	0,89	0,86
50-jarige tot AOW-leeftijd in hh	162.831	13.207	13.971	13.589	0,89	0,87
Woonsituatie						
Corporatiewoning	325.487	12.834	13.845	13.222	0,92	0,87
Standplaats	2.405	14.396	15.089	14.566	0,93	0,89
Niet-westerse migratieachtergrond:						
met herkomst Turkije in hh	23.283	12.917	14.357	13.533	0,96	0,89
met herkomst Suriname in hh	25.789	12.302	13.860	13.193	0,90	0,85
met herkomst Nederlandse Antillen in hh	14.472	12.339	14.060	13.335	0,93	0,87
met herkomst overig Afrika in hh	20.684	13.258	13.680	12.841	0,93	0,88
met herkomst Marokko in hh	30.039	13.305	13.976	12.898	0,94	0,88
met herkomst Ghana in hh	2.225	12.581	14.417	13.549	0,95	0,90
met herkomst Somalië of Eritrea in hh	12.535	14.015	14.396	13.682	0,94	0,89

⁴¹ Het totaal aantal huishoudens met een uitkering is nu lager dan in voorgaande tabellen omdat niet voor ieder huishouden een bijstandsbedrag of bijstandsduur bekend is. Dit geeft 403.791 huishoudens. In een aantal gevallen kan geen fractie berekend worden omdat het normbedrag gelijk is aan nul. Dit resulteert in 398.056 huishoudens.

met herkomst Afghanistan in hh	5.737	14.122	13.343	12.855	0,90	0,87
met herkomst Irak in hh	10.146	14.437	15.041	13.893	1,12	0,94
met herkomst Syrië in hh	11.900	15.201	15.332	14.209	0,98	0,89
met herkomst Iran in hh	6.049	13.832	15.359	14.662	0,95	0,91
met herkomst China in hh	2.590	13.089	15.777	14.949	1,06	0,93
met herkomst India in hh	603	12.743	14.888	13.967	0,97	0,92
Met overige herkomst in hh	13.748	12.975	14.084	13.535	0,89	0,85
Westerse migratieachtergrond:						
met herkomst voormalig Joegoslavië in hh	5.731	13.463	14.327	13.761	0,90	0,84
met herkomst voormalig Sovjet-Unie in hh	5.487	13.958	14.891	14.136	0,92	0,87
met overige herkomst in hh	35.274	12.244	13.645	12.970	0,92	0,89
Opleidingsniveau						
HCI-laag in hh	326.822	13.253	14.193	13.601	0,93	0,89
HCI-midden in hh	79.595	9.921	12.045	11.039	0,80	0,74
HCI-hoog in hh	16.410	11.014	13.849	12.270	0,91	0,82
(V)SO/PrO in hh	3.238	7.366	9.172	6.792	1,37	0,87
Gezondheidsindicatoren						
Zorgkosten boven € 50.000	3.262	12.232	13.843	13.053	0,92	0,86
Gebruik GGZ	64.718	12.511	13.627	12.895	0,92	0,87
Medicijnen voor verslaving	8.072	13.209	14.243	13.756	0,91	0,88
Medicijnen voor depressie	72.572	12.946	13.782	13.273	0,89	0,86
Medicijnen voor psychose/bipolaire stoornis	31.728	12.819	13.651	13.124	0,90	0,86
Medicijngebruik uit minder dan vier hoofdgroepen	299.407	12.518	13.847	13.056	0,93	0,87
Medicijngebruik uit 4 of 5 hoofdgroepen	84.928	13.211	14.116	13.547	0,90	0,86
Medicijngebruik uit 6 of 7 hoofdgroepen	38.224	13.328	14.079	13.628	0,89	0,86
Medicijngebruik uit 8 of meer hoofdgroepen	12.851	13.352	14.117	13.685	0,89	0,86
Stapelning van problematiek						
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	55.619	14.008	14.618	14.161	0,92	0,89
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	79.881	13.708	14.582	13.913	0,93	0,89
HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	164.020	13.453	14.250	13.738	0,92	0,88
Overige uitkeringen						
WW-uitkering in hh	7.600	8.135	9.896	9.405	0,60	0,57
AO-uitkering (15-80%) in hh	1.462	6.711	8.527	8.141	0,49	0,47
AO-uitkering (80-100%) in hh	12.250	6.499	7.228	7.089	0,42	0,41
ANW-uitkering in hh	261	7.917	9.457	8.961	0,55	0,53
Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering in hh	4.978	8.714	10.753	10.098	0,67	0,63
Pensioenuitkering in hh	10.803	10.403	11.625	11.397	0,74	0,73

De tabel geeft per achtergrondkenmerk het aantal huishoudens, de gemiddelde prijs per uitkering en de fractie ten opzichte van de norm weer. Voor de prijs zijn drie varianten berekend. Allereerst staat in kolom 2 de ongecorrigeerde, niet-opgehoogde prijs. In de derde kolom staat de gemiddelde gecorrigeerde en opgehoogde prijs en in de vierde kolom is deze prijs gemaximeerd op de wettelijke norm. Voor de fractie van de prijs ten opzichte van de norm is het gecorrigeerde, opgehoogde cijfer berekend en vervolgens gemaximeerd.

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

In grote gemeenten ligt de gemiddelde prijs per uitkering hoger (zie Tabel 4.6). Het verschil is met name groot tussen gemeenten tot 50.000 inwoners en gemeenten met 50.000 tot 250.000 inwoners en de G4. Verschillen in normbedrag verklaren dit verschil niet volledig, want ook de gemiddelde fractie van het normbedrag is hoger in grotere gemeenten.

Tabel 4.6 Hogere prijs en fractie van het normbedrag in grotere gemeenten

Gemeentegrootte	Aantal gemeenten	Gemiddelde prijs (opgehoogd naar jaarbedrag, gecorrigeerd en gemaximeerd)	Gemiddelde fractie van het normbedrag (opgehoogd naar jaarbedrag, gecorrigeerd gemaximeerd)
0 - 25.000 inwoners	172	12.733	0,84
25.000 - 50.000 inwoners	141	12.734	0,84
50.000 - 100.000 inwoners	46	12.958	0,86
100.000 - 250.000 inwoners	27	13.007	0,87
>= 250.000 inwoners	4	13.317	0,89

De tabel geeft de gemiddelde prijs en de gemiddelde fractie naar gemeentegrootte weer. Het gaat om de gecorrigeerde, opgehoogde prijs die is gemaximeerd op het normbedrag. Ook de fractie is gemaximeerd. Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Schattingsresultaten

Tabel 4.7 bevat de schattingsresultaten van de prijscomponent. De hoofdtekst gaat alleen in op de afkapping op 100 procent van de norm. In Bijlage C staan de resultaten van een model met afkapping van de uitkomstmaat op 115 procent en de resultaten van een model zonder afkapping. De tabel laat twee varianten zien: een uitgebreid model waarin alle indicatoren uit de basisset zijn opgenomen en een gereduceerde modelvariant waarin indicatoren zijn samengevoegd (bijvoorbeeld omdat de omvang van die groep klein is, of omdat bekend is dat de genoemde problemen specifiek bij die groep spelen) en minder relevante factoren zijn geschrapt (bijvoorbeeld omdat de factor insignificant is), zie Bijlage C voor een uitgebreide toelichting op de totstandkoming van het gereduceerde model.⁴² De tweede variant is geschat vanwege de aspecten rondom de kwaliteit van de prijsgegevens. Des te meer gedetailleerde groepen huishoudens in het model worden onderscheiden, des te groter de kans dat kwaliteitsissues bij specifieke groepen huishoudens in de geschatte coëfficiënten worden opgenomen.

De aanwezigheid van een andere uitkering in het huishouden leidt zoals verwacht tot een lagere prijs van de bijstandsuitkering ten opzichte van de norm. Dit geldt het sterkst voor een arbeidsongeschiktheidsuitkering. Eenoudermoeders en paren ontvangen een lagere fractie van de norm dan alleenstaanden. Dat is zoals verwacht omdat deze groepen ook relatief vaak werken naast de uitkering.

Huishoudens met een huishoudlid van 25 jaar of ouder hebben een lagere fractie dan huishoudens met een lid van 18 tot 25 jaar. Dit is zoals verwacht, omdat in deze laatste groep relatief veel fracties

⁴² Er is een stappenplan gevolgd om tot de gereduceerde variant te komen:

1. Verwijder insignificante factoren;
2. Verwijder factoren met een onlogisch teken;
3. Verwijder factoren die na stap 2 insignificant zijn;
4. Groepeer indicatoren voor de huishoudsamenstelling op basis van t-toetsen op de geschatte coëfficiënten;
5. Groepeer indicatoren voor de huishoudsamenstelling als de groep minder dan 20.000 huishoudens bevat of als aannemelijk is dat bij die groep dataproblemen een grote rol spelen;
6. Groepeer of verwijder kenmerken waarbij de omvang van de groep minder dan 20.000 huishoudens is.

Bovenstaand stappenplan is toegepast op de kenmerken die samenhangen met de kans op deeltijdwerk. Overige uitkeringen hebben een direct effect op de prijs. De significantie van deze factoren is dan ook zeer sterk. Om die reden zijn twee varianten getest: een variant met alle overige uitkeringen (WW-, AO- enzovoorts) afzonderlijk opgenomen en een variant met uitsluitend de factor "overige uitkering in het huishouden". Het eerste model gaf een veel hogere verklaringskracht en heeft daarom de voorkeur.

afgekapt worden vanwege maatwerk waarbij een alleenstaanden- in plaats van jongerennorm wordt verstrekt, omdat uitkeringen onterecht zijn gebruteerd of omdat huishoudleden 21 zijn geworden waardoor recht op de alleenstaandennorm ontstaat.

Huishoudens in een corporatiewoning of met mensen met een (bepaalde) migratieachtergrond ontvangen gemiddeld een hogere fractie ten opzichte van de norm omdat zij minder vaak werken naast de uitkering. Huishoudens met een middelbare of hoge HCI werken juist vaker naast de uitkering en ontvangen daarom gemiddeld een lagere prijsfractie. Gezondheidsproblemen hangen grotendeels samen met een hogere prijsfractie. In sommige gevallen is de factor niet significant (bijvoorbeeld bij het gebruik van verslavingsmedicijnen) of heeft deze een onverwachts teken (bij gebruik van medicijnen in 4 tot 6 medicijngroepen). In het gereduceerde model blijven de indicatoren voor gebruik van GGZ in het huishouden en het gebruik van medicijnen tegen depressie samenhangen met een significant hogere fractie van de norm.

Bij de stapelingsindicatoren is in het uitgebreide model een onverwacht teken te zien. Huishoudens met een lid met een niet-westerse migratieachtergrond en een lid van 50 jaar tot AOW-leeftijd kennen een lagere prijsfractie. Beschrijvende statistieken lieten zien dat in deze huishoudens wel minder in deeltijd wordt gewerkt. Dit wordt waarschijnlijk al opgepikt door de afzonderlijke indicatoren en deze factor is dan een correctie daarop.

Het uitgebreide model heeft zoals verwacht een iets hogere verklaringskracht dan het gereduceerde model (0,17 procent lagere AIC en 0,04 procent lagere BIC). Het gereduceerde model is echter minder gevoelig voor de issues met de data die bij huishoudens met specifieke objectieve kenmerken spelen en in sommige gevallen samenhangen met gemeentelijk beleid. Het rechtstreeks opnemen van deze specifieke objectieve kenmerken zorgt ervoor dat gemeentelijke beleidskeuzes gehonoreerd worden in het prijsmodel. Dat gaat ten koste van gemeenten die weinig huishoudens met deze kenmerken hebben. Het volgende voorbeeld laat de mogelijke gevolgen zien: stel dat de kostendelersnorm bij eenouderhuishoudens met een meerderjarig (21+) jongste kind niet juist wordt toegepast en er door de gemeente geen kostendeler wordt geteld, terwijl dat wel zou moeten. Deze eenouderhuishoudens krijgen dus in werkelijkheid een te hoog bedrag, terwijl het wettelijke normbedrag lager is. Dit resulteert in een relatief hoge prijsfractie. Als in het model de factor eenouderhuishouden met meerderjarig jongste kind wordt opgenomen, zal deze relatief hoge fractie ook uit de schattingen volgen. De toepassing van het prijsmodel zorgt er dan voor dat deze huishoudens een relatief hoge voorspelde prijs krijgen. En gemeenten met veel van zulke eenouderhuishoudens krijgen daarmee een te hoog budget en dus een te hoog budgetaandeel. Gegeven het vaste macrobudget, gaat dat ten koste van het budget voor gemeenten met weinig of geen eenouderhuishoudens met een meerderjarig jongste kind.

Vanwege het grote aantal kwaliteitsissues met de data en de relatie met gemeentelijk beleid heeft het de voorkeur om zo min mogelijk objectieve kenmerken op te nemen voor kleine groepen huishoudens. Des te kleiner de groep huishoudens, des te groter het risico dat voor deze groep specifieke issues spelen en des te kleiner de kans dat deze issues uitmiddelen. Het verdient op zijn minst de voorkeur om groepen waarvan we weten dat er specifieke issues spelen, niet apart in het model op te nemen. Dat geldt bijvoorbeeld voor (jonge) Syrische huishoudens en eenouderhuishoudens met meerderjarige kinderen. Het reduceren van het model is aanvullend op de afkapping van de fractie op 100 procent. De genoemde issues werken namelijk net zo door in fracties kleiner dan

één als in fracties groter dan één. De afkapping beperkt de invloed van deze issues dus maar ten dele.

Tabel 4.7 De prijsfractie hangt samen met objectieve kenmerken

Prijs ten opzichte van de norm in bijstandshuishouden	Uitgebreid model	Gereduceerd model
Andere uitkering		
WW-uitkering in hh	-1,4731***	-1,4802***
AO-uitkering (15-80%) in hh	-2,5217***	-2,5350***
AO-uitkering (80-100%) in hh	-3,1392***	-3,1451***
ANW-uitkering in hh	-2,1815***	-2,1604***
Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering in hh	-1,2293***	-1,2363***
Pensioenuitkering in hh	-1,1075***	-1,0991***
Aanbodkant		
Alleenstaande	<i>referentie</i>	
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	-0,1985***	
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	-0,5484***	
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	-0,5232***	
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,2252***	
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	-0,0956	
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	0,2595***	
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	0,1577***	
Eenouder-vader, jongste kind 18+	0,2595***	
Paar, jongste kind 18-	-0,6626***	
Paar, jongste kind 18+	-0,6463***	
Paar zonder kinderen	-0,7658***	
Overig huishouden	-1,2891***	
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,3396***	
Alleenstaande, eenoudervader		<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5		-0,1842***
Eenouder-moeder, jongste kind 5+		-0,4674***
Paar met kinderen		-0,6506***
Paar zonder kinderen of overig huishouden		-0,8244***
Thuiswonend meerderjarig kind		-0,3285***
Leeftijd 18 tot 25 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	-0,2293***	-0,2531***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	-0,4494***	-0,4787***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	-0,5512***	-0,5706***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	-0,3606***	-0,3910***
Corporatiewoning	0,1144***	
Standplaats	0,3683***	
Corporatiewoning of standplaats		0,1255***
Geen migratieachtergrond in hh	<i>referentie</i>	
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,2433***	
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,1528***	

Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,1654***	
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,0690**	
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,2022***	
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,0485	
Migratieachtergrond (Somalië of Eritrea) in hh	0,5455***	
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	0,1921***	
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	0,3561***	
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	0,6006***	
Migratieachtergrond (Iraneees) in hh	0,4658***	
Migratieachtergrond (Chinees) in hh	-0,0767	
Migratieachtergrond (Indiaas) in hh	-0,1055	
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,0117	
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,1887***	
Migratieachtergrond (voormalig Sovjet-Unie) in hh	0,2229***	
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,0279*	
Geen, westerse of overig niet-westerse migratieachtergrond in hh		<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,2067***	
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,1401***	
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,1397***	
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,2567***	
Migratieachtergrond (Midden-Oosten) in hh	0,3835***	
HCI onbekend in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCI in huishouden	0,2528***	0,1460***
Middelbare/hoge HCI in huishouden	-0,8091***	-0,9298***
(V)SO/PrO in huishouden	0,2213***	
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente (nieuwe definitie)	0,2349	
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,0334	
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,1300***	0,1236***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,0244	
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,0382***	0,0444***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	-0,0100	
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>referentie</i>	
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	-0,0374***	
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	0,0009	
Gebruik 8 of meer medicijngroepen in hh	0,0858***	
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	-0,1212***	
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	0,0501***	
HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	0,1451**	0,1449***
Vraagkant		
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	1,0336***	1,0843***
Beschikbaarheid van laaggeschoold werk in gemeente	-0,1488	-0,2873***
Buurteffecten		
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. 6-ppc gebieden	0,2889	
Overlast in de buurt	0,6056***	0,6334***

Constante	2,5506***	2,9955***
N	398.056	398.056
AIC	272.351	272.804
BIC	273.026	273.130

De tabel bevat de schattingsresultaten voor het model dat de prijs per uitkering, afgezet tegen het normbedrag, verklaart uit achtergrondkenmerken. Er is een uitgebreid en een gereduceerd model geschat. Significantie: * 10%, ** 5%, *** 1%

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

Het geschatte model voor de fractie van het normbedrag kan worden ingezet om de fractie voor ieder bijstandshuishouden te voorspellen en een voorspelde prijs te berekenen. De voorspelde prijs volgt door de voorspelde fractie te vermenigvuldigen met het normbedrag dat aan het specifieke huishouden is toegekend. Tabel 4.8 laat de voorspelde fractie en voorspelde prijs naar gemeentegrootte zien. De gemiddelde voorspelde prijs uit het gereduceerde model is nagenoeg gelijk aan de gemiddelde voorspelde prijs uit het uitgebreide model. Ook de fracties wijken nauwelijks af.

Tabel 4.8 De voorspelde prijs verschilt naar gemeentegrootte

Gemeentegrootte	Aantal gemeenten	Gemiddelde voorspelde prijs, uitgebreid model	Gemiddelde voorspelde prijs, gereduceerd model	Gemiddelde voorspelde fractie van het normbedrag, uitgebreid model	Gemiddelde voorspelde fractie van het normbedrag, gereduceerd model
0 - 25.000 inwoners	172	12.779	12.761	0,84	0,84
25.000 - 50.000 inwoners	141	12.854	12.865	0,85	0,85
50.000 - 100.000 inwoners	46	13.009	13.013	0,86	0,86
100.000 - 250.000 inwoners	27	13.128	13.136	0,87	0,87
>= 250.000 inwoners	4	13.343	13.342	0,89	0,89

De tabel geeft de voorspelde gemiddelde prijs en fractie van het uitgebreide en het gereduceerde model, naar gemeentegrootte.

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

4.4.3 Conclusies kwantitatieve toets

Het is duidelijk dat objectieve factoren van invloed zijn op de prijs van een uitkering. Dit ligt enerzijds in de kenmerken van huishoudens die bepalen in welke mate men in deeltijd naast de bijstandsuitkering werkt. Deze mensen vergaren daardoor eigen inkomsten die gekort worden op de uitkering. Anderzijds blijkt dat de ontvangst van een andere uitkering, waardoor de bijstandsuitkering lager is, een rol speelt. Dit maakt het wenselijk deze objectieve factoren in het bestaande verdelmodel toe te passen.

De vraag is vervolgens hoe deze objectieve factoren meegenomen moeten worden. De kwaliteit van de prijsgegevens is op sommige vlakken onduidelijk. Er worden uitkeringsbedragen verstrekt boven het normbedrag, wat ten dele verklaard kan worden door bijvoorbeeld wijzigingen in huishoudsamenstelling, maar die ook het gevolg kunnen zijn van nabetalingen, gemeentelijk beleid en registratie-issues. Daarom is ervoor gekozen om de prijs af te kappen op 100 procent van de ge-

hanteerde norm. Ondanks dat een uitgebreid model een iets grotere verklaringskracht geeft, hebben de onderzoekers voorkeur om een gereduceerd model voor de prijscomponent te gebruiken. De kwaliteitsissues en rol van gemeentelijk beleid spelen namelijk in het bijzonder bij specifieke groepen huishoudens (eenouderhuishoudens, jongeren, bepaalde migratieachtergronden), waardoor het opnemen van deze groepen in het model er voor zorgt dat nabetalings, maatwerk, verkeerde toepassing van de kostendelersnorm en onjuiste brutering van de uitkering gehonoreerd worden in de prijscomponent. Dat gaat ten koste van gemeenten die minder van dit type huishoudens in hun gemeente hebben wonen.

4.5 Herverdeeleffecten

Het toevoegen van de prijscomponent aan het bijstandsverdeelmodel maakt dat de budgetverdeling op een iets andere wijze wordt vastgesteld. In plaats van voorspelde kansen te vermenigvuldigen met de wettelijke normbedragen, worden diezelfde voorspelde kansen vermenigvuldigd met de voorspelde fracties die resulteren uit het prijsmodel en de toegekende normbedragen. Aangezien het model voor de volumecomponent hiermee niet wijzigt, blijven de voorspelde aantallen huishoudens en de modelafwijkingen ongewijzigd. De plausibiliteit hoeft daarom niet opnieuw bekeken te worden.

Tabel 4.9 Herverdeeleffecten nemen af door toevoeging van een model voor de prijscomponent

Herverdeeleffecten	Model 2019 (na toevoeging prijscomponent)					Model 2019 (na regulier onderhoud)				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Objectief budgetaandeel versus uitgavenaandeel 2016										
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 99)	10,7	-25,5	38,9	38	61	12,3	-25,0	42,5	31	68
25.000 – 50.000 inw (n = 141)	9,9	-20,9	44,2	57	84	11,3	-21,5	49,5	40	101
50.000 – 100.000 inw (n = 46)	6,6	-9,6	37,9	16	30	7,6	-10,0	38,4	12	34
100.000 – 250.000 inw (n = 27)	5,9	-12,5	23,1	15	12	5,8	-13,5	21,8	13	14
minstens 250.000 inw (n = 4)	5,2	-10,5	0,0	3	1	7,7	-12,8	-2,7	4	0
Totaal (n = 317)	9,3	-25,5	44,2	1296	188	10,5	-25,0	49,5	100	217
Gewogen naar inwonertal	7,5	-25,5	44,2	129	188	8,7	-25,0	49,5	100	217
Gewogen naar uitgavenaandeel	6,1	-25,5	44,2	129	188	7,4	-25,0	49,5	100	217

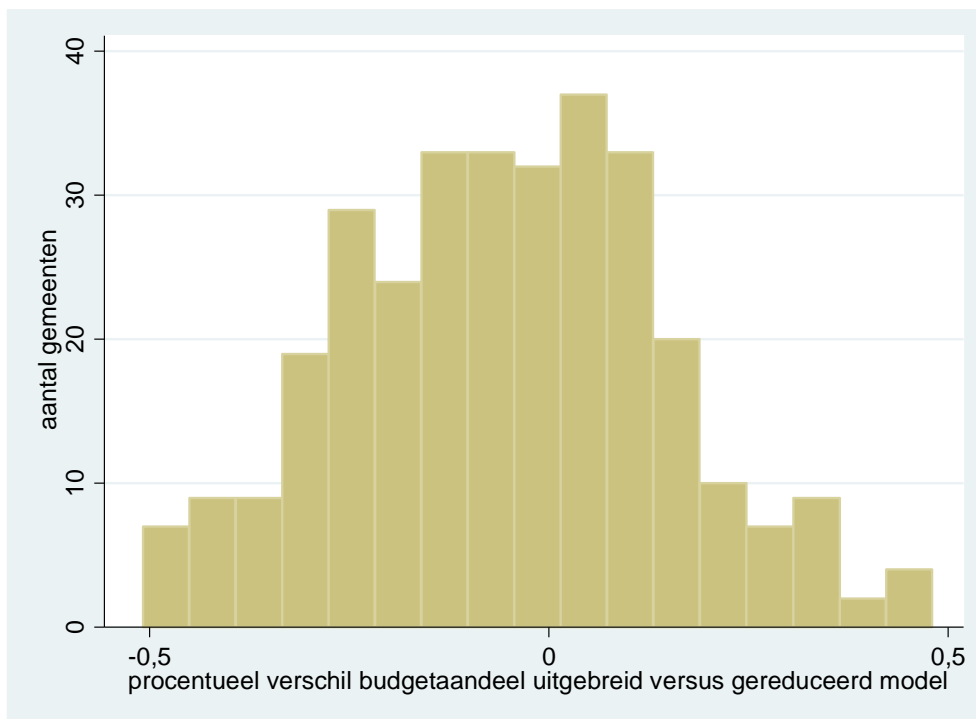
De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners) van het jaar 2016. Budgetaandelen worden bepaald aan de hand van het objectieve budget dat uit het model volgt. Dat geldt ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden gebudgetteerd, er is dus nog geen rekening gehouden met de historische component.

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

De budgetaandelen van gemeenten kunnen door de toevoeging van het model voor de prijscomponent wel veranderen. Tabel 4.9 laat de herverdeeleffecten zien wanneer gebruik wordt gemaakt van het gereduceerde model met de fractie afgekapt op 100 procent. De gemiddelde herverdeeleffecten nemen af ten opzichte van de uitkomsten na het regulier onderhoud. Dit geldt alleen niet voor de gemeenten met 100.000 tot 250.000 inwoners. Voor de andere gemeenten dalen de herverdeeleffecten iets, met name de afname bij de G4 valt op. De uitkomsten van het uitgebreide

model sluiten aan bij het gereduceerde model in onderstaande tabel: de gemiddelde herverdeel-effecten zijn nagenoeg gelijk (zie Bijlage C).

Figuur 4.3 Het uitgebreide model geeft voor zo'n 45 procent van de gemeenten een hoger budgetaandeel dan het gereduceerde model



De figuur toont het procentuele verschil tussen het budgetaandeel op basis van het uitgebreide model ten opzichte van het gereduceerde model, als percentage van het budgetaandeel van het gereduceerde model. De cijfers zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners) van het jaar 2016. Budgetaandelen worden bepaald aan de hand van het objectieve budget dat uit het model volgt. Dat geldt ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden gebudgetteerd, er is dus nog geen rekening gehouden met de historische component.

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

Om inzicht te geven in het verschil tussen het uitgebreide en gereduceerde model zijn de budgetaandelen die volgen uit beide modellen met elkaar vergeleken. Dit is gedaan door het procentuele verschil tussen beide aandelen op gemeenteniveau te berekenen.⁴³ Figuur 4.3 laat zien dat voor 43 procent van de gemeenten het uitgebreide model leidt tot een hoger budgetaandeel (136 gemeenten). Voor de overige 181 gemeenten geeft het uitgebreide model een lager budgetaandeel dan het gereduceerde model. De gemeenten met een hoger budgetaandeel bij het uitgebreide model zijn naar verhouding iets vaker gemeenten met 0 tot 25.000 inwoners, 50.000 tot 100.000 inwoners of G4-gemeenten. De figuur laat ook zien dat het verschil tussen budgetaandelen van beide modellen ongeveer tussen de -0,5 en +0,5 procent ligt. De gemeente waarvoor het verschil tussen uitgebreid en gereduceerd model het meest ongunstig uitpakt, levert dus ongeveer 0,5 procent van het budgetaandeel in. Bij de gemeente met het meest gunstige verschil ligt het budgetaandeel in het uitgebreide model ruim 0,5 procent hoger. Om de financiële gevolgen te illustreren, volgt een fictief voorbeeld. Stel dat een gemeente op basis van het gereduceerde model een voorspeld budgetaandeel van 1 procent heeft. Bij een macrobudget van € 6 miljard, krijgt deze gemeente dan € 60

⁴³ $\text{Procentueel verschil} = ((\text{budgetaandeel uitgebreid model} - \text{budgetaandeel gereduceerd model}) / \text{budgetaandeel gereduceerd model}) * 100\%$

miljoen. Stel nu dat het budgetaandeel van deze gemeente in het uitgebreide model 0,5 procent hoger ligt: dus 1,005 procent budgetaandeel. Het voorspelde budget is dan 60,3 miljoen een verschil van € 0,3 miljoen. In totaal verschuift er bij een macrobudget van € 6 miljard circa € 6,2 miljoen wanneer het uitgebreide model wordt toegepast in plaats van het gereduceerde model.

4.6 Conclusies

De vraag is gerezen of er mogelijk objectieve factoren zijn die de prijs van een uitkering beïnvloeden. Dit hoofdstuk beantwoordt deze vraag. Het blijkt dat objectieve factoren inderdaad van invloed zijn op de prijs van een uitkering. Enerzijds gaat het om kenmerken van huishoudens die bepalen in welke mate men in deeltijd werkt naast de bijstandsuitkering. Deze mensen vergaren daardoor eigen inkomsten die gekort worden op de uitkering. Anderzijds blijkt dat de ontvangst van een andere uitkering (bijvoorbeeld een arbeidsongeschiktheidsuitkering), samenhangt met een lagere bijstandsuitkering.

De vraag is vervolgens hoe deze objectieve factoren meegenomen moeten worden in het bijstandsverdeelmiddel. De kwaliteit van de prijsgegevens is onduidelijk en het is niet mogelijk om het gewenste onderscheid in de gegevens te maken. De prijs wordt bijvoorbeeld beïnvloed door wijzigingen in huishoudsamenstelling, maar ook door nabetalings, gemeentelijk beleid (zoals maatwerk en niet/anders toepassen van de kostendelersnorm) en registratie-issues (brutering van de uitkering). De onderzoekers stellen daarom voor om de prijsfractie af te kappen op 100 procent. Dit maakt dat grote uitschieters en gemeentelijk beleid minder van invloed zijn op de verdeling.

Daarnaast is het voorstel gebruik te maken van een gereduceerd model voor de prijscomponent. De data-issues en de rol van gemeentelijk beleid spelen namelijk in het bijzonder bij specifieke groepen huishoudens, waardoor het opnemen van deze groepen in het model ervoor zorgt dat nabetalings, maatwerk, verkeerde toepassing van de kostendelersnorm en onjuiste brutering van de uitkering gehonoreerd worden in de prijscomponent. Dat gaat ten koste van gemeenten die minder van dit type huishoudens in hun gemeente hebben wonen.

De toevoeging van een model voor de prijscomponent resulteert in een daling van het gemiddelde absolute herverdeleeffect van 10,5 naar 9,3 procent. De afname treedt met name op bij de G4 en de gemeenten met minder dan 50.000 inwoners.

5 Voorstel voor bijstandsverdeelmodel 2019

Voor model 2019 stellen we voor om, naast aanpassingen vanwege regulier onderhoud, geen verdere aanpassingen op het model voor de volumecomponent te doen. Voor de prijscomponent stellen we voor om naast de wettelijke normen gebruik te maken van een model op basis van objectieve factoren (zoals migratieachtergrond, leeftijd, Human Capital Index enzovoorts).

Het bijstandsverdeelmodel bestaat uit twee delen: een volumecomponent en een prijscomponent. In de volumecomponent wordt op basis van objectieve factoren de kans op bijstand van een huishouden geschat. In de prijscomponent worden deze kansen gecombineerd met de wettelijke normbedragen voor de verschillende huishoudtypen. Dit resulteert in een voorspeld bijstandsbudget voor ieder huishouden. Er is onderzocht of deze componenten voor model 2019 aangepast moeten worden. Op basis van dit onderzoek doen de onderzoekers een voorstel voor model 2019.

5.1 Volumecomponent

De volumecomponent van het bijstandsverdeelmodel vereist onderhoud. Dit komt doordat sommige factoren in het model niet op exact dezelfde wijze gemeten kunnen worden, omdat het wenselijk is om de operationalisatie van bepaalde factoren enigszins aan te passen of omdat brongegevens wijzigen. De effecten van dit onderhoud zijn beperkt.

Er is daarnaast onderzocht of het volumemodel verder verfijnd moet worden. Hiervoor zijn drie verfijningen bekeken: aanpassing van de bijschatting van de nieuwe doelgroep, de mogelijkheid om de objectieve verdeling ook op instellingsbewoners toe te passen en opname van een indicator voor het gebruik van jeugdzorg in het huishouden. Voor de eerste twee punten blijkt dat de beschikbare gegevens niet toereikend zijn om aanpassingen te doen. Voor de factor jeugdzorg geldt dat opname de verklaringskracht van het model niet substantieel verbetert.

Voor model 2019 wordt daarom geadviseerd om naast aanpassingen vanwege regulier onderhoud geen verdere aanpassingen op het model voor de volumecomponent te doen. Tabel 5.1 bevat de kenmerken die opgenomen zijn in de volumecomponent.

Tabel 5.1 De factoren voor de volumecomponent veranderen niet

Geen recht	Aanbodkant
Vermogen en overwaarde woning	Leeftijd
AO-, WW-, ANW-uitkering, Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering en pensioenuitkering	Huishoudsamenstelling (o.a. alleenstaande, eenouderhuishouden, paar)
Student	Corporatiewoning en standplaats
	Herkomst ((niet-)westerse migratieachtergrond)
Vraagkant	Human Capital Index (HCI)
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Zorgkosten, medicijngebruik
Werkend onder niveau in gemeente	Aandeel laagstopgeleiden in gemeente
Aandeel studenten in gemeente	Niet-westerse migratieachtergrond & 50 tot AOW-leeftijd
Aandeel WW'ers in de beroepsbevolking in gemeente	Niet-westerse migratieachtergrond & gezondheidsproblemen
	HCI laag & gezondheidsproblemen
Buurteffecten	(V)SO/PrO onderwijs gevolgd
Buurt waar werken niet de norm is	
Overlast en onveiligheid in de buurt	

De tabel geeft de factoren weer die in de volumecomponent van het bijstandsverdeelmodel zitten.
Bron: Tempelman et al. (2017a)

5.2 Prijscomponent

De prijscomponent maakt gebruik van de wettelijke normbedragen voor de verschillende huishoudtypen (afhankelijk van het aantal kostendelers, de leeftijd van huishoudleden enzovoorts). Uit dit onderzoek blijkt dat hiernaast objectieve factoren van invloed zijn op de prijs van een uitkering. Het gaat dan om kenmerken van huishoudens die bepalen in welke mate men in deeltijd naast de bijstandsuitkering werkt (bijvoorbeeld leeftijd, migratieachtergrond, Human Capital Index). Als mensen werken naast de uitkering, worden deze eigen inkomsten gekort op de uitkering. Dat levert een besparing op voor de gemeente. Ook de ontvangst van een andere uitkering (bijvoorbeeld een arbeidsongeschiktheidsuitkering) leidt tot een lagere bijstandsuitkering.

De onderzoekers stellen voor om de prijscomponent aan te passen en naast de wettelijke normen gebruik te maken van een model op basis van objectieve factoren. De prijsgegevens kunnen mede afwijken van de wettelijke normbedragen door nabetalingen, gemeentelijk beleid (maatwerk, onjuiste toepassing van de kostendelersnorm, onjuiste brutering van de uitkering) en wijzigingen in huishoudsamenstelling. Het merendeel van deze aspecten dient niet te worden gehonoreerd in de budgetverdeling. De data kunnen hier echter niet voor worden gecorrigeerd. Omdat deze issues met name bij specifieke groepen huishoudens spelen, stellen de onderzoekers voor deze specifieke objectieve kenmerken van huishoudens niet op te nemen en een gereduceerd model voor de prijscomponent te gebruiken. Tabel 5.2 bevat het voorstel voor factoren voor de prijscomponent.

Tabel 5.2 Voorstel voor factoren die opgenomen kunnen worden in de prijscomponent

Kans op (inkomsten uit) werk	Andere uitkering
Leeftijd	AO-, WW-, ANW-uitkering, Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering en pensioenuitkering
Huishoudsamenstelling (eenoudermoeder naar leeftijd jongste kind, paar met/zonder kinderen, thuiswonend meerderjarig kind)	
Corporatiewoning of standplaats	
Herkomst (niet-westerse migratieachtergrond) (uitgesplitst)	
Human Capital Index (HCI)	
Gebruik GGZ-zorg, gebruik medicijnen tegen depressie	
HCI laag & gezondheidsproblemen	
Beschikbaarheid van laagopgeleid werk in gemeente	
Aandeel studenten in gemeente	
Overlast en onveiligheid in de buurt	

De tabel geeft de voorgestelde factoren voor de prijscomponent van het bijstandsverdeelmiddel weer.
Bron: SEO Economisch Onderzoek

5.3 Uitkomsten

De uitkomsten van het volumemodel worden beschreven met de afwijking tussen het voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand, zie ook Hoofdstuk 2. De uitkomsten voor model 2019 zijn vergelijkbaar met die van model 2018. Het gemiddelde (absolute) procentuele verschil tussen het voorspelde en werkelijke aantal huishoudens met bijstand neemt licht toe. De uitschieters worden kleiner: zowel de minimale (meest negatieve) als de maximale (meest positieve) afwijking is afgenomen.

Tabel 5.3 Modelafwijking voor model 2019 vergelijkbaar met die van model 2018

Afwijking voorspeld en werkelijk aantal huishoudens met bijstand	Model 2019					Model 2018				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 99/99)	9,9	-28,1	32,0	52	47	9,6	-35,6	61,4	45	54
25.000 – 50.000 inw (n = 141/142)	9,1	-18,7	39,0	66	75	8,6	-17,2	43,0	64	78
50.000 – 100.000 inw (n = 46/45)	6,1	-13,7	37,3	22	24	5,4	-15,1	35,0	14	31
100.000 – 250.000 inw (n = 27/27)	5,4	-12,1	21,2	13	14	5,0	-10,6	21,8	15	12
minstens 250.000 inw (n = 4/4)	3,8	-7,2	2,2	2	2	3,3	-6,4	1,6	3	1
Totaal (n = 317/317)	8,5	-28,1	39,0	155	162	8,1	-35,6	61,4	141	176
Gewogen naar inwonertal	6,8	-28,1	39,0	155	162	6,3	-35,6	61,4	141	176
Gewogen naar uitgavenaandeel	5,5	-28,1	39,0	155	162	5,1	-35,6	61,4	141	176

De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners – gemeentelijke indeling 2016 voor model 2019 en indeling 2015 voor model 2018). De modelafwijking is de afwijking tussen voorspelde en werkelijke aantallen bijstandshuishoudens. De kolom 'gem' bevat gemiddelden van de absolute procentuele afwijkingen.

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

Het toevoegen van een model voor de prijscomponent aan het bijstandsverdeelmodel maakt dat de budgetverdeling op iets andere wijze wordt vastgesteld. In plaats van voorspelde kansen te vermenigvuldigen met de wettelijke normbedragen, worden diezelfde voorspelde kansen vermenigvuldigd met de voorspelde fracties die resulteren uit het prijsmodel en de wettelijke normbedragen.

De budgetaandelen van gemeenten veranderen door de toevoeging van het model voor de prijscomponent. Tabel 5.4 laat de herverdeeleeffecten zien. De gemiddelde herverdeeleeffecten nemen af ten opzichte van model 2018. Dit komt enerzijds door toevoeging van de prijscomponent. Anderzijds waren de herverdeeleeffecten voor model 2019 na toepassing van alleen de volumecomponent ook al lager dan voor model 2018 (Hoofdstuk 2). De daling treedt vooral op bij gemeenten met minder dan 50.000 inwoners en bij de grote vier gemeenten.

Tabel 5.4 Herverdeeeffecten nemen af door updaten van de data, regulier onderhoud en toevoeging van een model voor de prijscomponent

Herverdeeeffecten	Model 2019 (na update van de data, regulier onderhoud en toevoeging prijscomponent)					Model 2018				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Objectief budgetaandeel versus uitgavenaandeel 2016/2015										
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n = 99/99)	10,7	-25,5	38,9	38	61	14,2	-31,2	71,0	20	79
25.000 – 50.000 inw (n = 141/142)	9,9	-20,9	44,2	57	84	12,9	-19,1	55,1	34	108
50.000 – 100.000 inw (n = 46/45)	6,6	-9,6	37,9	16	30	7,7	-13,6	35,9	9	36
100.000 – 250.000 inw (n = 27/27)	5,9	-12,5	23,1	15	12	5,8	-14,2	19,8	15	12
minstens 250.000 inw (n = 4/4)	5,2	-10,5	0,0	3	1	8,8	-12,2	-4,8	4	0
Totaal (n = 317/317)	9,3	-25,5	44,2	129	188	11,9	-31,2	71,0	82	235
Gewogen naar inwonertal	7,5	-25,5	44,2	129	188	9,6	-31,2	71,0	82	235
Gewogen naar uitgavenaandeel	6,1	-25,5	44,2	129	188	8,1	-31,2	71,0	82	235

De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners) van het jaar 2016 voor model 2019 en 2015 voor model 2018. Budgetaandelen worden bepaald aan de hand van het objectieve budget dat uit het model volgt. Dat geldt ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden gebudgetteerd, er is dus nog geen rekening gehouden met de historische component. Het gemiddelde betreft het absolute gemiddelde herverdeeeffect.

Het model voor de prijscomponent betreft het gereduceerde model met de fractie afgekapt op 100 procent.

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

5.4 Doorkijk naar de lange termijn

Wanneer de volume- en de prijscomponent dezelfde verklarende variabelen bevatten, rijst de vraag of het niet beter is prijs en volume in één model te schatten, het zogenaamde pxq -model. Dit levert een eenvoudigere systematiek op dan twee losse componenten. Op de lange termijn is dat mogelijk een optie als de kwaliteit van de prijsgegevens verbeterd is én het mogelijk is om het gewenste onderscheid in de gegevens te maken. Dit betekent dat nabetalings, gemeentelijk beleid (zoals maatwerk en niet/anders toepassen van de kostendelersnorm) en registratie-issues (brutering van de uitkering) dan uit de gegevens gefilterd moeten kunnen worden.

Het aansluitingsprobleem tussen achtergrondkenmerken, gemeente en bijstandsontvangst blijft dan nog steeds spelen. Voor de achtergrondkenmerken moet een peildatum gekozen worden, bijvoorbeeld 1 januari. Als een huishouden dan later in het jaar verhuist en in de bijstand terechtkomt wordt dit bedrag toegerekend aan de kenmerken en woongemeente op 1 januari.

Bij de doorontwikkeling van het model voor 2017 is het pxq -model al deels onderzocht (zie Tempelman et al., 2016). Een model met een bijstandsbedrag kon resulteren in een negatief budget op gemeenteniveau. Dat is onwenselijk. Als alternatief kan, zoals in het voorgestelde model voor de prijscomponent, een fractie van de norm geanalyseerd worden.

Literatuur

- M.A. Allers, 2017. Adviesrapport Verfijning bijstandsverdeelmodel 2018, Groningen: Rijksuniversiteit Groningen.
- Ape, 2017. BUIG-budget 2017 in Den Haag, Amsterdam, Rotterdam en Utrecht. Eindrapportage Onderzoek naar de aansluiting van het budget bij de maatschappelijke opgaven, Den Haag: Ape.
- L. Bakker, D. Faber, M. Gielen, L. Koster, E. van der Kuilen, 2018. Institutionele huishoudens en beschermd wonen. Onderzoek naar een mogelijk verbeterd kenmerk voor de risicoverevening. WOR 893. Barneveld: Significant/Ape.
- Belastingdienst, 2016. Rekenregels en handleiding loonheffingen over bijstandsuitkeringen.
- Divosa-monitor, 2014. De Grote Verbouwing, Utrecht: Divosa
- Divosa, 2015. Parttime werk in de bijstand (Divosa-monitor factsheet), Utrecht: Divosa.
- Divosa, 2016. Benchmark Werk en inkomen, 2016, Utrecht: Divosa..
- M. Heekelaar, W. Verbeek, J. ten Hoor, 2017. Bijstandsbudget 2017 Almere. Onderzoek naar de effecten van het verdeelmodel en maatregelen om de bijstandsdichtheid te verminderen, Utrecht: Berenschot.
- P. Hilhorst, S. Harchaoui, 2017. Minder wanbetalers. De daling versnellen, coöperatie Goede Gieren.
- Inspectie SZW, 2017. Handhaving arbeidsverplichtingen, Den Haag: Inspectie SZW.
- L. Kok, C. Berden, M. Lammers, R. Scholte, M. Von Bergh, 2015. Duurzaamheid schuldentrajecten. De financiële positie van ex-schuldenaren, SEO-rapport 2015-73, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- L. Kok, L. Kroon, M. Lammers, M. Sax, A. Witkamp & N. Stroeker, 2018. Jonggehandicapten onder de Participatiewet. SEO-rapport 2018-07, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- P. Koning, 2014. Door schuldhulpverlening uit de bijstand, in: Economisch Statistische Berichten 99 (4677), 38-41.
- G. Marlet, R. Ponds, C. van Woerkens, R. Zwart, 2016. Individuele en regionale ongelijkheid. Verklaringen voor individuele en regionale verschillen in de kans op bijstand, Utrecht: Atlas voor gemeenten.

- G. Marlet, C. van Woerkens, R. Zwart, H. Garretsen, J. Stoker, J. Veenstra, C. Tempelman, S. Vriend, & L. Kroon, 2017. Van budget naar besteding. Verklaringen voor tekorten en overschotten op het gemeentelijke bijstandsbudget. Utrecht: Atlas voor Gemeenten.
- Raad voor de financiële verhoudingen, 2017. Advies verdeelmodel inkomensdeel Participatiewet (Pw) 2018.
- C. Tempelman, M. Lammers, S. Vriend, T. Smits, 2016. Verdeelmodel inkomensdeel Participatiewet, SEO-rapport 2016-48, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- C. Tempelman, S. Vriend, L. Kroon, G. Marlet, C. van Woerkens, 2017a. Verfijning bijstandsverdeelmodel 2018, SEO-rapport 2017-29, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- C. Tempelman, S. Vriend, 2017b. Vaststellen bijstandsbudgetten 2018, SEO-rapport 2017-65, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- B. van der Klaauw, 2017. Adviesrapport Verfijning bijstandsverdeelmodel 2018, Amsterdam: Vrije Universiteit.
- W. Zwinkels, M. Guiaux, 2015. Schulden belemmeren terugkeer naar werk, in: Economisch Statistische Berichten 100 (4722), 690-692.

Bijlage A Gehanteerde normbedragen

Het verdeelmodel houdt bij toekenning van de wettelijke normbedragen per huishouden rekening met de kostendelersnorm die geldt als een woning wordt bewoond door meerdere volwassenen die de woonkosten kunnen delen. Het verdeelmodel rekent met gebruteerde bedragen die door het ministerie van SZW worden aangeleverd. Onderstaande tabel bevat de gehanteerde normbedragen in het model, afhankelijk van het huishoudtype, de leeftijd van huishoudleden en het aantal kostendelers.

Niet alle huishoudleden tellen mee voor de kostendelersnorm. Uitgezonderd zijn:

- jongeren tot 21 jaar;
- kamerhuurders met een commercieel contract (en die een commerciële huurprijs betalen);
- studenten die een opleiding volgen die recht kan geven op studiefinanciering of tegemoetkoming studiekosten;
- studenten die een Beroeps Begeleidende Leerweg volgen (BBL-studenten).

In het verdeelmodel wordt voor iedere (mbo-, hbo- en wo-)student verondersteld dat zij geen kostendeler zijn. Dat geldt dus ook voor BBL-studenten. Ook jongeren tot 21 jaar tellen niet mee als kostendeler. Er is geen informatie beschikbaar over commerciële kamerhuur, deze mensen worden dus in het verdeelmodel geteld als kostendeler (als zij 21 jaar of ouder en geen student zijn).

Huishoudleden die de AOW-leeftijd hebben bereikt, vallen niet meer onder de verantwoordelijkheid van de gemeente, maar tellen wel als kostendeler.

Tabel A.1 Gehanteerde normbedragen

	% t.o.v. wettelijk minimum loon	Netto norm per maand	Netto norm per jaar	Bruto norm per jaar
Normen voor 21-plussers				
Referentie WML	100,00%	€ 1.417,32	€ 17.007,84	€ 19.665,08
Aantal kostendelers - 1	70,00%	€ 992,12	€ 11.905,44	€ 15.193,33
2	50,00%	€ 708,66	€ 8.503,92	€ 9.832,54
3	43,33%	€ 614,17	€ 7.370,04	€ 8.045,54
4	40,00%	€ 566,93	€ 6.803,16	€ 7.152,14
5	38,00%	€ 538,58	€ 6.462,96	€ 6.615,98
6	36,67%	€ 519,68	€ 6.236,16	€ 6.258,55
7	35,71%	€ 506,19	€ 6.074,28	€ 6.074,28
8	35,00%	€ 496,06	€ 5.952,72	€ 5.952,72
9	34,44%	€ 488,19	€ 5.858,28	€ 5.858,28
10	34,00%	€ 481,89	€ 5.782,68	€ 5.782,68
Jongerennormen (21-)				
Alleenstaande (ouder)		€ 244,91	€ 2.938,92	€ 2.938,92
Paar, beide partners 21-, zonder kind		€ 489,82	€ 5.877,84	€ 5.877,84

Paar, één 21+, zonder kind		€ 953,57	€ 11.442,84	€ 11.442,84
Paar, beide partners 21-, met kind		€ 773,28	€ 9.279,36	€ 9.279,36
Paar, één 21+, met kind		€ 1.237,03	€ 14.844,36	€ 16.255,43
Normen paren (met 21- partner) als er kostendelers zijn, obv art. 22a, lid 3 Pw	Indien extra aantal kostendelers			
Paar, één 21+, met kind	0	€ 1.237,03	€ 14.844,36	€ 16.255,43
	+1	€ 1.237,03	€ 14.844,36	€ 16.255,43
	+2	€ 1.142,54	€ 13.710,48	€ 14.468,44
	+3	€ 1.095,30	€ 13.143,60	€ 13.575,03
	+4	€ 1.066,95	€ 12.803,40	€ 13.038,88
	+5	€ 1.048,05	€ 12.576,60	€ 12.681,44
	+6	€ 1.034,56	€ 12.414,72	€ 12.426,32
	+7	€ 1.024,43	€ 12.293,16	€ 12.293,16
	+8	€ 1.016,56	€ 12.198,72	€ 12.198,72
	+9	€ 1.010,26	€ 12.123,12	€ 12.123,12
Paar, één 21+, zonder kind	0	€ 953,57	€ 11.442,84	€ 11.442,84
	+1	€ 953,57	€ 11.442,84	€ 11.442,84
	+2	€ 859,08	€ 10.308,96	€ 10.308,96
	+3	€ 811,84	€ 9.742,08	€ 9.742,08
	+4	€ 783,49	€ 9.401,88	€ 9.401,88
	+5	€ 764,59	€ 9.175,08	€ 9.175,08
	+6	€ 751,10	€ 9.013,20	€ 9.013,20
	+7	€ 740,97	€ 8.891,64	€ 8.891,64
	+8	€ 733,10	€ 8.797,20	€ 8.797,20
	+9	€ 726,80	€ 8.721,60	€ 8.721,60
Afwijkende normen paren o.b.v. art. 24 Participatiewet				
rechthebbende 21+ met of zonder kinderen		€ 708,66	€ 8.503,92	€ 9.832,54
rechthebbende 21- zonder kind		€ 244,91	€ 2.938,92	€ 2.938,92
rechthebbende 21- met kind		€ 386,64	€ 4.639,68	€ 4.639,68

De tabel bevat bedragen per persoon. Bij een huishouden met drie kostendelers geldt een bedrag van € 8.045,54 per persoon, dus 3*€ 8.045,54 voor het gehele huishouden. WML is wettelijk minimumloon.

Bron: Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.

Bijlage B Modellen voor de kans op deeltijdwerk

De schattingsresultaten voor de kans op werk naast een uitkering zijn weergegeven in Tabel B.1. De eerste kolom hanteert een precieze definitie van deeltijdwerk naast de bijstandsuitkering: er wordt gekeken naar inkomsten uit loondienst op 5 januari 2016.⁴⁴ In de tweede kolom wordt ook het inkomen van ondernemers meegeteld. In dat geval is alleen bekend dat dat inkomen in 2016 is genoten. Dat hoeft dus niet samen te vallen met de bijstandsuitkering. De geschatte relaties verschillen soms tussen de kolommen. Dat kan te maken hebben met dit verschil in aansluiting. Zo kunnen factoren die gerelateerd zijn aan een verhoogde uitstroomkans in de tweede kolom de schattingsresultaten beïnvloeden. Een persoon stroomt dan eerst uit de bijstand en heeft later dat jaar een hogere kans om als zelfstandig ondernemer te starten.

In vergelijking met alleenstaanden werken eenoudermoeders met kinderen tot 5 jaar minder vaak in deeltijd, mogelijk vanwege de ontheffing van de sollicitatieplicht voor deze groep. Anderzijds werken eenoudermoeders met oudere kinderen juist vaker. Ook paren werken substantieel vaker naast de bijstandsuitkering. De mate waarin gewerkt wordt naast de bijstandsuitkering neemt af met de leeftijd. Vooral onder huishoudens met leden van 50 jaar tot AOW-leeftijd is de kans lager. Huishoudens in een corporatiewoning werken niet minder vaak in loondienst dan huishoudens in een koopwoning of reguliere huurwoning, wel werken ze minder vaak in loondienst en/of als zelfstandige. Dit kan samenhangen met een lagere uitstroomkans voor huishoudens in een corporatiewoning. Huishoudens met een WW-uitkering hebben zoals verwacht een lagere kans op deeltijdwerk. Ook voor huishoudens met bepaalde migratieachtergrond geldt dat de kans op deeltijdwerk lager is. Dat is bijvoorbeeld het geval voor huishoudens met leden met een Marokkaanse, Turkse en Somalische/Eritrese migratieachtergrond. Ook de Syrische huishoudens vallen op. Zij zullen minder vaak werken in de bijstand omdat ze pas recent naar Nederland zijn gekomen. Huishoudens met middelbare of hoge HCI werken significant vaker. De meeste indicatoren voor zorggebruik gaan gepaard met een lagere kans op werken in de bijstand. Datzelfde geldt voor stapelingsindicatoren.

De invloed van beschikbaarheid van werk is in deze modellen niet significant. Meer werken onder niveau hangt samen met een hogere kans op deeltijdwerk (net niet significant in het model met loondienst). Dat lijkt niet intuïtief, maar kan samenhangen met het type werk dat beschikbaar is en het belang van dit type werk voor bijstandsgerechtigden, zie verderop voor details.⁴⁵ Tot slot verlagen overlast en buurten waar werken niet de norm is de kans op werken in de bijstand.

⁴⁴ Loonkostensubsidies Participatiewet zijn niet meegeteld als werk. Andere vormen van gesubsidieerd werk (ten laste van het W-deel/Participatiebudget) zijn wel meegeteld als werk. In het uiteindelijke model wordt deeltijdwerk niet als factor opgenomen. Deze keuze heeft dus geen invloed op het uiteindelijke model en de eventuele aanpassing van de gehanteerde normen. Bovendien bleek het wel of niet tellen van loonkostensubsidies Participatiewet nauwelijks effect te hebben op de schattingen.

⁴⁵ In Marlet et al. (2017) is het aandeel bijstandsgerechtigden met deeltijdwerk op gemeenteniveau gerelateerd aan de vraagkant van de arbeidsmarkt. In dat onderzoek hing werken onder niveau – net als nu – positief samen met deeltijdwerk en de beschikbaarheid van werk was – in tegenstelling tot nu – negatief significant. Als mogelijke verklaring voor dit negatieve teken werd de aanbodkant van de arbeidsmarkt genoemd die in dat onderzoek niet meegenomen was. Uit dit onderzoek blijkt dat inderdaad het geval.

Tabel B.1 De kans op deeltijdwerk hangt samen met objectieve factoren

Kans op deeltijdwerk in bijstandshuishouden	Kans op werk (loondienst)	Kans op werk (loondienst en/of zelfstandige)
Aanbodkant		
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	-0,1585***	-0,1730***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	0,7346***	0,6420***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	0,8969***	0,7981***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	0,6563***	0,5577***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	-0,2393	-0,1322
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	-0,3811***	-0,1278
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	-0,0524	0,1135
Eenouder-vader, jongste kind 18+	0,0027	0,1013
Paar, jongste kind 18-	1,5827***	1,5423***
Paar, jongste kind 18+	1,6716***	1,6010***
Paar zonder kinderen	1,6045***	1,5819***
Overig huishouden	2,5964***	2,6013***
Thuiswonend meerderjarig kind	-0,7062***	-0,6192***
Leeftijd 18 tot 20 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	-0,3625***	-0,2198**
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	-0,4947***	-0,2476**
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	-0,4305***	-0,1647
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	-0,4270***	-0,1695
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	-0,5374***	-0,2670**
Corporatiewoning	0,0014	-0,1704***
Standplaats	-0,8976***	-0,8195***
WW-uitkering in hh	-0,4041***	-0,3793***
Geen migratieachtergrond in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	-0,4485***	-0,5165***
Migratieachtergrond (Turks) in hh	-0,1197***	-0,2051***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	-0,0686	-0,1179***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	-0,0906*	-0,1829***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	-0,0894	-0,2078***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,0251	-0,1151
Migratieachtergrond (Somalië of Eritrea) in hh	-0,7296***	-0,9684***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	0,1081**	0,0719
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	-0,1279***	-0,2190***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	-1,5517***	-1,6831***
Migratieachtergrond (Iranees) in hh	-0,4366***	-0,4071***
Migratieachtergrond (Chinees) in hh	0,8536***	0,6668***
Migratieachtergrond (Indiaas) in hh	0,0761	0,1311
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,1079**	0,0359
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	-0,3095***	-0,3743***

Migratieachtergrond (voormalig Sovjet-Unie) in hh	-0,2697***	-0,2629***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,0402**	-0,0218
HCI onbekend in huishouden	<i>referentie</i>	<i>Referentie</i>
Lage HCI in huishouden	0,1243	0,1662
Middelbare/hoge HCI in huishouden	2,1503***	1,9475***
(V)SO/PrO in huishouden	0,0118	-0,0876
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente (nieuwe definitie)	-1,4556*	-2,3496***
Zorgkosten boven de €50.000 in hh	-0,7133***	-0,5647***
Gebruik GGZ-zorg in hh	-0,4130***	-0,3561***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	-0,2969***	-0,3788***
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	-0,0964***	-0,1226***
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	-0,3026***	-0,3911***
Gebruik minder dan 4 medicijn groepen in hh	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijn groepen in hh	0,1395***	0,0859***
Gebruik 6 tot 8 medicijn groepen in hh	-0,0575**	-0,1217***
Gebruik 8 of meer medicijn groepen in hh	-0,2664***	-0,3489***
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	-0,1516***	-0,2505***
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	-0,0393	-0,0212
HCI laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	-0,4861***	-0,4290***
Vraagkant		
Werken onder niveau in gemeente (nieuwe definitie)	0,4812	0,8766***
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	-1,1144***	-0,7153***
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-0,3231	-0,0614
Buurteffecten		
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. 6-ppc gebieden	-0,5620**	-0,4438**
Overlast in de buurt	-0,3070***	-0,4241***
Constante	-2,5795***	-2,9657***
N	408.070	408.070

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

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

Als gevoeligheidsanalyse is een soortgelijk model geschat zonder de overige huishoudens. De overige huishoudens zijn namelijk vaak grote huishoudens, veroorzaakt doordat het individuele recht op bijstand niet aan de hand van de data kan worden geïdentificeerd. In grote huishoudens zijn er meer personen die mogelijk kunnen werken en is de kans op deeltijdwerk dus mogelijk groter. De resultaten sluiten grotendeels aan bij Tabel B.1.

Arbeidsmarktkenmerken

Opvallend in de modellen is dat een deel van de arbeidsmarktkenmerken onverwachte relaties laat zien. Zo is de beschikbaarheid van werk niet significant van invloed op de kans om te werken naast een bijstandsuitkering en meer werken onder niveau hangt samen met een hogere in plaats van

lagere kans om te werken naast de uitkering (ook insignificant overigens). Dit kan zijn omdat juist de beschikbaarheid van werk in bepaalde sectoren van invloed is. Uit onderzoek blijkt namelijk dat bijstandsgerechtigden die parttime werken vooral actief zijn in de sectoren schoonmaak, horeca, zorg en detailhandel.⁴⁶ Anderzijds kan het zijn dat de kans op deeltijdwerk naast een uitkering vooral afhangt van de aanwezigheid van laaggeschoold werk.

Tabel B.2 De beschikbaarheid van laaggeschoold werk hangt samen met meer werk naast de uitkering

Kans op deeltijdwerk (in loon-dienst)	Basis-model	Variant 1	Variant 2	Variant 3	Variant 4	Variant 5	Variant 6
Beschikbaarheid van werk in gemeente	-0,3231	-1,1557**	-0,3264	-0,6706	-0,6183	-0,0233	
Werken onder niveau (nieuwe definitie)	0,4812	1,2179**	0,5755	0,1607			
Beschikbaarheid van werk in detailhandel		-9,7007*					
Beschikbaarheid van werk in horeca		1,9571					
Beschikbaarheid van werk in schoonmaak		4,6807					
Beschikbaarheid van werk in zorg		-7,8788**					
Beschikbaarheid van werk in detailhandel in sectoren met veel deeltijdwerk (gewogen gemiddelde)			-0,8188				
Beschikbaarheid van laaggeschoold werk				0,4568***	0,4967***		0,7798**
N	408.070	408.070	408.070	408.070	408.070	408.070	408.070
AIC	233.337	233.308	233.339	233.320	233.319	233.344	233.326
BIC	233.981	233.996	233.994	233.978	233.963	233.977	233.959

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

Bron: SEO Economisch Onderzoek, obv CBS-microdata

Bovenstaande tabel toont de schattingsresultaten van modellen met verschillende specificaties van de regionale arbeidsmarktvariabelen. De beschikbaarheid van werk in de gemeente en in kansrijke sectoren laten onverwachte tekens zien. In variant 1, met aanvullend de beschikbaarheid van werk in de vier sectoren, resulteren negatieve significante effecten. Opvallend is dat werken onder niveau dan positief significant wordt. In variant 2 (waar een gecombineerde maat voor kansrijke sectoren is gebruikt) blijven de tekens gelijk ten opzichte van het basismodel en blijven ze ook insignificant. Het positieve teken bij werken onder niveau komt waarschijnlijk doordat deze factor een proxy is voor de aanwezigheid van laaggeschoold werk. Alleen als er veel laaggeschoold werk is, kunnen er veel middelbaar en hoogopgeleiden op laaggeschoold werk werken. Variant 3 laat zien dat de beschikbaarheid van laaggeschoold werk inderdaad samenhangt met een grotere kans op werk naast de uitkering. Beschikbaarheid van werk blijft dan insignificant (ook als een model zonder werken onder niveau of zonder laaggeschoold werk wordt geschat). De voorkeur gaat uit naar een model met alleen laaggeschoold werk (variant 6), omdat deze logische en significante resultaten geeft.

⁴⁶ Divosa (2015), Parttime werk in de bijstand (Divosa-monitor factsheet), (Divosa, Utrecht), 12.

Bijlage C Modellen voor de prijs van een uitkering

Prijs per uitkering gerelateerd aan deeltijdwerk

Naast de modellen in de hoofdtekst is ook gekeken naar een model voor de prijs per uitkering (als fractie van de norm), gerelateerd aan deeltijdwerk en objectieve factoren die direct van invloed zijn op de prijs (zoals de ontvangst van andere uitkeringen). Dit model relateert de prijs aan deeltijdwerk en objectieve factoren uit de basisset die niet via deeltijdwerk invloed hebben op de prijs (namelijk de ontvangst van een andere uitkering (WW-, AO-, ANW-, Ziektewet-, wachtgeld-, pensioen- en overige uitkeringen). Dit geeft een beeld van het belang van deeltijdwerk naast andere objectieve factoren voor prijsverschillen.

Onderstaande tabel toont de uitkomsten als naast de ontvangst van een andere uitkering ook een indicator voor werken naast de uitkering wordt opgenomen. Het is duidelijk dat zowel deeltijdwerk als ontvangst van andere uitkeringen sterk significant samenhangen met de prijsfractie.

Tabel C.1 De prijsfractie hangt samen met deeltijdwerk en ontvangst van een andere uitkering

Prijs ten opzichte van de norm in bijstandshuishouden Fractie afgekapt op 100%	Coëfficiënten
Andere uitkering	
WW-uitkering in hh	-2,0720***
AO-uitkering (15-80%) in hh	-2,7848***
AO-uitkering (80-100%) in hh	-3,3650***
ANW-uitkering in hh	-2,2567***
Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering in hh	-1,7660***
Pensioenuitkering in hh	-1,1378***
Aanbodkant	
Werk in loondienst	-2,1812***
Constante	2,6108***
N	398.056
AIC	255.137
BIC	255.224

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

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

De uiteindelijke (eventuele) aanpassing van de gehanteerde normbedragen wordt gebaseerd op een model zonder deeltijdwerk als factor. Dit heeft verschillende redenen. Allereerst is deeltijdwerk als verdeelkenmerk voor de prijs discutabel omdat het mogelijk beïnvloedbaar is door lokaal arbeidsmarktbeleid. Een gemeente kan immers actief inzetten op deeltijdwerk. Het is de vraag of (en welke) objectieve kenmerken de mate van deeltijdwerk in de bijstand beïnvloeden.

Tot slot moet de eventuele prijsaanpassing die volgt uit deze analyse voor alle Nederlandse huishoudens toepasbaar zijn, ook degenen die op 5 januari 2016 geen uitkering ontvangen. Voor elk huishouden moet immers de voorspelde kans op bijstand vermenigvuldigd worden met een prijs. Een model met deeltijdwerk als verdeelkenmerk is om deze reden niet bruikbaar. Voor huishoudens zonder bijstand is niet bekend of zij naast een bijstandsuitkering deeltijd zouden werken. De achterliggende objectieve factoren, zoals de regionale arbeidsmarkt, gezondheidssituatie, werkervaring en leeftijd, kennen dit probleem niet.

Resultaten andere uitkomstmaten

De prijsgegevens bevatten verschillende elementen die er bij voorkeur uit gefilterd worden. Omdat dit niet mogelijk is, is ervoor gekozen om verschillende varianten voor de uitkomstmaat te onderzoeken:

1. de fractie van het normbedrag afkappen op 100 procent;
2. de fractie van het normbedrag afkappen op 115 procent;
3. de fractie van het normbedrag niet afkappen.

De hoofdttekst beschrijft de resultaten van de eerste variant. Onderstaande tabel bevat de resultaten van de andere twee varianten.

Tabel C.2 Prijsmodellen met alternatieve uitkomstmaten

Prijs ten opzichte van de norm in bijstandshuishouden	Fractie van het normbedrag, afgekapt op 115 procent (fractional logit)	Fractie van het normbedrag, niet afgekapt (OLS)
Andere uitkering		
WW-uitkering in hh	-1,1061***	-0,3026***
AO-uitkering (15-80%) in hh	-1,8164***	-0,4674***
AO-uitkering (80-100%) in hh	-2,3014***	-0,6067***
ANW-uitkering in hh	-1,5559***	-0,4021***
Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering in hh	-0,8665***	-0,2263***
Pensioenuitkering in hh	-0,6472***	-0,1469***
Aanbodkant		
Alleenstaande	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Eenouder-moeder, jongste kind tot 5	-0,1166***	-0,0477***
Eenouder-moeder, jongste kind 5-12	-0,2829***	-0,0710***
Eenouder-moeder, jongste kind 12-18	-0,2491***	-0,0537***
Eenouder-moeder, jongste kind 18+	-0,0063	0,0210***
Eenouder-vader, jongste kind tot 5	-0,0197	-0,0120
Eenouder-vader, jongste kind 5-12	0,1401***	0,0410***
Eenouder-vader, jongste kind 12-18	0,1184***	0,0222***
Eenouder-vader, jongste kind 18+	0,3247***	0,1185***
Paar, jongste kind 18-	-0,2733***	-0,0487***
Paar, jongste kind 18+	-0,1931***	-0,0258***
Paar zonder kinderen	-0,3540***	-0,0584***
Overig huishouden	-0,7741***	-0,2038***

Thuiswonend meerderjarig kind	-0,0123	-0,0344***
Leeftijd 18 tot 25 jaar in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	-0,2592***	-0,3186***
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	-0,4065***	-0,3582***
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	-0,4754***	-0,3796***
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	-0,3797***	-0,3668***
Corporatiewoning	0,0459***	-0,0086***
Standplaats	0,1781***	0,0134**
Geen migratieachtergrond in hh	<i>referentie</i>	<i>Referentie</i>
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	0,1473***	0,0335***
Migratieachtergrond (Turks) in hh	0,1033***	0,0321***
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	0,1088***	0,0344***
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	0,0700***	0,0268***
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	0,1129***	0,0227***
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	0,0412	0,0219***
Migratieachtergrond (Somalië of Eritrea) in hh	0,2634***	0,1237***
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	0,1217***	0,0559***
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	0,1860***	0,0387***
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	0,2891***	0,0680***
Migratieachtergrond (Iranee) in hh	0,2323***	0,0554***
Migratieachtergrond (Chinees) in hh	-0,0318	0,0026
Migratieachtergrond (Indiaas) in hh	-0,0488	-0,0031
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	0,0277**	0,0156***
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	0,0910***	0,0128***
Migratieachtergrond (voormalig Sovjet-Unie) in hh	0,1095***	0,0250***
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	-0,0105	0,0009
HCl onbekend in huishouden	<i>referentie</i>	<i>referentie</i>
Lage HCl in huishouden	0,1045***	-0,0721***
Middelbare/hoge HCl in huishouden	-0,4997***	-0,2012***
(V)SO/PrO in huishouden	0,3672**	0,2503***
Aandeel laagstopgeleiden in gemeente (nieuwe definitie)	0,1601	0,0145
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	0,0500**	0,0194***
Gebruik GGZ-zorg in hh	0,0674***	0,0134***
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	0,0036	-0,0023
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	0,0154***	0,0004
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	-0,0113	-0,0063***
Gebruik minder dan 4 medicijngroepen in hh	<i>Referentie</i>	<i>Referentie</i>
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	-0,0198***	-0,0048**
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	-0,0002	-0,0013
Gebruik 8 of meer medicijngroepen in hh	0,0425***	0,0082**
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh	-0,0758***	-0,0211***
Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh	0,0072	-0,0081***
HCl laag in hh & gezondheidsproblemen in hh	0,0697***	0,0152***

Vraagkant		
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	0,5569***	0,1523***
Beschikbaarheid van laaggeschoold werk in gemeente	-0,0655	-0,0097
Buurteffecten		
Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. 6-ppc gebieden	0,1488	0,0421*
Overlast in de buurt	0,3307***	0,0676***
Constante	1,6584***	1,3707***
N	398.056	398.056

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

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

Ontwikkeling van het gereduceerde model

Er is een stappenplan gevolgd om tot de gereduceerde variant te komen. Dit bestaat uit de volgende zes stappen:

1. Verwijder insignificante factoren
In deze eerste stap worden insignificante factoren één voor één verwijderd, beginnend met de factor met de hoogste p-waarde. Elke keer dat een factor verwijderd is, wordt het model opnieuw geschat. De gehanteerde grens is significant met een 5 procent significantieniveau. Hiermee verdwijnen bijvoorbeeld de factoren aandeel laagstopgeleiden, hoge zorgkosten, gebruik verslavingsmedicijnen enzovoorts. Bij migratieachtergronden is vanwege de uitlegbaarheid ervoor gekozen om insignificante factoren niet bij de referentiegroep (autochtoon) te voegen, maar bij een hoger regionaal aggregatieniveau. Huishoudens met een Ghanese migratieachtergrond zijn dus samengevoegd met de factor overig Afrikaans huishouden.
2. Verwijder factoren met een onlogisch teken
In de tweede stap worden twee factoren verwijderd omdat de geschatte coëfficiënten een onlogisch teken hebben. De indicator voor medicijngebruik uit 4 tot 6 hoofdgroepen gaat samen met een lagere fractie van het normbedrag, terwijl de verwachting is dat gezondheidsproblemen samenhangen met minder deeltijdwerk en dus een hogere fractie van het normbedrag. Ook de stapelingsindicator niet-westerse migratieachtergrond en 50 jaar tot AOW-leeftijd laat een onverwacht teken zien. De indicator hangt samen met een lagere fractie van het normbedrag. De stapelingsindicatoren zouden naar verwachting juist samenhangen met een hogere fractie van het normbedrag vanwege een lagere kans op deeltijdwerk.
3. Verwijder factoren die na stap 2 insignificant zijn
Na afronding van stap 2 zijn er twee factoren die insignificant zijn geworden. Dit geldt allereerst voor de indicator voor huishoudens met een Antilliaanse migratieachtergrond. Zij worden samengevoegd met de indicator voor overige niet-westerse migratieachtergrond. Ook de stapelingsindicator niet-westerse migratieachtergrond en gezondheidsproblemen is na stap 2 insignificant. Deze wordt verwijderd.
4. Groepeer indicatoren van huishoudsamenstelling op basis van t-toetsen op de geschatte coëfficiënten

Met behulp van zogenaamde t-toetsen kan worden gekeken of de geschatte coëfficiënten voor verschillende typen huishoudens aan elkaar gelijk zijn. In dat geval kunnen de losse indicatoren samengenomen worden. Zulke t-toetsen op inhoudelijk logische combinaties van huishoudtypen laten zien dat inderdaad een aantal kenmerken van huishoudsamenstelling samengevoegd kan worden. Het gaat om eenoudermoeders met het jongste kind in de leeftijd van 5 tot 12 of 12 tot 18⁴⁷, paar met een minderjarig jongste kind en paar met een meerderjarig jongste kind, en eenoudervaders met een jongste kind 5 tot 12 jaar of 12 tot 18 jaar of 18 jaar of ouder.

5. Groepeer kenmerken van huishoudsamenstelling als de omvang van de groep minder dan 20.000 huishoudens is of als aannemelijk is dat bij die groep dataproblemen een grote rol spelen

Een aantal resterende huishoudtypen bevat minder dan 20.000 huishoudens. Bij kleinere groepsomvang is het risico groter dat data-issues die bij specifieke groepen sterker spelen, ook in de schattingscoëfficiënten terechtkomen. Om die reden is ervoor gekozen uitsluitend kenmerken op te nemen die op meer dan 20.000 huishoudens betrekking hebben. Dat betekent dat overig huishoudens samengevoegd worden met paren zonder kinderen (het meest vergelijkbaar in termen van de coëfficiëntschatting). Bovendien wordt eenoudermoeder met een jongste kind tussen 5 en 18 jaar samengevoegd met eenoudermoeder met een meerderjarig kind. Qua coëfficiënt zijn deze twee niet het meest vergelijkbaar, maar het is inhoudelijk logisch om deze samen te nemen.

6. Groepeer of verwijder kenmerken waarbij de omvang van de groep minder dan 20.000 huishoudens is

Een aantal resterende indicatoren betreft een groep van minder dan 20.000 huishoudens. Er is gekeken welke groepen te klein zijn om op te nemen en welke samenvoeging inhoudelijk het meest logisch is. Om die reden zijn onder meer corporatiewoning en standplaats, Eritrese/Somalische migratieachtergrond en overig Afrikaanse migratieachtergrond en Midden-Oosten migratieachtergronden (Afghanistan, Irak, Iran en Syrië) samengevoegd. Eventueel resterende insignificante variabelen zijn hierna nog verwijderd, resulterend in de gereduceerde modelvariant.

Bovenstaand stappenplan is toegepast op de kenmerken die samenhangen met de kans op deeltijdwerk. Overige uitkeringen hebben een direct effect op de prijs. De significantie van deze factoren is dan ook zeer sterk. Om die reden zijn twee varianten getest: een variant met alle overige uitkeringen (WW-, AO- enzovoorts) afzonderlijk opgenomen en een variant met de factor “overige uitkering in het huishouden” opgenomen. Het eerste model gaf een veel hogere verklaringskracht (1,52 procent lagere AIC) en heeft daarom de voorkeur.

⁴⁷ Een t-toets laat zien dat de geschatte coëfficiënt voor eenoudermoeders met een jongste kind tot 5 jaar niet significant verschillend is van de geschatte coëfficiënt voor eenoudermoeders met een meerderjarig jongste kind. Inhoudelijk is het echter niet logisch om deze samen te voegen, ook omdat de categorie 5 tot 18 nog apart in het model zit. Deze twee indicatoren zijn daarom nog niet samengenomen.

Herverdeeleffecten uitgebreide model

De hoofdtekst toont de herverdeeleffecten van het gereduceerde model waarbij de uitkomstmaat is afgekapt op 100 procent van de norm. Onderstaande tabel laat ter vergelijking het herverdeeleffect zien van het uitgebreide model, dus het model waarin alle factoren zijn opgenomen in de prijsregressie.

Tabel C.3 Herverdeeleffecten gereduceerde en uitgebreide model

Herverdeeleffecten	Gereduceerd model (afkapping op 100 procent)					Uitgebreid model (afkapping op 100 procent)				
	gem	min	max	# neg	# pos	gem	min	max	# neg	# pos
Objectief budgetaandeel versus uitgavenaandeel 2016										
Gemeentegrootte										
15.000 – 25.000 inw (n =99)	10,7	-25,5	38,9	38	61	10,7	-25,3	38,9	38	61
25.000 – 50.000 inw (n = 1412)	9,9	-20,9	44,2	57	84	9,9	-21,0	44,2	58	83
50.000 – 100.000 inw (n = 46)	6,6	-9,6	37,9	16	30	6,6	-9,6	37,7	16	30
100.000 – 250.000 inw (n = 27)	5,9	-12,5	23,1	15	12	5,9	-12,6	23,2	16	11
minstens 250.000 inw (n = 4)	5,3	-10,5	0,0	3	1	5,3	-10,4	0,5	3	1
Totaal (n = 317)	9,3	-25,5	44,2	129	188	9,3	-25,3	44,2	131	186
Gewogen naar inwonertal	7,5	-25,5	44,2	129	188	7,5	-25,3	44,2	131	186
Gewogen naar uitgavenaandeel	6,1	-25,5	44,2	129	188	6,2	-25,3	44,2	131	186

De beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gebudgetteerde gemeenten (gemeenten met minstens 15.000 inwoners) van het jaar 2016. Budgetaandelen worden bepaald aan de hand van het objectieve budget dat uit het model volgt. Dat geldt ook voor de gemeenten die gedeeltelijk historisch worden gebudgetteerd, er is dus nog geen rekening gehouden met de historische component.

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