



Sociaal en Cultureel Planbureau

Het multiniveaumodel voor de verdeling van het inkomensdeel van de Participatiewet over gemeenten: uitwerking van verbeteropties

Datum Juni 2015

Colofon

Auteurs

Jan Dirk Vlasblom
Klarita Sadiraj

Inhoud

Colofon	2
1 Inleiding	4
2 Samenvatting/Voorgesteld model	5
3 Beschrijving van het model	12
3.1 Het verklaringsmodel	12
3.1.1 Instroom uit Wajong/WSW	13
3.2 Verdeelmodel	13
4 Aanpassingen van het model bezien	16
4.1 Beoordelingscriteria	16
4.2 Uitkomsten basismodel	17
5 Technische aanpassingen aan het model	20
5.1 Niet-gemodelleerde groepen: Instellingsbewoners en dak- en thuislozen	20
5.2 Aanpassing van het aantal niveaus in het schattingsmodel	23
5.3 RPA als regio-definitie in plaats van COROP	25
5.4 Restricties in het verdeelmodel	27
6 Aanpassing/uitbreiding verklarende factoren op individueel niveau	29
6.1 Etniciteit	29
6.2 Woningvoorraad en woon-situatie	30
7 Opnemen van extra factoren op gemeenteniveau	33
7.1 Opnemen geaggregeerde kenmerken op gemeenteniveau	33
7.2 Gemeentelijke arbeidsmarktindicatoren	34
7.3 Aandeel lage inkomens	37
7.4 Regio en geografische ligging	40
8 Buiten beschouwing gelaten aanpassingen	41
8.1 Verslaving en multi-problematiek	41
8.2 Differentiatie in huizenprijs	41
8.3 Grenspendel en MOE-landers	42
8.4 Individuele gegevens ten aanzien van bijstandsafhankelijkheid	42
8.5 Onderschatting bijstandskans alleenstaanden	42
Literatuur	44
9 Bijlage: Schattingsresultaten modelvarianten	45

1 Inleiding

In eerdere studies heeft het SCP een verdeelmethodiek ontworpen voor de verdeling over de gemeenten van de landelijke middelen voor het inkomensdeel van de Participatiewet (Soede en Versantvoort 2014a, 2014b). In 2015 is deze methodiek voor het eerst toegepast. Het model voldoet aan de eisen die aan een verklaringsmodel gesteld kunnen worden: de opgenomen factoren worden betrouwbaar gemeten, zijn significant en voegen toe aan de verklaringskracht van het model. Voorafgaand aan de berekening van de budgetten voor 2016 is echter besloten om na te gaan of de kwaliteit van het model verbeterd kan worden. Ten einde zicht te krijgen op mogelijke verbeterpunten van het model is er contact geweest met gemeenten. Die hebben via de VNG hun verbeter suggesties ingebracht. Een deel van hen heeft dat gedaan op basis van eigen analyses, een deel heeft de analyses uitbesteed aan derden. Daarnaast heeft het SCP, samen met Bureau Berenschot, contact gehad met een vijftal gemeenten (zowel gemeenten met een overschot als een tekort). Met deze vijf gemeenten is een gesprek gevoerd waarin hun concrete situatie is besproken, aan de hand van een overzicht van hun situatie vergeleken met de situatie in hun regio en die in Nederland. Deze gesprekken zijn gevoerd in de periode 13 februari tot 20 februari.

Het leverde een lijst op met aandachtspunten voor het model. Ze zijn in twee groepen te verdelen:

- mogelijke technische aanpassingen van het multiniveaumodel;
- mogelijke omissies in de opgenomen verklarende factoren.

In deze notitie geven we een overzicht van deze aandachtspunten, en laten we voor een – in een eerder stadium in overleg met SZW en de begeleidingscommissie vastgesteld – aantal aandachtspunten zien wat de consequenties zouden zijn voor het verklaringsmodel, en de op basis daarvan bepaalde verdeling van de middelen. Op basis van de uitkomsten en bevindingen doen we een voorstel tot verbetering van het model.

In hoofdstuk 2 geven we een samenvatting van de uitkomsten en beschrijven we het voorgestelde verbeterde model. In de rest van deze rapportage beschrijven we het verbetertraject meer en detail. In hoofdstuk 3 gaan we kort in op de structuur van het schattings- en verdeelmodel. In hoofdstuk 4 wordt ingegaan op de beoordelingscriteria en de uitkomsten van het 'basismodel'. In de hoofdstukken 5, 6 en 7 wordt verslag gedaan van de bevindingen ten aanzien van de technische aanpassingen in het model, de uitbreiding van individuele verklarende factoren en het toevoegen van gemeentelijke factoren. In hoofdstuk 8 gaan we in op de aanpassingen die ingebracht zijn, maar die we buiten beschouwing hebben gelaten.

De schattingsresultaten zijn opgenomen in een bijlage.

2 Samenvatting/Voorgesteld model

Deze rapportage presenteert de uitkomst van een aantal verbetermogelijkheden. Er is in februari op basis van een inventarisatie van mogelijkheden – in overleg met SZW en de begeleidingscommissie – gekozen om de volgende varianten door te rekenen:

- verrekening uitgaven aan dak- en thuislozen en instellingsbewoners
- beperking van het aantal niveaus in het multiniveaumodel
- RPA-gebiedsindeling gebruiken i.p.v. COROP¹
- uitbreiding aantal restricties in het herweegalgoritme
- nadere uitsplitsing naar etniciteit
- aanpassing van de manier waarop woonsituatie in het model is verwerkt
- individuele kenmerken geaggregeerd op gemeenteniveau opnemen
- gemeentelijke arbeidsmarktindicatoren opnemen
- maatstaf aandeel lage inkomens
- regionaal klantenpotentieel/grensligging meenemen

Deze varianten zijn doorgerekend en voor elk van hen zijn schattingsresultaten en herverdeeleeffecten berekend. In de hierna volgende hoofdstukken worden de resultaten per optie gedetailleerd besproken, in dit hoofdstuk wordt een samenvatting en een voorstel tot een verbeterd model gegeven.

Bij het ontwikkelen van het model is gekozen voor een strikte lijn betreffende de prikkelwerking. Alle factoren die door gemeentelijk beleid kunnen worden beïnvloed, zijn toen buiten beschouwing gelaten als verklarende factor in het model. In deze verbeterslag is dit enigszins versoepeld. Er zijn nu gemeentelijke kenmerken opgenomen omdat dit goede indicatoren blijken te zijn voor de economische omstandigheden waarin gemeenten verkeren. Dit komt de voorspelkwaliteit van het model ten goede. Theoretisch zou dit de prikkelwerking van het model kunnen verminderen, maar de opname van deze variabelen is te verdedigen omdat de scores op de genoemde indicatoren grotendeels worden bepaald door ontwikkelingen waarop gemeenten geen invloed kunnen uitoefenen.

In dit rapport worden de afzonderlijke modelaanpassingen besproken, worden de modelschattingen getoond,² en de daaruit voortvloeiende herverdeeleeffecten gepresenteerd. In alle gevallen zijn we daarbij uitgegaan van gegevens uit 2012, en de uitgaven uit 2012. Het updaten van de verdeelgegevens zal in augustus gebeuren, wanneer het CBS aan SZW en SCP de daartoe benodigde gegevens aanlevert. In deze rapportage zijn daarom nog geen uitkomsten van deze update opgenomen. De gehanteerde gemeente-indeling is die per 1 januari 2013. Er is geen rekening gehouden met MAU-correcties en de overgangsregeling tussen de oude en de nieuwe systematiek.

Onderstaande tabel toont de effecten op de herverdeeleeffecten (uitsluitend de totalen). In deze tabel staan uitsluitend die varianten vermeld die te overwegen zijn op basis van de uitkomsten en de beoordelingscriteria. Op basis van deze resultaten en de geschatte effecten (zie bijlage voor de modelschattingen) hebben we de verbetersuggesties beoordeeld. In de tabel zijn de herverdeeleeffecten getoond van de afzonderlijk doorgerekende verbetersuggesties. Deze varianten moeten dus elk afzonderlijk vergeleken worden met het basismodel. Op basis van de afzonderlijke verbeteringen is een conclusie getrokken over een verbeterd model. De voorgestelde verbeterde variant van het model wordt ook in deze samenvattende paragraaf besproken, de uitkomsten in termen van de herverdeeleeffecten staan ook in de onderstaande tabel opgenomen.

¹ RPA is een afkorting voor Regionaal Platform Arbeidsmarktbeleid. COROP is een afkorting van COördinatiecommissie Regionaal OnderzoeksProgramma. Deze commissie ontwierp de indeling in COROP-gebieden in 1971.

² Het betreft in alle gevallen schattingen met behulp van MLwin. Voor de definitieve budgetberekening zal het model nog een keer herschat moeten worden met behulp van Stata's routine xtmelogit. Deze is nauwkeurig, maar daar staat tegenover dat hij aanzienlijk meer computerrekeningtijd vergt. Omdat voor deze notie veel varianten zijn doorgerekend, is daarom gebruikgemaakt van het veel snellere MLwin.

Allereerst de uitkomsten van de technische aanpassingen: De uitgaven aan instellingsbewoners, en dak- en thuislozen lijken niet goed op basis van een objectief model verklaard te kunnen worden. Er is daarom een verrekening toegepast op basis van historische gegevens. Vanuit het oogpunt van uitlegbaarheid en redelijkheid is het verdelen van deze uitgaven op historische gronden verdedigbaar. Dat dit ten koste gaat van de beschikbare budgetten van gemeenten die geen bovengemiddelde uitgaven aan instellingsbewoners en dak- en thuislozen uitkeren is inherent aan de herverdeelgedachte van het model. De herverdeeleeffecten van deze variant zijn beperkter dan die in het basismodel. Deze aanpassing draagt dus in meerdere opzichten bij aan een verbetering van de uitkomsten.

Tabel 2.1
Gegevens over ex-ante herverdeeleeffecten^a 2012, samenvattende tabel

Grootteklasse	gemiddeld herverdeeleeffect (+ gewogen naar budgetaandeel)	maximaal herverdeeleeffect	aantal gemeenten met herverdeeleeffect > 10% (waarvan negatief)
basismodel	9,4 (11,6)	97,5	133 (31)
niet-gemodelleerde groepen	8,7 (11,0)	95,9	124 (32)
drie niveaus (i.p.v. vier)	9,5 (11,6)	98,7	134 (31)
RPA-indeling	9,2 (11,1)	94,3	130 (20)
woonsituatie	7,9 (10,7)	63,2	114 (17)
arbeidsmarktindicatoren	9,7 (11,7)	95,9	134 (19)
laag inkomen	8,5 (10,3)	92,0	119 (33)
voorgesteld model	7,5 (10,3)	56,7	108 (15)

a De herverdeeleeffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. Er is geen rekening gehouden met de overgangsregeling tussen de oude en nieuwe systematiek en MAU-correcties worden ook niet meegenomen. De gemeenten die (deels) op historische basis verdeeld worden, zijn ook opgenomen in deze tabel.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Het aanpassen van het aantal niveaus in het model (drie in plaats van vier) levert geen winst op in termen van verklaringskracht, voorspelkwaliteit of uitlegbaarheid. Deze aanpassing kan daarom achterwege worden gelaten. Daar staat tegenover dat als bij de implementatie van het definitieve model blijkt dat het schattingsprogramma convergentieproblemen oplevert, deze aanpassing kan worden gedaan zonder noemenswaardige gevolgen voor de budgetverdeling.

Aansluitend op de praktijk van de Participatiewet kan er worden gebruikgemaakt van de RPA- in plaats van de COROP-indeling. Op statistische gronden blijkt er weinig verschil tussen beide modelvarianten. Het gemiddelde herverdeeleeffect blijft gelijk. Omdat de RPA-indeling beter aansluit bij de praktijk van de Participatiewet lijkt het daarom gerechtvaardigd de RPA-gebiedsindeling te hanteren.

De variant waarbij in het herweegalgoritme meer restricties zijn opgenomen, is onderzocht om na te gaan of het op deze manier mogelijk was om een betere schatting te kunnen maken van de bevolkingssamenstelling per gemeente, en op die manier ongewenste herverdeeleeffecten te beperken. Bij het doorrekenen van deze variant kwamen er echter mogelijke complicaties bij het herweegalgoritme naar voren: meer restricties blijkt in de praktijk soms te leiden tot numerieke problemen bij vooral de kleine gemeenten. Omdat het model voor alle gemeenten moet convergeren om een landelijke budgetverdeling te kunnen bepalen, is deze aanpassing dus niet mogelijk. Het herwegingsmodel zal daarom niet gewijzigd worden.

Er zijn twee aanpassingen doorgerekend die te maken hebben met het opnemen van extra verklarende factoren op het individuele huishoudniveau. Allereerst een nadere uitsplitsing naar etniciteit, en een nadere uitsplitsing naar woonsituatie. De aanpassing van het model ten aanzien van de bijstandskans van allochtonen moet worden afgeraden zolang het model niet geschat kan worden op integrale data. Weliswaar duiden de schattingsresultaten op sterk verschillende effecten tussen de groepen, maar de numerieke stabiliteit van het herverdeelmodel komt sterk onder druk te staan omdat er voor veel gemeenten nauwelijks allochtonen zijn. Een nadere uitsplitsing van deze kleine groep leidt daarom tot convergentieproblemen in het herverdeelalgoritme. Dat zet de

bruikbaarheid van het model als verdeelmodel onder druk, en daarom moet deze aanpassing vooral nog als onwenselijk worden beschouwd. Van deze variant staan in de tabel dus ook geen uitkomsten in termen van herverdeeleffecten.

De tweede aanpassing op het huishoudniveau betreft de woonsituatie. Daar zijn twee aanpassingen doorgevoerd. Allereerst wordt er een onderscheid gemaakt tussen sociale en particuliere huur. Bovendien worden de herweegegevens niet langer gebaseerd op het woonruimteregeister, maar op de inkomensstatistieken. Het blijkt dat het model gevoelig is voor de manier waarop de woonsituatie wordt geconstrueerd. Ook in de ontwikkelfase van het model bleek dat al. De woonsituatie van een huishouden correleert sterk met de bijstandskans. De manier waarop zij in het verklaringmodel wordt gemeten, en vervolgens geïmplementeerd in het herverdeelmodel heeft een grote invloed op de herverdeeleffecten. Het blijkt dat het maken van onderscheid tussen sociale huur (i.e. huishoudens die huursubsidie ontvangen) en overige huur leidt tot een verbetering van de verklaringskracht van het model. Daarnaast blijkt – mits de herweegegevens uit exact dezelfde bron komen als de gegevens in het schattingsmodel – deze aanpassing te leiden tot een sterke vermindering van de berekende herverdeeleffecten. Deze aanpassing leidt dus tot een betere verklaring van de bijstandskans en is daarnaast voor gemeenten positief in het kader van de financiële beheersbaarheid.

Tot slot de uitkomsten van de factoren die zijn onderzocht op gemeentelijk niveau. In multiniveau-modellen kunnen de individuele kenmerken ook geaggregeerd worden opgenomen om te bezien of er sprake is van 'spill-over'-effecten. Er is gekeken of daarvan sprake was bij de factor 'opleiding' en de factor 'wonen in een huurwoning'. Het opnemen van deze geaggregeerde individuele kenmerken voegt echter niets toe aan de verklaringskracht van het model. Deze aanpassing op het model hoeft dus niet te worden aangebracht.

De maatstaven ten aanzien van de gemeentelijke arbeidsmarktsituatie geven een gemengd beeld: sommige zijn significant, andere niet. Daar staat tegenover dat gemeenten aangegeven hebben de uitkomsten van het basismodel niet altijd te kunnen plaatsen (onverwachte negatieve en positieve herverdeeleffecten). Omdat deze modelaanpassing leidt tot een verschuiving van herverdeeleffecten kan er hier dus wellicht sprake zijn van een verhoging van de uitlegbaarheid van de uitkomsten. Het advies is daarom om de significante effecten op te nemen in het definitieve model. Overigens moeten de dan bepaalde herverdeeleffecten nog wel op plausibiliteit worden getoetst, omdat incidentele of toevallige uitschieters in deze gemeentelijke cijfers een groot effect kunnen hebben op de berekende bijstandskansen in de desbetreffende gemeenten.

Het opnemen van een maat voor het aandeel huishoudens met een laag inkomen (aandeel huishoudens in het 2de, 3de en 4de inkomensdeciel) draagt bij aan een betere verklaringskracht van het model. Hoewel het opnemen van een dergelijke maat tautologisch lijkt, is het dat niet zonder meer. Een flink deel van de groep bijstandsontvangers (m.n. de alleenstaanden) valt in het eerste deciel. Ook bestaat het vermoeden dat uitstroom uit de bijstand niet of nauwelijks leidt tot uitstroom uit de groep huishoudens met een inkomen in het 2de-4de inkomensdeciel, en instroom in de bijstand zal zelden plaatshebben vanuit het 5de deciel. Er is dus geen directe een-op-een relatie tussen het aandeel huishoudens met een laag inkomen en het aandeel bijstandsontvangers. Daardoor zal de prikkelwerking van het model nauwelijks worden aangetast. Daar staat tegenover dat het opnemen wel kan leiden tot kleinere verdeelstoornissen.

Het opnemen van een indicator die aangeeft of een gemeente grenst aan Duitsland, en van het opnemen van een maat voor het regionaal en lokaal klantenpotentieel (centrumfunctie) blijkt geen effect te hebben. Deze factoren zijn niet significant in het verklaringmodel, en dragen dus niet bij aan een verklaring van de bijstandskans. Deze modelaanpassing hoeft dus niet te worden uitgevoerd.

Het voorgestelde model is een combinatie van de hierboven beschreven zinvolle aanpassingen. Als deze voorgestelde factoren gezamenlijk worden opgenomen, blijkt dat de andere manier om de woonsituatie te meten in het verklaringmodel een zeer sterke invloed heeft op de andere

modelfactoren. Ten opzichte van particuliere huur kent wonen in een koopwoning een lager, en wonen in sociale huur een hoger bijstandsrisico.

Het tegelijk opnemen van de aanpassing ten aanzien van de woonsituatie en de indicator ten aanzien van het aandeel lage inkomens laat zien dat deze laatste niets toevoegt aan het gecombineerde model. Laag-inkomen correleert blijkbaar zo sterk met het wonen in een sociale huurwoning dat het niet loont om beide in een verklaringsmodel op te nemen. Omdat het uit theoretische gronden wenselijk is om de bijstandskans zoveel mogelijk te verklaren vanuit de individuele kenmerken van het huishouden (dit om samenstellingseffecten zo goed mogelijk te kunnen modelleren), heeft een kenmerk op huishoudniveau de voorkeur boven geaggregeerde gemeentelijke kenmerken.

Een paar gemeentelijke arbeidsmarkt-indicatoren blijven wel significant. Hier doet zich overigens als gevolg van de onderlinge samenhang tussen een aantal factoren ook wel een verschuiving voor in de significantie van een aantal factoren. De factoren banengroei en bevolkingsgroei dragen significant bij in het gecombineerde model, net als het aandeel huishoudens met een WW-uitkering. Het aandeel studenten en het aandeel banen in handel en horeca bleken juist niet meer significant te zijn. De factor 'arbeidsmarktkansen voor hoger opgeleiden' blijft significant. Ten opzichte van het oorspronkelijke model verdwijnt ook de indicator 'wonen in een slecht leefbare buurt': dit effect is overgenomen door de factor 'wonen in een sociale huurwoning', en het aandeel WW-ers. Ook hier geldt dat vanwege de samenstellingseffecten het individuele kenmerk de voorkeur geniet boven de geaggregeerde kenmerken.

In de geschatte parameters van het verklaringsmodel valt verder op dat met het opnemen van een groep gemeentelijke indicatoren de onverklaarde variantie op zowel het bovenplaatselijke (RPA/COROP) als het gemeentelijke niveau vrijwel wegvalt: wat resteert is (een beperkte, eveneens niet-significante) variantie tussen wijken. Het valt dus te overwegen om na overgang op integrale data (groter databestand, andere variantie) opnieuw te bezien of een model op vier niveaus noodzakelijk is, of dat het opnemen van voldoende factoren die variantie tussen huishoudens, gemeenten en regio's verklaart, voldoende is. Het handhaven van vier niveaus, ook als er met minder kan worden volstaan, heeft overigens geen effect op de geschatte modelparameters.

Voor de schattingen van het voorgestelde model is gebruikgemaakt van de RPA-indeling, maar omdat er geen aanvullende regio-informatie meer nodig bleek, en omdat de geschatte regio-effecten – hetzij COROP, hetzij RPA – vrijwel afwezig bleken te zijn, is de vraag of er gebruikgemaakt moet worden van RPA dan wel COROP-gebiedsindeling in het verbeterde model feitelijk niet langer relevant.

Ten opzichte van het model dat voor de verdeling van de middelen in 2015 gehanteerd is, zijn er dus de volgende veranderingen doorgevoerd in het model:

- compensatie voor de uitgaven aan instellingsbewoners en dak/thuislozen op basis van historische gegevens
- uitsplitsing indicator 'huur' in 'sociale huur' en 'overige huur'
- weglaten indicator 'wonen in buurt met lage leefbaarheid'
- toevoegen groei aantal banen, bevolkingsgroei en aandeel WW-ers in de bevolking (kenmerk op gemeentelijk niveau)
- RPA-indeling hanteren voor de regionale gebiedsindeling
- weglaten factor 'netto participatie op regionaal niveau'

Het basismodel schoot tekort in het verklaren van de bijstandskansen van diverse groepen. Om te bezien of deze kansen nu beter voorspeld worden, laten we de geschatte bijstandskansen op basis van de diverse modelspecificaties zien. In de onderstaande tabel worden van alle geschatte modelvarianten de landelijke bijstandskansen gepresenteerd. Deze macro-kansen kunnen vanwege de update van een aantal gebruikte gegevens, en de herschatting van het model, afwijken van de

macro-kansen die bepaald zijn op basis van het model dat gebruikt is voor de verdeling van het budget van 2015.

Tabel 2.2
Geschatte bijstandskansen naar huishoudtype, landelijk, gegevens 2012, voorlopige resultaten

huishoudtype	basis-model	model met 3 niveaus	allochtonen	woning	geaggregeerde gegevens	inkomen	arb. markt	voorgesteld model	registratie
alleenstaanden	8,1	8,1	8,1	8,3	11,0	8,2	8,5	8,6	10,2
paar met kind.	1,9	1,9	2,0	1,8	2,7	2,0	2,1	1,9	1,9
paar zonder kind.	1,0	1,0	1,0	0,9	1,4	1,0	1,0	0,9	1,7
eenouder (m)	13,9	13,9	13,7	11,9	17,9	14,0	14,5	12,1	7,3
eenouder (v)	21,3	21,3	21,2	20,7	26,7	21,5	22,2	21,3	24,8

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Te zien is dat de bijstandskansen voor de alleenstaanden, paren zonder kinderen en alleenstaande moeders onderschat wordt. In vrijwel alle verbetervarianten, en in het voorgestelde model, neemt deze onderschatting af, hoewel het effect in de meeste varianten beperkt is. Het grootste effect is te zien bij het opnemen van de geaggregeerde micro-gegevens in het model. Omdat daar echter alle geschatte kansen hoger worden, blijft de relatieve onderschatting van de alleenstaanden ook vrijwel gelijk.

Ook is duidelijk dat geen enkele modelvariant in staat lijkt te zijn om de macro-onderschatting van de alleenstaanden helemaal weg te nemen. Dat lijkt tegenstrijdig: de geschatte bijstandskansen in het verklaringsmodel is door de diverse veranderingen namelijk wel verbeterd. Waarschijnlijk houdt dit verband met de gehanteerde schattingsdata: de EBB-steekproef heeft gemiddeld genomen een iets betere arbeidsmarktpositie dan de totale bevolking.

Tabel 2.3
Gegevens over ex-ante herverdeeeffecten^a 2012, voorgesteld model

Grootte Klasse	aantal	gemiddeld herverdeeeffect	maximaal herverdeeeffect	aantal gemeenten met herverdeeeffect > 10%
Negatief hve				
0-25 dzd	120	0,6	10,4	1
25-50 dzd	30	7,0	45,5	6
50-100 dzd	11	6,0	18,9	3
100-250+ dzd	15	7,1	21,3	5
Positief hve				
0-25 dzd	74	5,8	42,8	15
25-50 dzd	111	13,4	47,8	57
50-100 dzd	35	17,0	56,7	18
100-250+ dzd	12	9,9	33,3	3
Totalen				
Negatief	176	2,6	45,5	15
Positief	232	11,3	56,7	93
Totaal	408	7,5	56,7	108

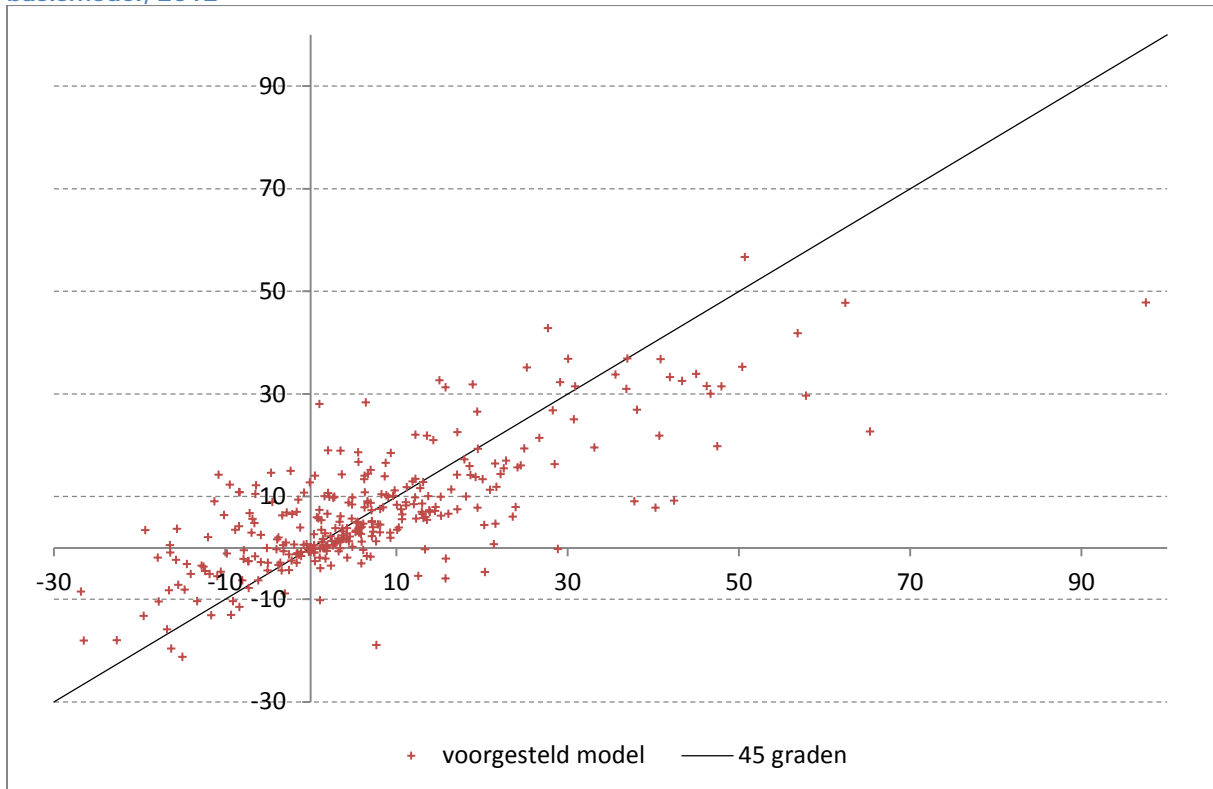
a De herverdeeeffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. De gemeenten die (deels) op historische basis verdeeld worden, zijn opgenomen in de tabel onder de gemeenten met een negatief effect. De herverdeeeffecten zijn niet gewogen met budgetomvang of gemeentegrootte.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Op basis van het verbeterde model kunnen de herverdeeeffecten bepaald worden. In de tabel staan deze herverdeeeffecten weergegeven. Vergeleken met het basismodel (zie tabel 4.1 in paragraaf 4.2) zijn vrijwel alle herverdeeeffecten kleiner (zowel het gemiddelde, als de maxima, alsmede het aantal gemeenten dat met grote effecten te maken krijgt).

De aanpassingen van het model leiden dus tot een verdeling van de middelen die gemiddeld genomen beter aansluit bij de historische uitgaven. Hiermee bevorderen de aanpassingen de financiële beheersbaarheid voor gemeenten. Dat is ook te zien in de figuur. Daarin staan de herverdeeeffecten die bepaald zijn op basis van het verbeterde model, uitgezet tegen die uit het basismodel. Te zien is dat voor de meeste gemeenten met een groot positief herverdeeeffect dit kleiner geworden is. Ook is het herverdeeeffect van een flink deel van de gemeenten met een negatief effect juist positief geworden. Daar staat overigens tegenover dat voor sommige gemeenten het herverdeeeffect juist groter is geworden.

Figuur 2.1
Herverdeeeffect van het voorgestelde model ten opzichte van het herverdeeeffect in het basismodel, 2012^{a,b}



a Het herverdeeeffect van het basismodel staat op de horizontale as, het herverdeeeffect van het aangepaste model op de verticale as. De zwarte lijn geeft aan waar de herverdeeeffecten in beide modellen gelijk zijn. Punten onder de lijn corresponderen dus met gemeenten die in het aangepaste model een lager herverdeeeffect hebben, punten boven de lijn met gemeenten die een procentueel hoger herverdeeeffect hebben.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

3 Beschrijving van het model

Het huidige model is onderverdeeld in twee hoofddelen. Allereerst een verklarend model, waarmee de kans op het ontvangen van een bijstandsuitkering gerelateerd wordt aan objectieve verklarende factoren. De uitkomsten van dit model vormen de basis voor een verdeelmodel, aan de hand waarvan het totale verwachte aantal bijstandsuitkeringen per gemeente bepaald wordt. Op basis van deze verwachte volumes wordt het per gemeente het toegekende budget bepaald, rekening houdend met het landelijk beschikbare macrobudget.

3.1 Het verklaringsmodel

De kern van het budgetverdeelmodel wordt gevormd door het verklaringsmodel. Op basis van CBS-gegevens wordt een model geschat waarbij de kans dat een huishouden een uitkering ontvangt gerelateerd wordt aan een aantal objectieve kenmerken van de huishoudens. Omdat de geschatte kansen vervolgens gebruikt worden bij de verdeling van het budget, is het van belang dat deze voorspelde kansen per definitie tussen 0 en 1 liggen. Er is daarom gekozen voor een zogenoemd logistisch model. Dat zorgt er, in tegenstelling tot bijvoorbeeld een lineair model, voor dat voorspelde kansen aan deze eis voldoen.

Het geschatte model is een zogenoemd multiniveaumodel. In een dergelijk model wordt er rekening gehouden met het feit dat mensen hiërarchisch 'in groepen' geordend zijn: mensen wonen in buurten, verscheidene buurten vormen samen een gemeente, en verscheidene gemeenten samen vormen een regio. Door hier expliciet rekening mee te houden, kunnen de effecten van de in het model opgenomen individuele kenmerken zuiver worden geschat. Een deel van de verklarende factoren (zoals leeftijd) is uniek voor een persoon. Mensen delen echter ook kenmerken met hun burens, gemeentegenoten of streekbewoners. Deze gedeelde kenmerken kunnen ook effect hebben op de bijstandskans. Zo zal bijvoorbeeld een hogere opleiding altijd zorgen voor betere arbeidsmarktkansen, maar kunnen mensen met dezelfde opleiding in regio's die economisch van elkaar verschillen, of waarin een ander type beleid gevoerd wordt, toch een verschillende bijstandskans hebben. Het effect van opleiding kan dus alleen goed geschat worden als rekening wordt gehouden met deze verschillen tussen wijken, gemeenten en regio's.

De kans op bijstand wordt als volgt gemodelleerd:

$$\pi_{rgwi} = P(Y_{rgwi} = 1)$$

(Y_{rgwi} : indicator mbt de bijstandsontvangst van huishouden i in wijk w , in gemeente g in regio r bijstand.) Voor dit kansmodel wordt een logistisch multiniveaumodel met random variatie op vier niveaus gehanteerd:

$$\begin{aligned} \text{logit}\{\pi_{rgwi}\} &= \beta_1 + \beta_2 X_{2r} + \beta_3 X_{3rg} + \beta_4 X_{4rgw} + \beta_5 X_{5rgwi} + \varepsilon_r + \varepsilon_g + \varepsilon_w \\ \varepsilon_r &\sim N(0, \sigma_r^2) \\ \varepsilon_g &\sim N(0, \sigma_g^2) \\ \varepsilon_w &\sim N(0, \sigma_w^2) \end{aligned}$$

Met: X_{2r} : verklarende factoren op het regio-niveau
 X_{3rg} : verklarende factoren op het gemeenteniveau-niveau
 X_{4rgw} : verklarende factoren op het wijk-niveau
 X_{5rgwi} : verklarende factoren op het huishoud-niveau

waarbij subscript i : individu
 w : wijk
 g : gemeente
 r : regio

In het huidige model worden vier niveaus onderscheiden: het niveau van het huishouden, dat van de wijk/buurt, dat van de gemeente en dat van de regio (Corop). De verklarende factoren worden voor het grootste deel gevonden op het huishoudniveau, het aantal verklarende factoren op een hoger niveau is beperkt. Verschillen in gemiddelde bijstandsniveaus tussen wijken en gemeenten die niet verklaard kunnen worden uit de nu opgenomen kenmerken van de huishoudens, worden verondersteld de weerslag van beleid te zijn. Verschillen in gemiddelde bijstandsniveaus tussen regio's worden verondersteld de weerslag te zijn van de geografische positie van een regio en de gemeenten daarbinnen, en van verschillen in de regionale arbeidsmarkt. Omdat gestreefd wordt naar een objectieve verdeling waarin beleidseffecten niet meegewogen worden, worden de wijk- en gemeente constante termen (de gemiddelde bijstandsniveaus die niet door de individuele kenmerken worden verklaard) niet meegenomen in de voorspelde bijstandskansen. De regionale verschillen worden wel verdisconteerd.

Het model wordt geschat op CBS micro-data (EBB, aangevuld met gegevens uit registratiedata), aangevuld met gegevens op wijk-, gemeente- en COROP-niveau (voornamelijk via Statline verkregen). Vanwege het feit dat een aantal factoren in de registratiedata niet beschikbaar is, wordt voor de schatting gebruikgemaakt van de EBB. Om een zo goed mogelijke schatting van de gemeentelijke effecten te krijgen worden de data voor een aantal jaren samengevoegd.

3.1.1 Instroom uit Wajong/WSW

In het schattingsmodel kan nog niet expliciet rekening gehouden worden met de instroom in de Participatiewet uit de oude regelingen. In het model voor de 2015-verdeling is daarom een benadering toegepast. Op basis van de uitkeringsafhankelijkheid uit de oude regelingen is bepaald welke huishoudens inkomen uit de oude regelingen kregen. Er is in aansluiting op de door SEO aangeleverde data over de omvang van de nieuwe doelgroep verondersteld dat bij afschaffing van die regelingen een kwart van de nieuwe instroom van de oude regelingen in aanmerking zou komen voor een bijstandsuitkering. Deze benadering is ook voor de huidige schattingen gebruikt.

Omdat niet bekend is welk deel er feitelijk zal instromen, is er uit de huidige ontvangers random een kwart gekozen, en deze huishoudens zijn toegevoegd als uitkeringsontvanger in het schattingsmodel. Voor zover dit correspondeert met de in het model opgenomen kenmerken (van individuen en gemeenten) zal dit dus leiden tot een hogere voorspelde bijstandskans voor die gemeenten. Dit doet wellicht nog steeds geen volledig recht aan de feitelijke uitgaven aan deze groepen, maar verhoogt wel de gemiddelde bijstandskans voor gemeenten waar een hoog WSW/Wajong-risico was.

Als de instroom over een aantal jaren feitelijk heeft plaatsgehad, kan gezien worden of een kenmerk dat aangeeft dat men een WSW-Wajong-verleden heeft (of gehad zou hebben, bij de voortzetting van die regeling) als individueel kenmerk kan worden opgenomen in het verklaringsmodel. In het verdeelmodel wordt niet expliciet rekening gehouden met de nieuwe doelgroep. Wel wordt in het verdeelmodel rekening gehouden met de factor 'aanwezigheid van een persoon met een arbeidsbeperking' waarmee een belangrijk kenmerk voor met name deze doelgroep is meegenomen.

3.2 Verdeelmodel

Omdat er niet voor alle in het model noodzakelijke factoren integrale data beschikbaar zijn, kan het verklaringsmodel alleen geschat worden op landelijke enquêtedata (EBB). Deze databestanden zijn te klein om de uitkomsten naar gemeente te kunnen verbijzonderen. Daarom is er een verdeelmodel nodig om de landelijke uitkomsten naar het niveau van gemeenten te kunnen vertalen.

Op basis van de resultaten uit het schattingsmodel kan er voor de diverse onderscheiden huishoudtypen een kans op bijstand worden voorspeld. Dit gebeurt door de geschatte coëfficiënten te vermenigvuldigen met de voor dat type huishouden van toepassing zijnde waarde van de verklarende factor. Dit levert voor ieder type huishouden een voorspelde kans op bijstand op. De op basis van de individuele kenmerken geschatte kans worden per gemeente gecorrigeerd voor de in het model opgenomen objectieve gemeentelijke en regionale factoren.

Omdat het verdeelmodel gebaseerd moet zijn op objectieve, niet door eigen gemeentelijk beleid te beïnvloeden factoren, worden de voorspelde constante termen op COROP-niveau wel meegenomen, terwijl de constante termen op gemeente- en wijkniveau op nul worden gezet. Het idee is dat daarmee de verschillen in bijstandskans als gevolg van verschillen in gemeentelijk beleid buiten de voorspellingen gehouden worden, terwijl de verschillen in uitkomsten als gevolg van een andere plek in Nederland juist wel worden meegenomen.

Deze berekening geeft voor ieder type huishouden in elke gemeente een voorspelde kans op bijstand. Door op basis van via het CBS verkregen totalen per gemeente deze kansen te herwegen, is het mogelijk om per gemeente een voorspelling te geven van het aantal huishoudens dat een beroep doet op een bijstandsuitkering. Dit wordt vermenigvuldigd met het normbedrag dat voor een (gehele) bijstandsuitkering voor een dergelijk huishouden is vastgesteld. Het aldus berekende bedrag vormt een voorspelling voor het voor deze gemeente benodigde bijstandsbedrag. Door dit voor alle gemeenten te doen is het mogelijk om te berekenen welk aandeel van het budget naar deze gemeenten moet gaan. Door het voor dat jaar vastgestelde beschikbare budget volgens deze berekende budgetaandelen te verdelen wordt het budget verdeeld op een manier die recht doet aan de objectieve verschillen tussen gemeenten in termen van bijstandskans van haar inwoners.

In de praktijk is besloten om voor kleine gemeenten een historische verdeelsleutel te hanteren. De reden is dat er voor kleinere gemeenten geen betrouwbare data beschikbaar zijn voor een objectieve schatting van de uitgaven.

In het model worden op dit moment in totaal ongeveer 6500 afzonderlijke huishoudtypen onderscheiden: dat zijn alle combinaties van de opgenomen factoren ten aanzien van leeftijd, huishoudsamenstelling, opleidingsniveau, leefbaarheid van de wijk, etniciteit. Voor 15 afzonderlijke kenmerken wordt bij het CBS een totaaltelling per gemeente verkregen. Op basis van deze 15 kenmerken worden de 6500 afzonderlijke gewichten geschat via een iteratieve procedure (Creedy en Tuckwell 2004; Deville en Särndal 1992; Singh en Mohl 1996). Er is vanwege het grote aantal te schatten aantallen en het beperkte aantal restricties geen unieke oplossing voor deze geschatte aantallen. Het gebruikte schattingsalgoritme en de startwaarde voor dat algoritme bepalen dus deels de uitkomsten. Wel is het zo dat gegeven de startwaarden en het gebruikte algoritme de uitkomst altijd hetzelfde is. Er is voor gekozen om voor alle gemeenten dezelfde startwaarde te hanteren: namelijk de verdeling van kenmerken zoals die landelijk bekend is. Op die manier wordt er voor gezorgd dat gemeenten met dezelfde waarden voor de objectieve kenmerken dezelfde geschatte aantallen toegewezen krijgen, en dus hetzelfde budget ontvangen. Bij het gebruik van verschillende startwaarden kan dat niet gegarandeerd worden. Deze startwaarden zijn berekend op basis van de verdeling van huishoudtypen in de samengevoegde EBB-bestanden die ook voor de schattingen gebruikt zijn. Deze op basis van de EBB bepaalde landelijke verdeling is aangepast aan de landelijke randtotalen voor het jaar 2012, met hetzelfde algoritme dat ook voor de gemeentelijke herverdeling gebruikt is. Effecten van eventuele ondervertegenwoordiging van groepen in de EBB worden daarmee tegengegaan.

Bij de analyses die in 2014 op het basismodel zijn uitgevoerd, zijn de schattingen voor een aantal jaren uitgevoerd. Het bleek dat de uitkomsten relatief ongevoelig waren voor de keus van de jaren op basis waarvan geschat en herverdeeld werd. In die zin zijn de uitkomsten van het verdeelmodel robuust.

De overgang naar een integraal databestand om het model op te schatten zal het gebruik van een dergelijk herverdeelalgoritme overbodig maken. Per gemeente zijn dan (in principe) alle huishoudens, met hun bijstandsontvangsten, bekend. Overgang naar integrale data zou wel tot

gevolg kunnen hebben dat de kwaliteit van het verklaringsmodel afneemt, omdat niet alle theoretisch noodzakelijke factoren in de data bekend zijn.

4 Aanpassingen van het model bezien

Op basis van de door de gemeenten ingebrachte punten, contact met de technische experts, de gesprekken met gemeenten, en onze eigen ervaringen met het model, lijkt er een aantal aspecten te zijn die tot verbetering van het verklaringsmodel model kunnen leiden. In dit hoofdstuk worden deze punten (zoveel mogelijk gegroepeerd) besproken.

Een van de aanpassingen die vanuit technische overwegingen wenselijk lijkt, betreft de overgang naar registratiedata. Problemen met de uitkomsten van het verdeelmodel die te verklaren lijken uit het feit dat sommige groepen in de EBB ondervertegenwoordigd zijn, zouden daarmee kunnen worden opgelost. Die verbetering wordt in een separaat traject ondergebracht ten behoeve van de verdeling voor 2017. Het huidige traject focust dus vooral op het verhogen van de verklarende kracht van het multiniveaumodel door na te gaan of er factoren zijn die daar aan kunnen bijdragen. Daarnaast wordt gekeken naar de positie van twee groepen mensen die buiten de EBB vallen, maar wel een beroep op de bijstand kunnen doen. Het betreft hier de groep dak- en thuislozen, en de groep instellingsbewoners. Omdat deze groepen buiten de EBB vallen, is er geen aanpassing binnen het verklaringsmodel mogelijk, maar moet de aanpassing in het verdeelmodel worden gezocht.

In de volgende hoofdstukken wordt verslag gedaan van de aanpassingen van het verklarings- en verdeelmodel voor de Participatiewet-budgetten. Alle modelaanpassingen zijn doorgerekend op basis van dezelfde gegevens die ten grondslag lagen aan de ontwikkeling van het oorspronkelijke model: de gegevens over 2012. Dit voorkwam dat voor de data op basis waarvan geschat wordt de gemeentelijke herindelingen van 2014, 2015 en 2016 moesten worden doorgevoerd. Door te kiezen voor 2012 (in zowel schattings- als verdeelmodel) hebben alle gegevens zoveel als mogelijk betrekking op hetzelfde jaar. De gehanteerde gemeentelijke indeling is die per 1 januari 2013. Herverdeeleffecten die het gevolg zijn van onverwachte schokken en veranderingen, gemeentelijke herindelingen, veranderingen in samenstelling van de bevolking en veranderingen in het macrobudget blijven daarmee buiten beschouwing. De vergelijking gaat vooral over de vraag: welk model 'past het best' bij de data.

4.1 Beoordelingscriteria

De aanpassingen van het model moeten worden beoordeeld op een aantal kenmerken (Berenschot 2013).

- prikkelwerking
- betrouwbaarheid
- uitlegbaarheid
- rechtvaardigheid
- voorspelbaarheid
- financiële beheersbaarheid
- praktische uitvoerbaarheid

Het model heeft inmiddels bewezen praktisch uitvoerbaar en toepasbaar te zijn. Op de prikkelwerking van de meeste factoren is in de oorspronkelijke rapportage uitgebreid ingegaan (inclusief een aantal simulaties van de prikkelwerking van deze factoren). In vrijwel alle gevallen is er toen voor gekozen om variabelen die deels beïnvloed (kunnen) worden via gemeentelijk beleid niet op te nemen.

In deze verbeterslag is deze strikte houding ten aanzien van mogelijke ondergraving van de prikkelwerking enigszins versoepeld. Een deel van deze factoren is wel opgenomen omdat dit goede indicatoren blijken te zijn voor de economische omstandigheden waarin gemeenten verkeren, wat de voorspelbaarheid van het model ten goede komt. Ten principale vermindert dit weliswaar de prikkelwerking van het model, maar aan de andere kant valt het te verdedigen, omdat de scores op de genoemde indicatoren mede worden bepaald door ontwikkelingen waarop gemeenten geen invloed kunnen uitoefenen.

Ten aanzien van de betrouwbaarheid van het model geldt wat ook al is opgemerkt in paragraaf 8.3 van Soede en Versantvoort (2014b). Binnen de gekozen uitgangspunten van het model is sprake van een model dat op een wetenschappelijk verantwoorde wijze tot stand is gekomen.

De data zijn afkomstig van het CBS, en hebben betrekking op het jaar 2012. Voor de definitieve berekening wordt gebruikgemaakt van de meest recente data. Alle data zijn in principe afkomstig van openbare bronnen (CBS en het ministerie van BZK/RIGO/Atlas voor Gemeenten).

Er is naar gestreefd om het aantal nabewerkingen op deze data zo klein mogelijk te houden.

Vanwege gemeentelijke herindelingen en onderlinge inconsistenties tussen verschillende databronnen met betrekking tot b.v. aantallen bleek het niet mogelijk om de data geheel zonder nabewerkingen te gebruiken.

Bij de beoordeling van de verbeteropties is bezien of de variabelen en de relaties in het model logisch en verklaarbaar zijn. Tevens is bezien of het model technisch stabiel is/blijft.

Het model is uitlegbaar en rechtvaardig als de opgenomen factoren erkend worden als bepalende factor voor de bijstandskansen van mensen in een gemeente, en als de geschatte effecten daarvan logisch en intuïtief zijn. De onderzochte factoren zijn gekozen op basis van contacten met gemeenten en zijn theoretisch verdedigbaar. In die zin is en blijft het model dus uitlegbaar en rechtvaardig. Bij de beoordeling van de resultaten zal echter wel gekeken moeten worden of de geschatte effecten verklaarbaar en uitlegbaar zijn. Als dat niet het geval is, dan kan (of wellicht moet) overwogen worden om de desbetreffende factor toch niet op te nemen.

Ten aanzien van de voorspelbaarheid is in de vorige rapportage gekozen om dit te vertalen in termen van stabiliteit van de toegekende budgetten. In de vorige ronde zijn simulaties uitgevoerd. Omdat er aan de structuur van het model niets is veranderd, en de toegevoegde variabelen op gemeentelijk niveau door de tijd heen weinig grote fluctuaties laten zien, is ervoor gekozen om deze stabiliteitscontroles niet nogmaals uit te voeren.

Resteert daarmee feitelijk het punt van de financiële beheersbaarheid als selectiecriteria. De huidige verbetering is voortgekomen uit de behoefte om te bezien of de voorspelde en toegekende budgetten beter zouden kunnen aansluiten bij de feitelijke uitgaven, teneinde ongewenste en niet-verklaarbare herverdeeffecten te minimaliseren. Bedacht moet worden wat door Berenschot al werd opgemerkt bij het formuleren van de beoordelingscriteria. Minimalisering van herverdeeffecten is geen doel op zich, maar uitschieters vragen wel om aandacht (Berenschot 2013). Het SCP concludeerde dan ook dat 'een duidelijke prikkelwerking heeft tot gevolg dat het model herverdeeffecten oplevert. Een belangrijke reden voor deze herverdeeffecten is dat het verklaringsmodel zich niet specifiek richt op het minimaliseren van de herverdeling. In die zin zijn de herverdeeffecten niet onverwacht. Daarbij moet ook beseft worden dat gemeenten waarschijnlijk in de laatste jaren steeds meer hun beleid zijn gaan aanpassen op de huidige verdeling van de gelden. De vraag is wat de huidige uitgaven precies aangeven. Verdeelstoornissen uit het verleden zijn mogelijk verwerkt in het huidige uitgavniveau. Een nieuw objectief verdeelmodel zal tot een nieuwe budgetverdeling leiden' (Soede en Versantvoort 2014b, p. 69).

Alles overziend, zal de beoordeling van de verschillende varianten zich daarom vooral richten op enerzijds de geschatte effecten van de factoren in het verklaringsmodel en de effecten die deze factoren hebben op de berekende herverdeeffecten voor het jaar 2012.

4.2 Uitkomsten basismodel

Om de uitkomsten van de verbeteropties te kunnen vergelijken, starten we in deze paragraaf met een kort overzicht van de uitkomsten van het basismodel. Dat is in principe het model dat gebruikt is voor de verdeling van de macrobudgetten in 2015. Er is zoveel mogelijk aansluiting gezocht bij de manier van werken in de oorspronkelijke rapportage: bij het bepalen van de uitkomsten van het model wordt geen rekening gehouden met de overgangsregeling tussen de oude en nieuwe

systematiek, er wordt geen rekening gehouden met veranderingen in het macrobudget, en MAU-correcties worden ook niet meegenomen.

Voor de schattingen wordt gebruikgemaakt van de gecombineerde EBB-data microdata uit de jaren 2010, 2011 en 2012. De data op gemeenteniveau en regionaal niveau zijn afkomstig uit CBS-Statline, zoveel mogelijk gegevens uit de corresponderende jaren. Als deze niet aanwezig waren, is gebruikgemaakt van gegevens uit aanpalende jaren: hetzij een jaar eerder, hetzij een jaar later. Dit bleek in een paar gevallen nodig omdat als gevolg van gemeentelijke herindelingen gegevens via Statline niet beschikbaar bleken. Overigens is – in navolging van de eerdere rapportages – gekozen om uit te gaan van de gemeentelijke indeling van 408 gemeenten per 1/1/2013.

In de oorspronkelijke rapportage is gebruikgemaakt van twee maatstaven: het ex-ante herverdeeeffect, waarbij voorspelde budgetten vergeleken werden met het laatst bekende uitgavenpatroon, en het ex-post financieel resultaat, waarbij op basis van gegevens uit eerdere jaren budgetten worden bepaald voor het jaar met het laatst bekende uitgavenpatroon (Soede en Versantvoort 2014b, p. 46). Voor deze rapportage is uitsluitend gebruikgemaakt van het ex-ante herverdeeeffect op basis van de gegevens en feitelijke uitgaven in 2012. Die keus is bewust gemaakt: in de huidige verbeterslag staat vooral de kwaliteit van het model voorop. Alle gebruikte gegevens, d.w.z. alle data voor de schattingen en herwegingen, hebben betrekking op 2012. Afwijkingen tussen voorspelde budgetten en gerealiseerde uitgaven 2012 worden vooral bepaald door de kwaliteit van het model, en niet door onvoorziene veranderingen in bevolkingssamenstelling, economische ontwikkelingen of andere factoren die buiten het model vallen. Over de mate waarin het model in staat is om toekomstige uitgaven te voorspellen is bij de modelontwikkeling in 2014 gerapporteerd.

Zoals ook in de eerdere rapportages is opgemerkt, is het op deze manier berekende herverdeeeffect vermoedelijk een onderschatting van de feitelijk optredende herverdeeeffecten, juist vanwege deze veranderingen die plaatsvinden tussen de peildatum van de data en het moment waarop de feitelijke uitgaven plaatsvinden. Bovendien geldt dat voor de kleine gemeenten het herverdeeeffect per definitie 0 is: ze krijgen als budget de uitgaven van 2012 toegewezen, en dat wordt vergeleken met de uitgaven van 2012.

Als uitgangspunt voor de modelvergelijkingen staan in de bijlage de geschatte coëfficiënten,³ en in onderstaande tabel de berekende herverdeeeffecten van het basismodel. Deze wijken af van de herverdeeeffecten zoals vermeld in de vorige publicaties. Daarvoor is een aantal redenen te geven. Allereerst is de –toen nog ontbrekende – informatie uit 2011 bijgewerkt tot 2012. Het model is sindsdien aangepast ten aanzien van woningen en de nieuwe doelgroepen.

Overigens zijn, om discussies over afzonderlijke gemeenten buiten deze modelvergelijking te houden, de grootste vier gemeenten samengenomen met de groep daaronder. Uit de onderstaande tabel blijkt dat het gemiddelde herverdeeeffect in het basismodel net boven de 9% ligt, het maximale herverdeeeffect 97,5%. Het aantal gemeenten dat te maken krijgt met een groot (>10%) effect is 133. Er is geen rekening gehouden met het overgangsregime of MAU-correcties.

³ In alle gevallen wordt gerapporteerd op basis van MLWIN-schattingen. Deze zijn econometrisch iets minder betrouwbaar dan die van de stata-procedure xtmelogit, maar kosten aanzienlijk minder tijd. Hierdoor was het mogelijk een groter aantal varianten door te rekenen. Voor de definitieve bepaling zal, net als bij de berekening van de definitieve berekening van het oorspronkelijke model, het model herschat moeten worden op basis van de econometrisch beste methode. Overigens is gebleken dat de verschillen tussen beide methoden minimaal zijn.

Tabel 4.1
Gegevens over ex-ante herverdeeeffecten^a, 2012, basismodel

Grootteklasse	aantal	gemiddeld herverdeeeffect	maximaal herverdeeeffect	aantal gemeenten met herverdeeeffect > 10%
Negatief hve				
0-25 dzd	104	0,7	14,7	3
25-50 dzd	46	8,7	26,8	15
50-100 dzd	17	8,1	19,3	6
100+ dzd	16	9,6	19,5	7
Positief hve				
0-25 dzd	90	7,0	27,7	23
25-50 dzd	95	17,9	97,5	54
50-100 dzd	29	17,4	56,8	17
100+ dzd	11	20,4	42,4	8
Totalen				
Negatief	183	4,2	26,8	26
Positief	225	13,6	97,5	102
Totaal	408	9,4	97,5	133

a De herverdeeeffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. De gemeenten die (deels) op historische basis verdeeld worden, zijn opgenomen in de tabel onder de gemeenten met een negatief effect. De herverdeeeffecten zijn niet gewogen met budgetomvang of gemeentegrootte.
Bron: SCP (eigen berekeningen)

5 Technische aanpassingen aan het model

Een deel van de mogelijke modelverbeteringen is vooral technisch van aard. Allereerst moet er een oplossing komen voor het feit dat een deel van de bijstandsontvangers niet in de EBB zijn opgenomen, waardoor er aan gemeenten die (relatief) veel aan deze groepen uitgeven een te laag budget zou kunnen worden toegekend.

Een tweede aanpassing is dat een multiniveaumodel in vier niveaus mogelijk verschillen tussen gemeenten niet voldoende honoreert, omdat de verschillen door het model vooral als verschillen tussen wijken worden gezien. Omdat deze verschillen tussen wijken niet worden gebruikt bij de bepaling van de budgetverdeling, en er in het model ook nauwelijks inhoudelijke factoren zijn opgenomen op wijkniveau, kan het model misschien beter als model met drie niveaus geschat worden.

Een derde aanpassing betreft een uitbreiding van het aantal randtotalen dat gebruikt wordt in het herweegalgoritme. Op basis van een beperkt aantal gemeentelijke totalen worden de landelijke bijstandskansen omgerekend naar het niveau van gemeenten. Een groter aantal gemeentelijke totalen zou kunnen leiden tot een exactere schatting van de samenstelling van de gemeentelijke bevolkingssamenstelling, en daarmee tot een betere schatting van het noodzakelijk bijstandsbudget.

5.1 Niet-gemodelleerde groepen: Instellingsbewoners en dak- en thuislozen

Het verklaringsmodel wordt geschat op basis van de EBB. Dit is een enquêtebestand van het CBS dat gebaseerd is op een adressensteekproef. In dit bestand zijn alleen bewoners van particuliere huishoudens opgenomen. Dat houdt in dat gemeenten die uitkeringen verstrekken aan dak- en thuislozen en aan instellingsbewoners daarvoor dus niet via het verklaringsmodel worden gecompenseerd: ze maken geen onderdeel uit van de groep waarop het model wordt geschat, noch van de gegevens op basis waarvan de gemeentelijke bijstandskansen herwogen worden.

Omdat deze groepen niet evenredig over Nederland zijn verdeeld, leidt dit dus tot een suboptimale allocatie van middelen. Het model is immers een verdeelmodel, waarin de geschatte relatieve bijstandskansen gebruikt worden als grondslag voor de verdeling van middelen. Dat houdt in dat gemeenten die relatief veel uitkeringen verstrekken aan dak- en thuislozen een te klein budgetaandeel krijgen, waardoor er voor de overige gemeenten een te groot deel van het budget ter beschikking blijft. Het lijkt zo te zijn dat deze nadelen bij een beperkte groep gemeenten terechtkomen. Een deel daarvan lijkt onevenredig zwaar geraakt, omdat (zeker bij kleine gemeenten met grote instellingen) een relatief groot deel van het budget naar deze groep bijstandsontvangers gaat. In het bijzonder bij de kleine gemeenten is er een aantal waar het om zeer grote aandelen gaat. Bij een deel van de nog kleinere gemeenten gaat het om relatief grotere bedragen, maar omdat voor die gemeenten een historische verdeling wordt gebruikt, vormt het daar geen probleem.

Het ligt niet voor de hand de bijstandskans van deze groepen binnen het bestaande verklaringsmodel te willen opnemen. Deze groepen zijn niet in de EEB zijn opgenomen. Daarom zou een dergelijk aangepast verklaringsmodel op integrale data geschat moeten worden. Dan doen zich twee problemen voor: allereerst is niet duidelijk wat de kwaliteit van die data is voor deze groepen. Ook lijkt hun beroep op de bijstand nauwelijks te worden bepaald door hun objectieve kenmerken, maar juist vooral door het feit dat ze hetzij dakloos, hetzij instellingsbewoner zijn. Dat maakt het schatten van een objectief verklarend model lastig, zo niet onmogelijk. Feitelijk wordt dan een verklaring geschat voor de kans dat iemand niet in een particulier huishouden woont. De correlatie met specifieke situaties is zo sterk dat dit zich niet op basis van algemene kenmerken laat modelleren. Bovendien bevinden deze groepen zich vrijwel geheel buiten de invloedssfeer van het gemeentelijk beleid.

Deze overwegingen samenvoegend ligt een compartimentering van het budget, gekoppeld aan een historische verdeling van het betreffende budget, het meest voor de hand. Op basis van integrale gegevens van het CBS is op gemeenteniveau bepaald welk aandeel van het bijstandsbudget

ontvangen wordt door instellingsbewoners en dak- en thuislozen. De op deze individuele bestanden bepaalde inkomsten uit bijstand tellen niet op tot het landelijk bijstandsbudget. Volgens het CBS is dat o.a. te verklaren door het feit dat in de individuele bestanden netto bedragen staan vermeld, exclusief vakantiegeld. Een exacte gelijktrekking tussen macrobudget en ontvangsten in deze beide groepen valt dus niet te maken. Overigens zit in deze cijfers over de groep instellingsbewoners ook de aanvullende bijstand die uitgekeerd wordt aan AOW-ers in bejaardenhuizen.

Op basis van deze cijfers worden daarom alleen aandelen bepaald: het aandeel van de bijstandsontvangsten door deze groepen als aandeel van de totaal gerapporteerde bijstandsontvangsten per gemeente. Dit aandeel is toegepast op de feitelijke uitgaven, wat een schatting van de uitgaven aan deze groepen oplevert. Dit wordt afgetrokken van het beschikbare macrobudget. Het resterend budget wordt vervolgens objectief verdeeld, waarna de feitelijke uitgaven aan dak- en thuislozen en instellingsbewoners zoals op basis van dit uitgavenpercentage is bepaald, daar weer bij wordt opgeteld.

Toepassing van een historische verdeling voor deze groepen zoals hierboven beschreven, leidt tot een verandering van het herverdeeffect. In onderstaande tabel staat dit beschreven. We tonen hierin de herverdeeffecten op basis van het verdeelmodel, inclusief de daarin opgenomen historische verdeling voor gemeenten onder de 15.000 inwoners. Omdat een deel van de gemeenten met uitgaven aan instellingsbewoners en dak- en thuislozen in deze groep valt, zijn de effecten op de herverdeeffecten beperkt.

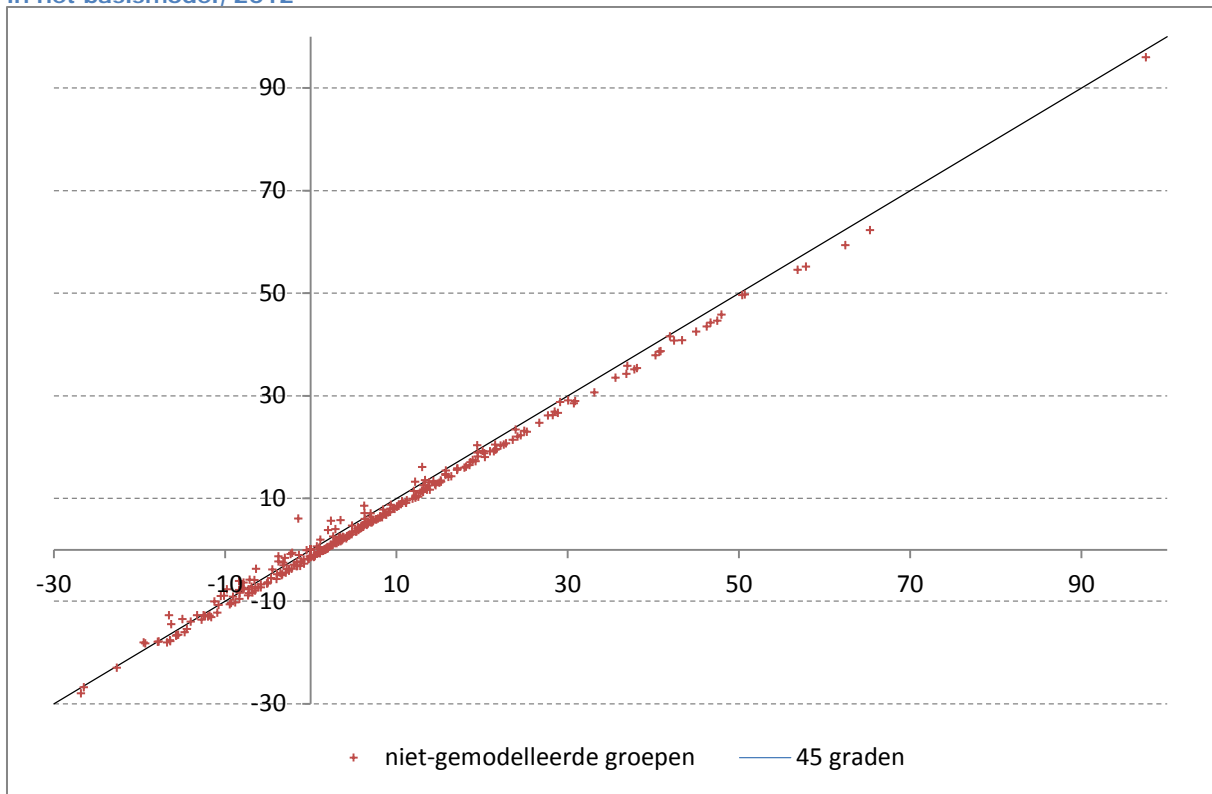
Tabel 5.1
Gegevens over ex-ante herverdeeffecten^a 2012, niet-gemodelleerde groepen

Grootteklasse	aantal	gemiddeld herverdeeffect	maximaal herverdeeffect	aantal gemeenten met herverdeeffect > 10%
Negatief hve				
0-25 dzd	117	0,8	16,1	3
25-50 dzd	50	8,7	28,0	18
50-100 dzd	19	7,3	18,3	5
100+ dzd	16	8,8	18,0	6
Positief hve				
0-25 dzd	77	6,4	26,2	15
25-50 dzd	91	17,3	95,9	53
50-100 dzd	27	17,4	54,5	16
100+ dzd	11	20,1	41,6	8
Totalen				
Negatief	202	4,0	28,0	32
Positief	206	13,4	95,9	92
Totaal	408	8,7	95,9	124

a De herverdeeffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. De gemeenten die (deels) op historische basis worden verdeeld, zijn opgenomen in de tabel onder de gemeenten met een negatief effect. De herverdeeffecten zijn niet gewogen met budgetomvang of gemeentegrootte. Bron: SCP (eigen berekeningen)

Het gemiddelde herverdeeffect gaat omlaag, de minimale en maximale herverdeeffecten veranderen nauwelijks van grootte. Het aandeel gemeenten met een relatief groot herverdeeffect wordt iets kleiner. Wel neemt het aandeel gemeenten met een negatief herverdeeffect iets toe ten opzichte van dat met een positief herverdeeffect.

Figuur 5.1
Herverdeeleffect van de variant 'niet-gemodelleerde groepen' ten opzichte van het herverdeeleffect in het basismodel, 2012^a



a Het herverdeeleffect van het basismodel staat op de horizontale as, het herverdeeleffect van het aangepaste model op de verticale as. De zwarte lijn geeft de lijn waar de herverdeeleffecten in beide modellen gelijk zijn. Punten onder de lijn corresponderen dus met gemeenten die in het aangepaste model een lager herverdeeleffect hebben, punten boven de lijn met gemeenten die een procentueel hoger herverdeeleffect hebben.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Op basis van de figuur is duidelijk wat er gebeurt: landelijk gezien gaat ca. 2% van de middelen naar dak- en thuislozen en instellingsbewoners. Een 80-tal gemeenten zit daar (soms net) boven, de overige 320 geven (soms ruim) minder uit. Door de feitelijke uitgaven aan deze groepen uitkeringsontvangers af te zonderen van het te verdelen macrobudget leveren alle gemeenten in, terwijl de gemeenten die de feitelijke uitgaven hebben een extra bedrag krijgen. Uitsluitend de gemeenten die relatief veel uitgeven aan deze groepen hebben voordeel van deze herberekening, gemeenten die relatief minder uitgeven niet.

Overigens valt een deel van de gemeenten met een relatief groot aandeel aan instellingsbewoners onder de gemeenten die vanwege hun omvang geheel of gedeeltelijk historisch verdeeld worden. Ook voor deze groep is de verschuiving van het ex-ante herverdeeleffect niet zo groot. Voor de gemeenten die geheel op historische gronden verdeeld worden, is het zelfs afwezig.

Omdat de gelden aantoonbaar terecht komen bij de gemeenten die het ook daadwerkelijk uitgeven, en daarmee de rechtvaardigheid van het model vergroten, is het advies om deze aanpassing in het model door te voeren.

Deze aanpassing vergroot de historische component in het verdeelmodel. Het ondergraaft daarmee de prikkelwerking van het model. Bovendien belast het de registratie van de uitgaven: opgaaf is niet langer vrijblijvend, het loont om een (groot) deel van de uitgaven onder de noemer van uitkeringen aan dak- en thuislozen te scharen. Bovendien doet het een relatief groot beroep op data waarvan juist voor deze groep de kwaliteit niet altijd even duidelijk is. Overigens lijkt deze

verminderde prikkelwerking verwaarloosbaar: de aantallen instellingsbewoners worden veel meer bepaald door regelingen en bepalingen die vanuit de zorg worden vastgesteld, en veel minder door gemeentelijk ingrijpen.

Wel moet er op basis van onze contacten met gemeenten bij deze uitgaven en modellering een kanttekening geplaatst worden: er is een tendens in de maatschappij om diverse groepen die tot nu toe in de context van een tehuis werden opgevangen zo lang mogelijk in een zelfstandig-wonen-situatie te laten wonen. Dat geldt voor ouderen, maar ook voor mensen met een licht-verstandelijke beperking. Daardoor zal het aandeel bijstandsuitkeringen dat verstrekt wordt aan instellingsbewoners afnemen, en dat van mensen op particuliere adressen toenemen. Het is mogelijk dat gemeenten vanwege het directe effect dat een dergelijke ontwikkeling heeft op de ontvangen bijstandsbudgetten minder inspanning zullen verrichten bij het vinden van woonruimte en begeleiding voor deze groepen.

Deze extramuralisering van de zorg maakt dat – hoewel de groep waar het om gaat niet verandert – hun traceerbaarheid in de nu gebruikte data afneemt. Het zal binnen de huidige modelspecificatie waarschijnlijk leiden tot een verhoging van de bijstandskans van laagopgeleiden en alleenstaanden. Daarmee wordt op termijn een ongewenst herverdeeleeffect geïntroduceerd, omdat binnen deze groep laagopgeleiden/alleenstaanden het bijstandsrisico van de groep die voorheen binnen een instelling werd opgevangen waarschijnlijk afwijkt van het gemiddelde risico. Gemeenten die relatief velen uit deze groep herbergen, ontvangen daarmee te weinig, andere wellicht te veel. Geadviseerd wordt daarom om op termijn onderzoek te doen naar de wenselijkheid om in het verklaringsmodel objectieve kenmerken op te nemen die deze groep nader identificeert. Te denken valt bijvoorbeeld aan factoren als arbeidsverleden en geregistreerd zorggebruik.

5.2 Aanpassing van het aantal niveaus in het schattingsmodel

Het verklaringsmodel is een multiniveaumodel. Er is voor een dergelijk model gekozen omdat het in zijn verklaring aansluit bij het niveau waarop het bijstandsrisico ontstaat: het huishouden. Individueel risico wordt direct gerelateerd aan de eigen kenmerken. De uitkomsten van het model worden zo intuïtief begrijpelijk en dat vergroot de uitlegbaarheid. Bovendien wordt tegelijk het probleem van de samenstellingseffecten op gemeenteniveau opgelost.

Nog een ander kenmerk maakt multiniveaumodellen intuïtief aantrekkelijk voor de verklaring van bijstandskansen: er wordt in verdisconteerd dat mensen niet toevallig verspreid wonen, maar geclusterd zijn in groepen. De logica van een multiniveaumodel is dat verschillen tussen huishoudens allereerst verklaard worden uit verschillen in de eigen kenmerken. Verschillen tussen huishoudens die niet door objectieve kenmerken worden verklaard, worden verondersteld toevallig te zijn. Ook zou het zo kunnen zijn dat er verschillen bestaan tussen wijken (binnen gemeenten) die zich niet laten verklaren uit de kenmerken van de huishoudens. Deze wijkverschillen worden dus gedeeld door alle huishoudens binnen die wijk.

Als de effecten van verklarende factoren voor iedereen gelijk zijn en uitsluitend de gemiddelde niveaus tussen groepen verschillen, dan kan met behulp van deze modellen het effect zuiver worden geschat. Hierdoor is het verwachte effect van een verandering in verklarende factoren beter te voorspellen. Juist omdat het model gebruikt wordt om bijstandskansen voor verschillend samengestelde groepen te voorspellen is dit een goede eigenschap.

Gegeven de huidige structuur van het verdeelmodel (herweging op gemeentelijke kenmerken) is een herweging van wijk gerelateerde uitkomsten niet mogelijk. Structurele verschillen in bijstandskansen tussen wijken kunnen dus in het verdeelmodel niet worden gecompenseerd. Dat is geen probleem als dit inderdaad alleen beleidsgerelateerde verschillen zijn, maar is een potentiële bron van verdeelstoornissen bij structurele verschillen vanwege bijvoorbeeld de wijkkenmerken. Op die manier zou een gemeente met twee op elkaar lijkende wijken en een gemeente met twee totaal verschillende wijken dezelfde gemiddelde kenmerken op gemeenteniveau hebben, terwijl – door de wijkverschillen – de bijstandskansen in beide gemeenten verschillen. Bovendien worden in de

huidige modelspecificatie op het niveau van wijken nauwelijks objectieve kenmerken opgenomen; wel individuele kenmerken (waaronder een indicatie of men in een slecht leefbare wijk woont, en de huizenprijs in die wijk), maar verdere objectieve informatie over wijken waarmee verschillen tussen wijken worden verklaard niet.

Als het gemiddelde verschil tussen wijken in de budgetverdeling tussen gemeenten niet wordt gehonoreerd, is de vraag of het model de complexiteit van dat vierde niveau nodig heeft. Het weglaten van het wijkniveau vermindert de complexiteit van het kansmodel, sluit beter aan bij de verdeelsystematiek en maakt het mogelijk na te gaan in hoeverre het wel of niet verdisconteren van de niet-lineariteit in de voorspelde kansen effecten heeft op de voorspelde budgetaandelen, zoals door een aantal experts wordt verwacht. Aan de andere kant: als de kenmerken van de wijk een grotere invloed hebben dan die van de gemeente zou het weglaten van dit niveau tot een onzuiverheid kunnen leiden in de geschatte effecten van de huishoudkenmerken.

In de bijlage is een tabel opgenomen met de geschatte parameters van het model op drie niveaus. Ze liggen in dezelfde orde van grootte als die van het basismodel. Daardoor blijft ook het herverdeeeffect vrijwel gelijk. Met andere woorden: hoewel in het basismodel een relatief grote wijk-variantie geschat wordt, heeft het expliciet rekening houden met deze variantie geen effect op het uiteindelijke berekende herverdeeeffect. Dat geldt voor het gemiddelde herverdeeeffect, maar ook voor de individuele gemeenten: uit de figuur blijkt dat ze allemaal min of meer hetzelfde herverdeeeffect hebben gehouden.

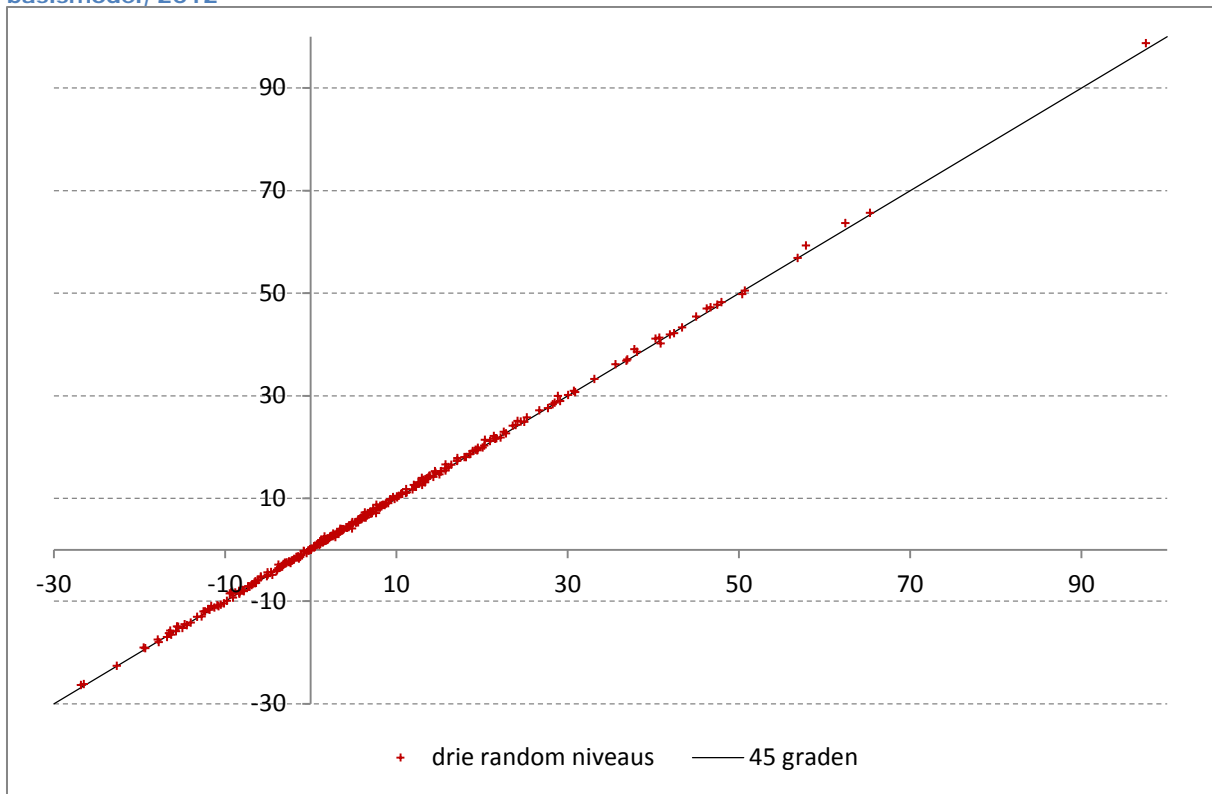
Tabel 5.2
Gegevens over ex-ante herverdeeeffecten^a 2012, model zonder random term op wijkniveau

Grootteklasse	aantal	gemiddeld herverdeeeffect	maximaal herverdeeeffect	aantal gemeenten met herverdeeeffect > 10%
Negatief hve				
0-25 dzd	103	0,7	14,5	3
25-50 dzd	46	8,4	26,4	15
50-100 dzd	17	8,2	19,2	6
100-250+ dzd	16	9,6	19,1	7
Positief hve				
0-25 dzd	91	7,1	27,6	23
25-50 dzd	95	18,3	98,7	55
50-100 dzd	29	17,4	56,8	17
100-250+ dzd	11	20,5	42,2	8
Totalen				
Negatief	182	4,1	27,6	31
Positief	226	13,8	98,7	103
Totaal	408	9,5	98,7	134

a De herverdeeeffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. De gemeenten die (deels) op historische basis worden verdeeld, zijn opgenomen in de tabel onder de gemeenten met een negatief effect. De herverdeeeffecten zijn niet gewogen met budgetomvang of gemeentegrootte.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Figuur 5.2
Herverdeeleffect van de variant 'drie random niveaus' ten opzichte van het herverdeeleffect in het basismodel, 2012^a



a Het herverdeeleffect van het basismodel staat op de horizontale as, het herverdeeleffect van het aangepaste model op de verticale as. De zwarte lijn geeft de lijn waar de herverdeeleffecten in beide modellen gelijk zijn. Punten onder de lijn corresponderen dus met gemeenten die in het aangepaste model een lager herverdeeleffect hebben, punten boven de lijn met gemeenten die een procentueel hoger herverdeeleffect hebben.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Omdat de uitkomsten van het drie- en vier-niveau model vergelijkbaar zijn, lijkt het vanuit econometrisch standpunt te verkiezen om te kiezen voor het meest 'spaarzame' model. Daar staat tegenover dat bij de overgang naar integrale data de mogelijkheden om informatie op wijkniveau mee te nemen groter wordt. Ook valt het te verdedigen dat een model waarin alle theoretisch relevante niveaus zijn opgenomen te verkiezen valt boven een model met minder niveaus. Het advies is dan ook om een model te schatten waarin variantie wordt toegestaan op wijk, gemeente en regio-niveau. Overigens, als bij het gebruik van integrale data de complexiteit van het model te groot blijkt te worden (veel waarnemingen en veel niveaus doen een groot beroep op de rekencapaciteit), lijkt het er op dat het weglaten van het wijkniveau een begaanbare route naar een eenvoudiger model is, zonder dat de uitkomsten daar sterk door worden beïnvloed.

5.3 RPA als regio-definitie in plaats van COROP

Vanuit theoretisch oogpunt moet er een regioniveau in het model worden opgenomen. Gemeenten delen een gemeenschappelijk kenmerk, namelijk het grotere verband waarin zij (en hun burgers) opereren. Regio is daarmee een indicator voor de verschillen die niet gemeentespecifiek zijn en breder worden gedeeld. Te denken valt aan geografische ligging of afstand tot de grote economische centra. De economische theorie zegt daarentegen weinig over de manier waarop deze regio in het model moet worden opgenomen: er is geen natuurlijke entiteit die als 'regio' kan dienen. Provincie zou mogelijk zijn, maar dat is een vrij grove indeling. In het oorspronkelijke

model is daarom gekozen voor de COROP-indeling. Deze is relatief fijnmazig, en sluit aan bij door het CBS geleverde regio-statistieken.⁴

Vanuit gemeenten is echter aangegeven dat in de praktijk van de Participatiewet door gemeenten steeds meer in RPA-verband wordt geopereerd. Vanuit die optiek zou een indeling in RPA-indeling wenselijk zijn, omdat dit de herkenbaarheid van de uitkomsten vergroot. Bovendien is het mogelijk dat, juist omdat in het arbeidsmarktbeleid in toenemende mate in RPA-verband wordt samengewerkt, de homogeniteit van de afzonderlijke RPA-gebieden groter is.

Daar staat tegenover dat omdat er 40 COROP-gebieden zijn, en 34 RPA-gebieden, de statistische modelfit met RPA-indeling waarschijnlijk minder goed zal zijn dan die met COROP-indeling. Met andere woorden: het model in RPA-indeling zou dan minder goed in staat zijn om de verschillen tussen regio's in bijstandskans te verklaren.

Het blijkt echter dat het model op RPA- en op COROP-indeling globaal hetzelfde presteert. Als er wordt gebruikgemaakt van de RPA-indeling blijkt uit de schattingsresultaten dat in grote lijnen de geschatte effecten vergelijkbaar zijn met die in het basismodel.

Tabel 5.3
Gegevens over ex-ante herverdeeeffecte^a 2012, RPA-regiodefinitie

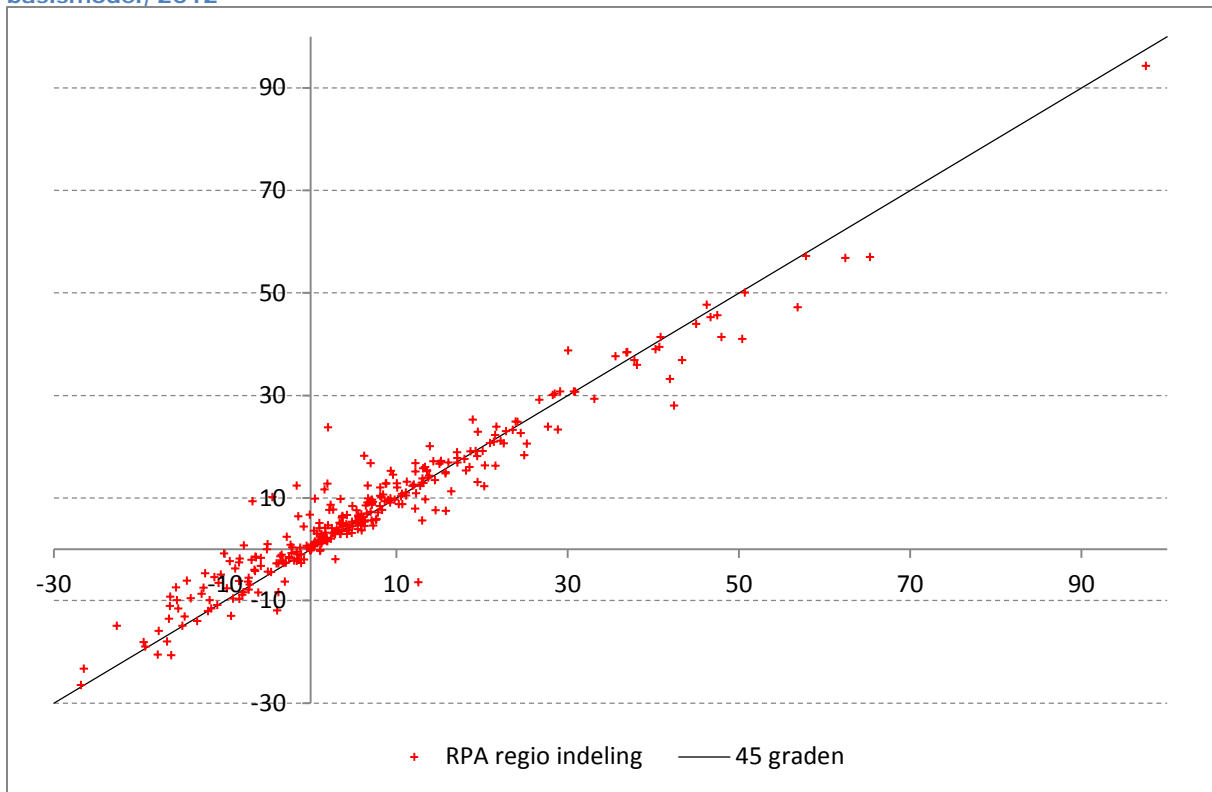
Grootteklasse	aantal	gemiddeld herverdeeeffect	maximaal herverdeeeffect	aantal gemeenten met herverdeeeffect >10%
Negatief hve				
0-25 dzd	102	0,6	14,0	2
25-50 dzd	39	7,5	26,5	12
50-100 dzd	14	6,5	19,0	2
100-250+ dzd	17	8,3	20,7	4
Positief hve				
0-25 dzd	92	7,3	23,9	23
25-50 dzd	102	17,8	94,3	62
50-100 dzd	32	16,0	50,1	18
100-250+ dzd	10	17,9	35,9	7
Totalen				
Negatief	172	3,4	26,5	20
Positief	236	13,5	94,3	110
Totaal	408	9,2	94,3	130

a De herverdeeeffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. De gemeenten die (deels) op historische basis worden verdeeld, zijn opgenomen in de tabel onder de gemeenten met een negatief effect. De herverdeeeffecten zijn niet gewogen met budgetomvang of gemeentegrootte.
Bron: SCP (eigen berekeningen)

In de figuur staan de herverdeeeffecten (oud en nieuw) tegen elkaar uitgezet. Het blijkt dat er – ondanks dat de geschatte effecten en de gemiddelde herverdeeeffecten vergelijkbaar blijven – een verschuiving in herverdeeeffecten optreedt: de grote herverdeeeffecten uit het basismodel worden iets kleiner, maar in het ‘middengebied’ worden de effecten groter. In een enkel geval worden de herverdeeeffecten zelfs flink groter. Voor deze verschuivingen is geen economisch-theoretische verklaring. Het zijn verschillen die het gevolg zijn van keuzen die gemaakt zijn ten aanzien van de regio-definitie.

⁴ COROP is een afkorting van COördinatiecommissie Regionaal OnderzoeksProgramma. Deze commissie ontwierp de indeling in COROP-gebieden in 1971. RPA is een afkorting voor Regionaal Platform Arbeidsmarktbeleid.

Figuur 5.3
Herverdeeleffect van de variant 'RPA-regio-indeling' ten opzichte van het herverdeeleffect in het basismodel, 2012^a



a Het herverdeeleffect van het basismodel staat op de horizontale as, het herverdeeleffect van het aangepaste model op de verticale as. De zwarte lijn geeft de lijn waar de herverdeeleffecten in beide modellen gelijk zijn. Punten onder de lijn corresponderen dus met gemeenten die in het aangepaste model een lager herverdeeleffect hebben, punten boven de lijn met gemeenten die een procentueel hoger herverdeeleffect hebben.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Omdat er op theoretische of statistische gronden nauwelijks een voorkeur voor een van beide varianten gegeven kan worden, wordt de keus tussen beide varianten daarmee vooral een keus op inhoudelijke gronden. Arbeidsmarktbeleid wordt steeds vaker op RPA-niveau en niet op COROP-niveau gecoördineerd. De aansluiting van gegevens bij deze indeling kan om bestuurlijke redenen gewenst zijn. Omdat er geen duidelijke theoretische bezwaren tegen aanpassing zijn, terwijl er wel een bestuurlijke voorkeur is om de aanpassing wel door te voeren, lijkt doorvoering van de aanpassing dus gerechtvaardigd.

5.4 Restricties in het verdeelmodel

Tijdens de gesprekken over de kwaliteit van het verdeelmodel is de zorg geuit dat het verdeelalgoritme onvoldoende in staat zou zijn om de samenstelling van de gemeentelijke bevolking te schatten op basis van een (landelijk) randtotaal en een beperkt aantal gemeentelijke kenmerken. Door het aantal gemeentelijke kenmerken waarop herwogen wordt groter te maken is getracht zicht te krijgen op de gevoeligheid van de uitkomsten voor het aantal restricties. Als er meer restricties opgenomen worden, wordt de mogelijke discrepantie tussen feitelijke situatie en schatting verkleind, en daarmee de objectieve budgetten beter vastgesteld.

Er is voor gekozen om een aantal extra restricties op te nemen die ervoor zorgen dat voor een aantal groepen de feitelijke aantallen gegarandeerd aansluiten bij de door het algoritme voorspelde aantallen. Omdat er mede herverdeeld wordt op grond van factoren waarvoor geen integrale

tellingen beschikbaar zijn (opleiding en ervaren arbeidsbeperking), kan dit uitsluitend met groepen die te onderscheiden zijn op basis van kenmerken die op basis van de GBA zijn af te leiden: leeftijd, huishoudsamenstelling en etniciteit.

Omdat de uitkomsten van het verdeelmodel vooral worden bepaald door de groepen met een hoge bijstandskans, voegen we extra restricties toe voor de – op basis van de GBA te onderscheiden – groepen waarin het hoogste bijstandsvolume zit (gegevens 2012), te weten:

- alleenstaanden ouder dan 55 (ca. 8,5% van de huishoudens, 15,7% van het budget)
- alleenstaanden, niet-allochtoon 25-55 (ca. 11,3% van de huishoudens, 12,8% van het budget)
- eenoudergezin (vrouw), 25-55 jaar (ca. 2,5% van de huishoudens, 7% van het budget)
- alleenstaand allochtoon, 25-55 jaar (ca. 2,3% van de huishoudens, 6,6% van het budget)
- eenoudergezin (vrouw, allochtoon) (ca. 1% van de huishoudens, 6,5% van het budget)

Deze vijf restricties dekken ca. 25% van de huishoudens, en bijna 50% van de totale bijstandsuitgaven door gemeenten. Bij het zoeken naar meer geschikte restricties bleek dat de numerieke problemen van het algoritme groter werden naarmate de toegevoegde restricties betrekking hebben op kleine(re) groepen. Verschillende combinaties van restricties bleken daarbij wel, andere juist niet goed te convergeren. In alle gevallen bleken de gemiddelde uitkomsten nauwelijks gevoelig te zijn voor de gehanteerde restricties. Vanwege deze numerieke problemen kon geen analyse gemaakt worden van de vraag in hoeverre de uitkomsten gevoelig zijn voor het toevoegen van nog meer restricties.

Vanwege deze problemen kan ook geen garantie worden gegeven dat het algoritme convergeert. Het heeft dan ook geen zin om herverdeeleeffecten van deze variant te tonen, omdat op grond van toepasbaarheid in het verdeelmodel deze optie toch niet kan worden gebruikt.

6 Aanpassing/uitbreiding verklarende factoren op individueel niveau

De meeste verbeteringsuggesties hadden geen betrekking op de risicofactoren op individueel niveau. Er waren echter twee uitzonderingen. Allereerst het nader uitsplitsen van de etnische samenstelling van de bevolking. Uit de ervaringen met de verdeling in 2015 bleek dat ook de manier waarop de woonsituatie in het model is opgenomen aandacht vraagt.

6.1 Etniciteit

Het huidige model kent een indicatie m.b.t. de allochtone herkomst van inwoners. Uit diverse bronnen blijkt dat de onderverdeling naar autochtoon, westers- en niet-westers allochtoon te weinig recht doet aan de verschillen in bijstandskansen. Veel onderzoek laat zien dat allochtone werknemers een veel slechtere positie hebben op de arbeidsmarkt dan autochtonen. Op basis van macro-cijfers is bekend dat er binnen de groep allochtonen grote verschillen bestaan (Ferber 2011). Vanuit de uitvoeringspraktijk kennen ook gemeenten deze verschillen. Ze wijzen er op dat de arbeidsmarktkansen van de verschillende groepen allochtonen – om uiteenlopende redenen – onderling sterk verschillen. Gemeenten wezen ons met name meermalen op de sterk afwijkende positie die voormalige asielzoekers hebben. Binnen de groep niet-westers allochtoon blijkt deze groep door hun achtergrond en vaak ook persoonlijke geschiedenis een veel hogere bijstandskans te hebben.

Overigens: de vraag is in hoeverre gemeenten bereid zijn om de verschillende arbeidsmarktkansen van allochtonen van verschillende herkomst te accepteren als een vaststaand en onveranderbaar feit. Als de verschillen in kans een gevolg zijn van de verschillende manieren waarop men met allochtonen omgaat, zou slecht beleid door een dergelijke modelaanpak gecompenseerd worden. Aan de andere kant: de huidige situatie van verschil is een gegeven dat niet valt te ontkennen, en dat verder strekt dan het beleid van een individuele gemeente.

Er is een modelvariant geschat met een onderverdeling in een groter aantal groepen: Surinamers, Turken, Marokkanen, Antillianen en overig niet-westers allochtonen. Het blijkt dat de uitkomsten in lijn zijn met de macro-cijfers. Alle niet-westers allochtone groepen hebben een hoger bijstandsrisico dan de niet-allochtonen en de westers-allochtonen. Er bestaat een verschil tussen de vijf onderscheiden groepen: op basis van de EBB-data hebben huishoudens waarbinnen Surinamers en Antillianen leven een grotere bijstandskans, terwijl huishoudens met Turken, Marokkanen en overige niet-westers allochtonen een zeer veel grotere bijstandskans hebben.

Bij het toepassen van het verdeelmodel deed zich hetzelfde numerieke probleem voor als bij het toevoegen van extra restricties aan het verdeelmodel. De aantallen allochtonen binnen de afzonderlijke gemeenten variëren sterk: sommige hebben nauwelijks allochtonen, andere juist relatief veel. Die variatie wordt alleen nog maar groter als de groep allochtonen nog verder in subgroepen wordt opgesplitst. Het blijkt in de praktijk dat het herverdeelalgoritme dat de landelijk bepaalde kansen omrekent naar gemeenteniveau met deze grote variatie in (soms zeer) kleine groepen moeite heeft: het algoritme convergeert – in tegenstelling tot het basismodel – voor veel gemeenten niet, of slechts met veel moeite. Hierdoor bestaat het risico dat voor een aantal gemeenten geen betrouwbare kansen kunnen worden bepaald.

Zo scoort de aanpassing onvoldoende op het vlak van modelstabiliteit en toepasbaarheid. De conclusie is dus dat op basis van de macro-gegevens en de schattingsuitkomsten een nadere uitsplitsing eigenlijk gewenst is. Binnen het huidige model kan dat niet op zo'n manier worden bewerkstelligd dat aan de criteria van het model wordt voldaan. De aanpassing van het model zal bij de overgang naar integrale data worden meegenomen.

6.2 Woningvoorraad en woon-situatie

De woonsituatie van mensen is sterk gecorreleerd met hun arbeidsmarktsituatie. In het basismodel wordt alleen onderscheid gemaakt tussen huur en koop. In de praktijk blijkt dat er ook een verschil is tussen huur met en zonder huursubsidie/toeslag (sociale huur). Nagegaan is daarom of een nadere verbijzondering van deze indicator tot een verbetering van de voorspelkwaliteit van het verklaringsmodel – en daarmee tot een betere verdeling van middelen – leidt. Bijstandsontvangers bevinden zich immers vrijwel allemaal in de groep huishoudens die huurtoeslag ontvangt. Het aandeel huishoudens met huurtoeslag hangt dus relatief sterk samen met het aandeel huishoudens dat een bijstandsuitkering ontvangt.

Een tweede punt dat werd aangepast, is meer een technisch punt. Voor de meeste zaken is de aansluiting micro-macro gegevens uit de EBB en de overige CBS-gegevens probleemloos. Er is bij de uitvoering van de vorige ronde gebleken dat dit niet opging voor de mensen die een huur- of een koopwoning hebben. Bepalend voor hun bijstandskans is de vraag of ze zelf huren of kopen. Bij de vorige toekenning is gebruikgemaakt van herwegingsgegevens die niet gebaseerd zijn op de situatie van huishoudens, maar op gegevens op 'object-niveau' (d.w.z. gegevens op adresniveau). Hierdoor is de aansluiting tussen de schattings- en de herweggegevens niet optimaal: er zijn meer huurders dan er huurwoningen zijn. Weeggegevens en schattingsgegevens zijn daardoor niet geheel met elkaar in lijn, en dat zou tot onbedoelde herverdeel-effecten kunnen leiden. In het verbeterde model is er daarom zoveel mogelijk gebruikgemaakt van de gegevens die ontleend zijn aan de inkomensbestanden. Deze sluiten immers het best aan bij de feitelijke situatie van de huishoudens.

Sociale en overige huur zijn onderscheiden op basis van de CBS-inkomensbestanden: huishoudens ontvangen wel of geen huursubsidie/huurtoeslag. Bij het op deze manier bepalen van de woonsituatie doet zich wel een probleem voor: huishoudens zonder inkomen komen niet in de inkomensbestanden voor. Van deze huishoudens is de woonsituatie dus niet bekend. Deze huishoudens zijn voor de schattingen geheel toegevoegd aan de groep 'huur zonder huursubsidie', voor de herweging zijn ze naar rato over de drie groepen verdeeld.

In de bijlage staan de schattingsresultaten. Het blijkt dat de woonsituatie een sterk effect heeft op de bijstandskans. Het wonen in een koopwoning levert een lagere bijstandskans op ten opzichte van (overige, particuliere) huur, terwijl het wonen in een huurwoning waarvoor huurtoeslag wordt ontvangen de kans aanzienlijk vergroot. Beide effecten zijn sterk significant.

Voor de herweging naar gemeenteniveau wordt gebruik gemaakt van een huishoudstatistiek van het CBS. Deze geeft per huishouden de woonsituatie weer. Dat betekent dat de aantallen huishoudens in principe sluitend zijn met de overige weeggegevens. Ongewenste herverdeel-effecten door een gebrekkige aansluiting tussen gegevens – zoals in het basismodel – worden zo verminderd. Een herverdeel-effect zou kunnen blijven bestaan als gevolg van een aantal huishoudens zonder inkomen die in deze statistiek dus buiten beschouwing blijft.

De uitkomsten in de tabel laten zien dat de herverdeel-effecten sterk gereduceerd worden, van 9,4% naar 7,9% in het aangepaste model. Dat was te verwachten, juist omdat het ontvangen van huurtoeslag een zeer sterke indicatie is van het hebben van een laag inkomen. Opnemen van deze factor vergroot dus de verklaringskracht van het model, en verkleint daarmee de herverdeel-effecten.

Tabel 6.1
Gegevens over ex-ante herverdeeleffecten^a 2012, model met andere modellering woonsituatie

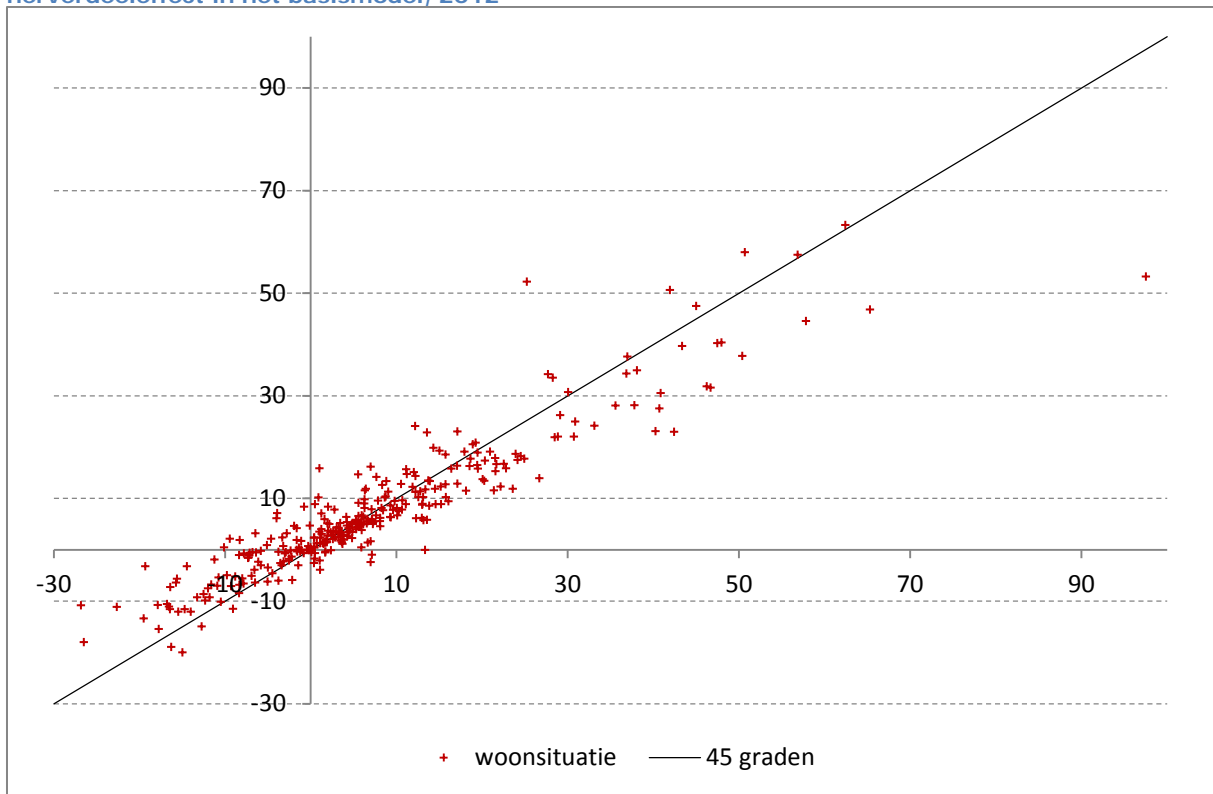
Grootteklasse	aantal	gemiddeld herverdeeleffect	maximaal herverdeeleffect	aantal gemeenten met herverdeeleffect > 10%
Negatief hve				
0-25 dzd	105	0,5	11,6	1
25-50 dzd	39	5,2	18,0	9
50-100 dzd	14	4,3	9,9	0
100-250+ dzd	16	8,4	20,0	7
Positief hve				
0-25 dzd	89	6,2	34,2	15
25-50 dzd	102	15,0	63,2	56
50-100 dzd	32	16,5	58,0	20
100-250+ dzd	11	15,9	50,6	6
Totalen				
Negatief	174	2,6	20,0	17
Positief	234	11,9	63,2	97
Totaal	408	7,9	63,2	114

a De herverdeeleffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. De gemeenten die (deels) op historische basis verdeeld worden, zijn opgenomen in de tabel onder de gemeenten met een negatief effect. De herverdeeleffecten zijn niet gewogen met budgetomvang of gemeentegrootte.
Bron: SCP (eigen berekeningen)

In de figuur is te zien dat de aanpassing leidt tot een flinke verschuiving van de herverdeeleffecten. Met name de grote herverdeeleffecten lijken kleiner te worden, evenals – gemiddeld genomen – de negatieve herverdeeleffecten. Tegelijkertijd zijn er ook gemeenten die te maken hebben met een flinke verhoging van het herverdeeleffect. Het doorvoeren van deze aanpassing leidt voor de meeste gemeenten wel tot een kleiner verschil met de historische uitgaven en dat is positief voor de financiële beheersbaarheid.

Het advies is daarom om deze aanpassing door te voeren, omdat het een data-inconsistentie in het basismodel oplost. Wel laten de uitkomsten uit de diverse varianten zien dat het verdeelmodel blijkbaar gevoelig is voor keuzes die worden gemaakt bij de operationalisering van de variabelen in het verklaringsmodel, en de manier waarop de weeggegevens worden bepaald: als schattings- en herwegingsgegevens slecht op elkaar aansluiten, kunnen er zich verdeelstoornissen voordoen.

Figuur 6.1
Herverdeeeffect van de variant 'andere modellering woonsituatie' ten opzichte van het herverdeeeffect in het basismodel, 2012^a



a Het herverdeeeffect van het basismodel staat op de horizontale as, het herverdeeeffect van het aangepaste model op de verticale as. De zwarte lijn geeft de lijn waar de herverdeeeffecten in beide modellen gelijk zijn. Punten onder de lijn corresponderen dus met gemeenten die in het aangepaste model een lager herverdeeeffect hebben, punten boven de lijn met gemeenten die een procentueel hoger herverdeeeffect hebben.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

7 Opnemen van extra factoren op gemeenteniveau

In het huidige model worden vrijwel uitsluitend individuele kenmerken als risicofactoren opgenomen. Uit de reacties van gemeenten, maar ook uit de studies van APE en AEF, kwam naar voren dat men soms van oordeel is dat in het bestaande model structurele verschillen tussen gemeenten, vooral op het terrein van sociale samenstelling en economische context, onvoldoende meegewogen lijken te worden in de budgetverdeling.

Er zijn hier een tweetal aanpassingen denkbaar: allereerst is het mogelijk om de individuele factoren ook als (extra) verklarende factoren op gemeenteniveau op te nemen. Op deze manier wordt een extra verklarende 'laag' in het model gebracht: niet alleen de eigen kenmerken zijn van belang, maar ook hoe de omgeving op dat kenmerk scoort. Maar het model staat ook een andere uitbreiding toe: het als verklarende factor opnemen van gezamenlijke gedeelde groepskenmerken die niet als individueel kenmerk opgenomen (kunnen) worden. Op dat punt lijkt het huidige model wat spaarzaam.

In het eerste rapport is gekozen voor een strikte lijn betreffende de prikkelwerking. Alle factoren die door gemeentelijk beleid kunnen worden beïnvloed, zijn toen buiten beschouwing gelaten. In deze verbeterslag is dit enigszins versoepeld. Deze factoren zijn nu wel opgenomen omdat ze goede indicatoren lijken te zijn voor de economische omstandigheid waarin gemeenten verkeren. Het opnemen van deze factoren, naast de al opgenomen individuele kenmerken van huishoudens, komt de voorspelkwaliteit van het model ten goede. Theoretisch zou dit de prikkelwerking van het model kunnen verminderen, maar de opname van deze variabelen is te verdedigen omdat de scores op de genoemde indicatoren grotendeels worden bepaald door ontwikkelingen waarop gemeenten geen invloed kunnen uitoefenen.

7.1 Opnemen geaggregeerde kenmerken op gemeenteniveau

Uit de evaluaties is gebleken dat er in het model mogelijk te weinig recht wordt gedaan aan gemeentekenmerken. Een sterk punt van multiniveaumodellen is dat de effecten van kenmerken op verschillende niveaus zuiver kunnen worden geschat. Factoren kunnen een effect hebben op individueel, maar ook op geaggregeerd niveau. Als voorbeeld: de eigen kenmerken zijn bepalend voor de bijstandskans. Het is echter niet ondenkbaar dat niet alleen de eigen kenmerken van belang zijn, maar ook die van de (directe) omgeving. Een cumulatie van mensen met een hoog risico zou zelf een bijkomend risico vormen voor alle mensen in die groep. In dat geval zou het bijstandsrisico van een gemeente met veel laag opgeleiden hoger zijn dan uitsluitend op basis van die individuele kenmerken verwacht zou kunnen worden: in een gemeente waar veel laagopgeleiden wonen, is voor iedereen (ongeacht het opleidingsniveau) het bijstandsrisico groter.

Multiniveaumodellen maken het toetsen van deze hypothese mogelijk, door dezelfde kenmerken niet alleen op het laagste (individuele) niveau op te nemen, maar ook op hogere niveaus. Binnen de huidige specificatie van het multiniveaumodel is dat aspect tot nu toe buiten beschouwing gelaten. Dat betekent dat als er een dergelijk effect is, dit in de huidige specificatie terecht komt in de wijk- en gemeente-specifieke constante, en derhalve niet wordt verdisconteerd in het verdeelmodel. In het huidige 4-niveaumodel zou het opnemen van deze factoren op zowel wijk- als gemeenteniveau mogelijk zijn. In zowel het schattingsmodel als het verdeelmodel zouden dan echter kenmerken op wijkniveau nodig zijn, in aanvulling op de cijfers op gemeentelijk niveau. Op basis van de EBB zijn de cijfers voor de wijken niet betrouwbaar te bepalen. Bovendien zal het CBS vanwege het onthullingsrisico de noodzakelijke cijfers voor het verdeelmodel niet vrij willen geven. Daarnaast leidt een dergelijk vier-niveaumodel dat geaggregeerde kenmerken op alle niveaus kent tot een tamelijk complex verdeelmodel.

Er is daarom uitsluitend getoetst op de aanwezigheid van een effect van geaggregeerde kenmerken op gemeenteniveau. Hiervoor zijn alle individuele kenmerken die in het basismodel zijn opgenomen ook opgenomen op een geaggregeerd gemeenteniveau. Het betreft het aandeel laag- en

hoogopgeleiden, mensen in huurwoningen en mensen die wonen in een slecht leefbare buurt. Uit de schattingsresultaten zoals vermeld in de bijlage blijkt dat de geaggregeerde kenmerken geen aanvullende verklaring geven naast de al opgenomen individuele kenmerken van huishoudens. Ofwel: de kans op bijstand wordt verklaard door de eigen opleiding, maar niet door de gemiddelde opleiding in de gemeente waar men woont. (Dit is getoetst in een model met zowel drie als vier random niveaus)

Gegeven het feit dat deze factoren niet significant zijn, is het opnemen van deze effecten in een verklaringsmodel daarom statistisch niet zinvol, en theoretisch niet noodzakelijk. Wel valt te overwegen om deze aanpassing na de overgang naar integrale data nogmaals te bezien, maar dan ten aanzien van de kenmerken op wijkniveau. Juist de verschillen tussen wijken kunnen zeer bepalend zijn in bijstandskans: in sommige wijken cumuleren problemen, en dat kan leiden tot een meer dan evenredige verhoging van de bijstandskans.

7.2 Gemeentelijke arbeidsmarktindicatoren

In het basismodel komen slechts weinig gemeentelijke kenmerken voor. De enige opgenomen factor is een indicator voor de arbeidsmarktkansen van hoger opgeleiden. Deze factor compenseert voor het feit dat bijstandskansen van mensen samenhangen met de plaatselijke of regionale economische situatie. Het valt echter te verdedigen dat een dergelijke indicator samenhangt met onderliggende kenmerken die de economische situatie beschrijven. Het opnemen van die kenmerken zelf zou dan tot een betere verklaringskracht van het model kunnen leiden. Te denken valt daarbij aan factoren die op gemeentelijk/regionaal vlak een indruk geven van:

- a. *bevolkingsgroei*
- b. *banengroei*
- c. *WW-volume*
- d. *banen in handel en horeca*
- e. *aantallen studenten*

Deze factoren geven elk voor zich een indicatie van de arbeidsmarktrisico's in een gemeente. In het eerste rapport is gekozen voor een strikte lijn inzake de prikkelwerking. Alle factoren die door gemeentelijk beleid kunnen worden beïnvloed, zijn toen buiten beschouwing gelaten. In deze verbeterslag is dit enigszins versoepeld. Voor elk van de genoemde factoren kan weliswaar betoogd worden dat ze beïnvloedbaar zijn door het gevoerde beleid, maar aan de andere kant geven ze ook een beeld van de economische realiteit waarbinnen mensen werk proberen te zoeken. Ze zijn zo ook goede indicatoren voor de economische omstandigheden waarin gemeenten verkeren. Opnemen van deze kenmerken komt dus de voorspelkwaliteit van het model ten goede komt. Ten principale vermindert dit weliswaar de prikkelwerking van het model, maar het valt te verdedigen, omdat de scores op de genoemde indicatoren mede worden bepaald door ontwikkelingen waarop gemeenten geen invloed kunnen uitoefenen.

Bevolkings- en banengroei kunnen duiden op krimp of groei van de gemeentelijke economie. Als er sprake is van vergrijzing (bevolkingskrimp) en het deels wegtrekken, dan wel geheel verdwijnen van economische activiteit, leidt dat tot druk op de arbeidsmarkt. Bij krimpende bevolking en afnemende activiteit staat de arbeidsmarkt onder druk, en zal het doorgaans moeilijker zijn voor werkzoekenden om weer aan de slag te komen.

Het WW-volume kent twee aspecten. Allereerst is de WW voor een deel van de werklozen een voorportaal van een bijstandsuitkering: als aan het eind van de WW geen werk is gevonden, dreigt de bijstand. Een hoog WW-volume duidt dan op een hoge bijstandskans. Anderzijds zijn WW-ers voor bijstandsontvangers ook concurrenten. Doorgaans staan WW-ers dichter bij de arbeidsmarkt dan bijstandsontvangers die al langer buiten het arbeidsproces staan. Veel WW-ers wil zeggen: een

groot aantal concurrerende werkzoekenden. Ook vanuit dat oogpunt valt te verwachten dat de bijstandskans in dergelijke gemeenten hoger ligt.

Het aandeel banen in handel en horeca kan een indicatie zijn voor de beschikbaarheid van laag-gechoold, tijdelijk werk. In deze sectoren zou relatief eenvoudig (al dan niet tijdelijk) werk zijn te vinden. De kans om uit de bijstand te blijven zou in een dergelijke setting groter kunnen zijn. Gemeenten met veel banen in dit segment zouden daardoor een lagere bijstandskans kennen.

Het aandeel studenten in een gemeente kent twee aspecten: enerzijds het aspect van verdringing (zie bv. Marlet et al. 2015): studenten zijn als werknemer werkzaam in hetzelfde segment waarin bijstandsgerechtigden kunnen zoeken (laaggeschoold werk met een tijdelijk karakter). Aan de andere kant leidt de aanwezigheid van veel studenten tot extra werkgelegenheid (horeca, uitgaansleven, studie-ondersteunende zaken). Het effect van de aanwezigheid van studenten is daarom niet op voorhand helder. Maar in combinatie met de factor banen in handel en horeca zou een positief effect verwacht kunnen worden op de hoogte van de bijstandskans.

Voor alle indicatoren gebruiken we CBS-gegevens uit Statline, die betrekking hebben op 2012. Voor de groeicijfers gebruiken we een meerjarig gemiddelde. Daarnaast is ook de groep arbeidsmarktindicatoren (arbeidsmarktkansen naar opleidingsniveau) opgenomen die ook al getest was in het oorspronkelijke model, omdat in combinatie met de nieuw opgenomen factoren er wellicht een andere conclusie getrokken moet worden ten aanzien van de significantie van deze indicatoren.

In de bijlage staan de schattingsresultaten van het model waarin al deze factoren worden opgenomen. Het beeld is gemengd, en de geschatte effecten zijn geen van alle sterk significant. Dat komt voor een deel omdat de spreiding van de gemeentelijke maatstaven niet groot is: er is relatief weinig verandering door de tijd; gemeenten verschillen onderling ook lang niet allemaal even sterk op deze kenmerken. Bovendien blijken de geschatte effecten van deze factoren voor een deel met elkaar samen te hangen. Ze zijn allemaal een maat voor de kracht van de gemeentelijke economie, en de kansen die (met name laag opgeleide) werkzoekenden op de arbeidsmarkt hebben.

Bevolkingsgroei en aandeel banen in de handel/horeca lijken geen effect te hebben op de bijstandskans. De banengroei heeft een (zwak significant) negatief effect op de bijstandskans: een hogere banengroei lijkt een lagere bijstandskans tot gevolg te hebben.

Het WW-volume correleert positief met de bijstandskans in een gemeente (zelfs na correctie voor de samenstelling van de bevolking): veel bijstandsontvangers komen vanuit de WW. Op individueel niveau houdt het hebben van een dergelijke uitkering in dat men geen bijstand ontvangt (men heeft immers inkomen uit uitkering), maar op gemeentelijk niveau geldt blijkbare dat veel WW-ers duidt op een relatief zwakke(re) economie, waarin de bijstandskans groter is.

Een relatief groter aandeel studenten leidt – tegen de verwachting in – tot een lagere bijstandskans. Hier speelt waarschijnlijk mee dat het model geschat is op basis van alle 15-65-jarigen (inclusief de studenten). Omdat studenten normaal gesproken niet in aanmerking komen voor een bijstandsuitkering, impliceert een hoog aandeel studenten dus vooral een kleinere risicopopulatie en dus een lagere bijstandskans. De vraag is of dit de beste manier is om te corrigeren voor de studentenpopulatie. Het zou meer aan te raden zijn om in een model op integrale data de niet-rechthebbende groep op voorhand uit te sluiten in het kansmodel. Vervolgens kan dan binnen dat model het aandeel studenten worden opgenomen om te toetsen of het verdringingseffect bestaat.

Voor de indices die de kansen op de arbeidsmarkt aangeven, geldt dat die voor de hoogopgeleiden significant negatief is: hoe meer kansen voor hoogopgeleiden, hoe lager de bijstandskans in een gemeente. Het effect van de factor 'arbeidsmarktkansen voor laagopgeleiden' is – net als in de eerdere verbeterstudie van het SCP (Soede en Versantvoort 2014a) - niet significant. De index voor de arbeidsmarktkansen voor middelbaaropgeleiden is zwak significant. Voor het geschatte positieve effect lijkt geen duidelijke theoretische verklaring te zijn: meer kansen voor middelbaar opgeleiden zou het gevolg kunnen zijn van verdringing van de laagopgeleiden. Het bijstandsrisico voor de laag opgeleiden zou kunnen stijgen, juist in die gemeenten waar de kansen voor middelbaar opgeleiden groot zijn. Het blijft echter een wankelende verklaring. Gecombineerd met de

slechts zwakke significantie leidt dat tot de conclusie dat deze maatstaf beter niet opgenomen kan worden.

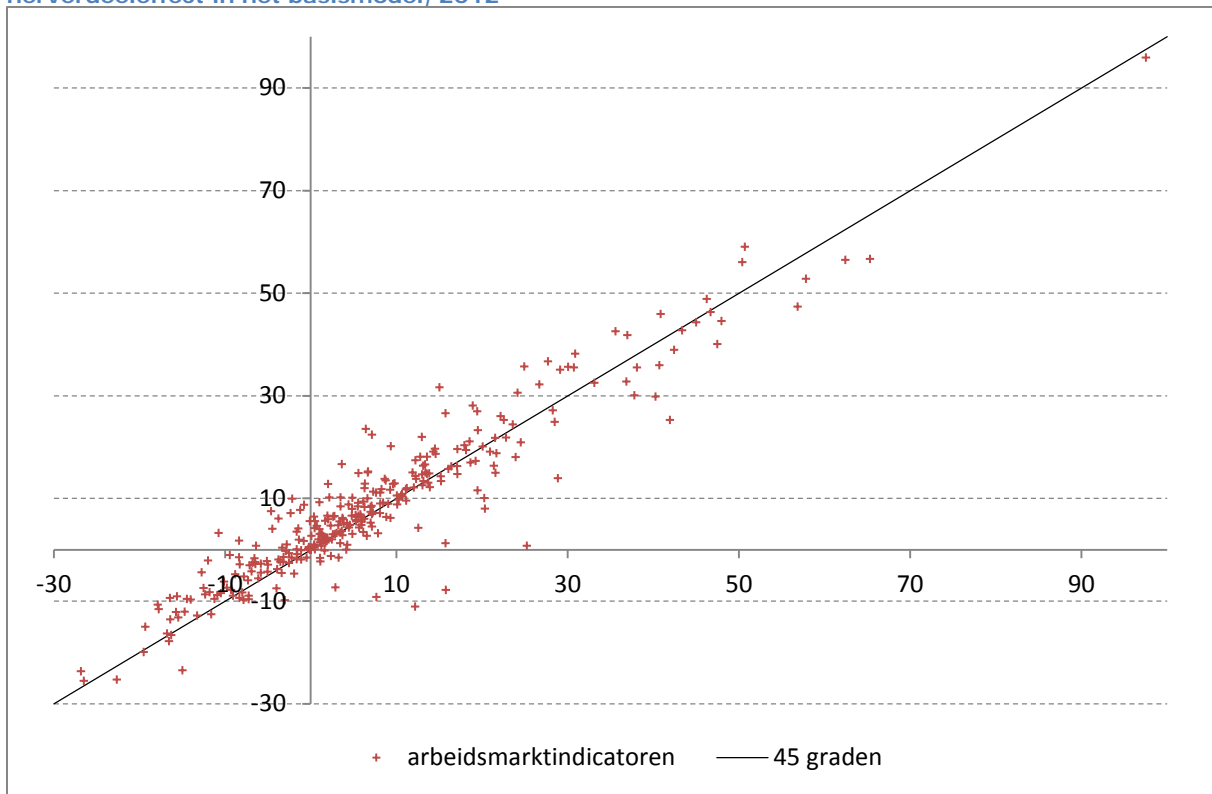
Tabel 7.1
Gegevens over ex-ante herverdeeeffecten^a 2012, model met gemeentelijke arbeidsmarktindicatoren

Grootteklasse	aantal	gemiddeld herverdeeeffect	maximaal herverdeeeffect	aantal gemeenten met herverdeeeffect >10%
Negatief hve				
0-25 dzd	102	0,6	12,8	2
25-50 dzd	38	8,5	43,3	10
50-100 dzd	15	7,6	15,0	3
100-250+ dzd	17	9,1	23,5	4
Positief hve				
0-25 dzd	92	7,5	36,7	27
25-50 dzd	103	17,8	95,9	63
50-100 dzd	31	19,7	59,0	18
100-250+ dzd	10	17,0	38,9	7
Totalen				
Negatief	172	3,8	43,3	19
Positief	236	14,0	95,9	115
Totaal	408	9,7	95,9	134

a De herverdeeeffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. De gemeenten die (deels) op historische basis verdeeld worden, zijn opgenomen in de tabel onder de gemeenten met een negatief effect. De herverdeeeffecten zijn niet gewogen met budgetomvang of gemeentegrootte.
Bron: SCP (eigen berekeningen)

De cijfers in de tabel laten zien dat in de modelvariant waarbij alle factoren zijn opgenomen het gemiddelde herverdeeeffect iets groter wordt. In de onderstaande figuur is te zien dat het opnemen van gemeentelijke kenmerken leidt tot een relatief grote verandering van de herverdeeeffecten van individuele gemeenten. Gemiddeld genomen zijn ze iets groter, op individueel niveau zijn er grote verschuivingen, zowel in de richting van grotere als van kleinere herverdeeeffecten. Er lijkt een 'herordening' van de herverdeeeffecten plaats te vinden. Juist omdat in diverse studies naar de verdeelstoornissen sprake lijkt van structurele verschillen, juist gerelateerd aan de arbeidsmarktfactoren, kan een dergelijke herordening van herverdeeeffecten bijdragen aan het verkleinen van de verdeelstoornissen die het gevolg zijn van het weglaten van deze factoren uit de modellen. Nagegaan moet nog wel worden of individuele uitschieters in uitkomsten niet het gevolg zijn van het ten oprechte opnemen van verklarende factoren die niet of zwak significant zijn.

Figuur 7.1
Herverdeeeffect van de variant 'gemeentelijke arbeidsmarktindicatoren' ten opzichte van het
herverdeeeffect in het basismodel, 2012^a



a Het herverdeeeffect van het basismodel staat op de horizontale as, het herverdeeeffect van het aangepaste model op de verticale as. De zwarte lijn geeft de lijn waar de herverdeeeffecten in beide modellen gelijk zijn. Punten onder de lijn corresponderen dus met gemeenten die in het aangepaste model een lager herverdeeeffect hebben, punten boven de lijn met gemeenten die een procentueel hoger herverdeeeffect hebben.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Het voorstel is om in de definitieve versie uitsluitend factoren op te nemen die significant bijdragen aan de verklaring van de bijstandskans, dit om het risico van ruis te verminderen. Het aandeel studenten heeft – uitgaande van het idee van verdringing – het theoretisch onjuiste teken, maar zou – als correctie van het feit dat studenten onderdeel zijn van de schattings- en herwegingspopulatie ook kunnen worden opgenomen, als dit effect significant blijft in het definitieve model. Bij het model op integrale data moet dan nader worden bezien of dit de beste manier is om om te gaan met gemeenten met een grote studentenpopulatie.

7.3 Aandeel lage inkomens

Naast de gemeentelijke kenmerken die in de vorige paragraaf aan de orde kwamen, is er een factor in het model opgenomen die aangeeft hoe groot het aandeel huishoudens met een laag inkomen in een gemeente is. Ook deze factor geeft een indruk van de sociaaleconomische situatie van een gemeente. Net als de maatstaf WW-ontvangers geeft deze op gemeentelijk niveau een indicatie van de omvang van de risicopopulatie. Een huishouden met een laag inkomen bouwt vermoedelijk weinig buffers op, en is in geval van werkloosheid veel eerder aangewezen op een bijstandsuitkering. Bovendien duidt lage inkomens op een economie waarin vooral laaggeschoold/laagbetaald werk plaatsvindt. De arbeidsmarktkansen van deze groep werkenden is doorgaans niet groot. Een groot aandeel van deze groep binnen een gemeente duidt dus op een hoge risico-populatie.

Zoals in de eerdere rapportages aangegeven, heeft het opnemen van een indicator voor lage inkomens het nadeel dat er op individueel niveau het risico van een cirkelmodellering optreedt: een bijstandsuitkering is een laag inkomen, en daarmee wordt de bijstandskans van een huishouden dus verklaard uit het feit dat ze een bijstandsuitkering hebben. Datzelfde geldt daardoor ook op gemeentelijk niveau: hoe meer bijstandsuitkeringen, hoe meer huishoudens met een laag inkomen. Daarom is er aansluiting gezocht bij een verklarende factor die ook door het gemeentefonds wordt gebruikt: het aandeel huishoudens met een inkomen dat in het tweede, derde en vierde inkomensdeciel valt. Op deze manier vervalt de directe koppeling met de individuele situatie. Bovendien valt een flink deel van de bijstandsuitkeringen (m.n. die van de alleenstaanden) in het eerste deciel. Een derde opmerking is dat mensen die vanuit de bijstand een baan vinden waarschijnlijk binnen de groep lage inkomens blijven, en dat huishoudens die in de bijstand terechtkomen dat zelden doen vanuit een situatie waarin ze een hoog inkomen verdienen. De lage-inkomensmaatstaf kunnen we dan beschouwen als een risico-indicatie van de populatie in de gemeente: als er veel huishoudens met een laag inkomen zijn, is het gemiddelde risico voor een huishouden in die gemeente om in de bijstand terecht te komen (gecorrigeerd voor alle andere individuele kenmerken) hoger dan in een gemeente met weinig huishoudens met een laag inkomen. De kans dat opname van deze maatstaf leidt tot een sterke ondergraving van de prikkelwerking is zo ook klein. Er is weinig mobiliteit tussen een inkomen op het niveau van een bijstandsuitkering en dat uit het vijfde of een hoger deciel. De meeste bijstanders zullen hun werk hervatten aan de onderkant van de inkomensverdeling. Mensen uit de bijstand naar werk geleiden zal dus niet de groep huishoudens met een laag inkomen doen afnemen, en ingevolg ook niet het budgetaandeel. Sterker nog: als een alleenstaande bijstandsuitkeringsontvanger een zelfstandig inkomen verwerft waarmee hij vanuit het eerste in het tweede deciel terechtkomt, neemt het aandeel huishoudens in de groep lage inkomens toe, en zou daarmee de risicopopulatie, en het toegekende budgetaandeel groeien, en niet kleiner worden.

Uit de schattingsresultaten blijkt dat het opnemen van het aandeel lage inkomens leidt tot een verbetering van de modelkwaliteit. Het effect is positief en significant: het bijstandsrisico in gemeenten met een hoog aantal lage inkomens is groter. Daarmee lijkt de indicator 'laag inkomen' een betere indicator voor de sociaaleconomische status van een gemeente dan de tot nu toe opgenomen factor 'wonen in een buurt met een lage leefbaarheid': de significantie van deze factor neemt af bij het opnemen van de indicator 'laag inkomen'.

Tabel 7.2
Gegevens over ex-ante herverdeeleffecten^a 2012, model met laag inkomen

Grootteklasse	aantal	gemiddeld herverdeeleffect	maximaal herverdeeleffect	aantal gemeenten met herverdeeleffect >10%
Negatief hve				
0-25 dzd	107	0,8	16,2	3
25-50 dzd	50	8,3	26,5	17
50-100 dzd	16	7,8	18,1	6
100-250+ dzd	15	10,0	18,9	7
Positief hve				
0-25 dzd	87	6,4	25,1	15
25-50 dzd	91	16,4	92,0	49
50-100 dzd	30	15,2	51,4	15
100-250+ dzd	12	15,8	40,9	7
Totalen				
Negatief	188	4,1	26,5	33
Positief	220	12,2	92,0	86
Totaal	408	8,5	92,0	119

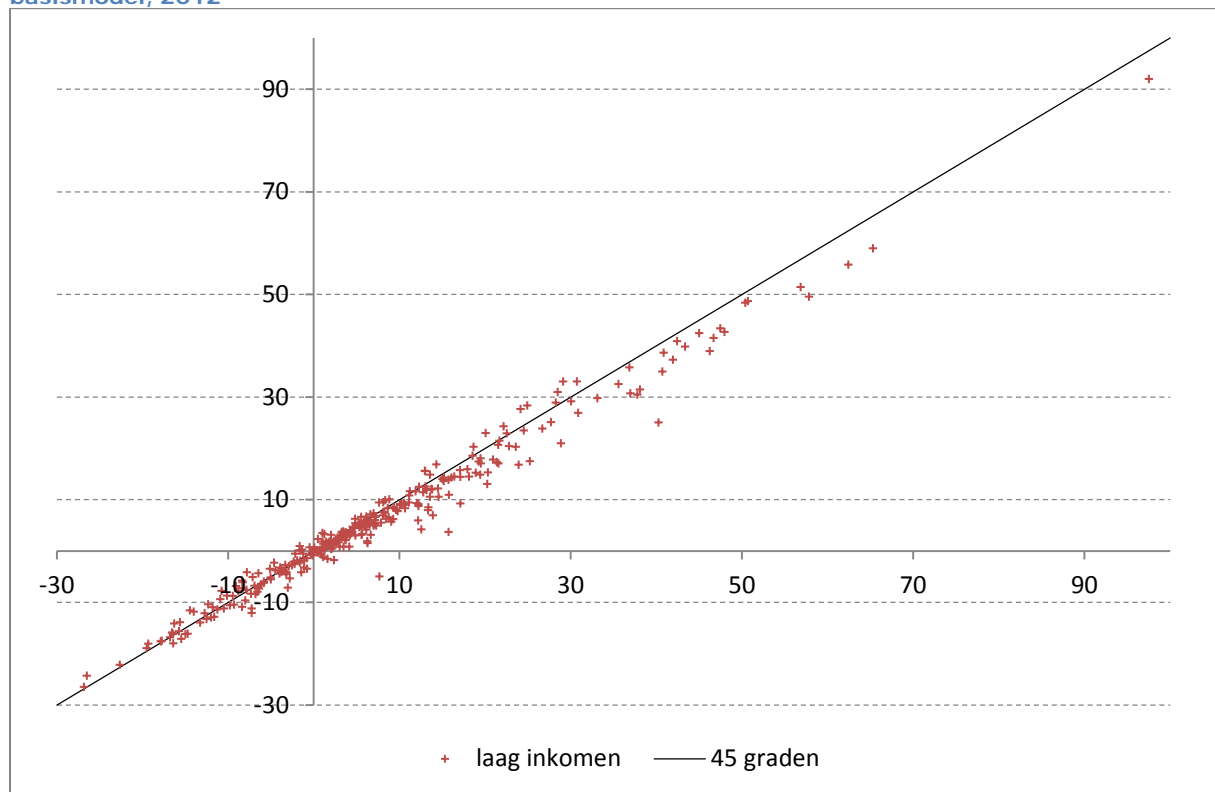
a De herverdeeleffecten zijn absolute waarden, gegeven in procenten van de feitelijke uitgaven in 2012. De gemeenten die (deels) op historische basis verdeeld worden, zijn opgenomen in de tabel onder de gemeenten met een negatief effect. De herverdeeleffecten zijn niet gewogen met budgetomvang of gemeentegrootte.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Uit de berekende herverdeeeffecten zien we ook dat het opnemen van deze factor bijdraagt aan een verkleining van de herverdeeeffecten: het gemiddelde herverdeeeffect wordt kleiner, de maxima worden kleiner, en het aandeel gemeenten dat te maken heeft met een extreem effect eveneens. In de figuur is te zien dat voor veel gemeenten het opnemen van deze maatstaf er toe leidt dat de herverdeeeffecten dichter bij nul komen te liggen. Dat komt de financiële beheersbaarheid ten goede. Daar staat tegenover dat een beperkt aantal gemeenten als gevolg van deze maatstaf een negatief herverdeeeffect krijgt, terwijl in het basismodel sprake was van een positief effect.

Het opnemen van deze maatstaf in het model lijkt aan te bevelen: een betere voorspelling van de bijstandskans en een betere financiële beheersbaarheid. Bovendien sluit de uitkomst aan bij gedachte dat gemeenten in economisch zwakke regio's (d.w.z. waar zich weinig, slechte en/of laagbetaalde arbeid bevindt) een hoger bijstandsrisico ondervinden dat gemeentelijk beleid maar zeer beperkt kan verminderen. Om die reden is het opnemen van de indicator 'lage inkomens' te billijken, ondanks de mogelijke ondergraving van de prikkelwerking. Overigens correleert de indicator 'laag inkomen' sterk met het aandeel huishoudens dat huursubsidie ontvangt. In een model waarin zowel de individuele factor 'sociale huur' als de gemeentelijke factor 'laag inkomen' wordt opgenomen, valt het toegevoegde verklarende effect van 'laag inkomen' weg.

Figuur 7.2
Herverdeeeffect van de variant 'laag inkomen' ten opzichte van het herverdeeeffect in het basismodel, 2012^a



a Het herverdeeeffect van het basismodel staat op de horizontale as, het herverdeeeffect van het aangepaste model op de verticale as. De zwarte lijn geeft de lijn waar de herverdeeeffecten in beide modellen gelijk zijn. Punten onder de lijn corresponderen dus met gemeenten die in het aangepaste model een lager herverdeeeffect hebben, punten boven de lijn met gemeenten die een procentueel hoger herverdeeeffect hebben.

Bron: SCP (eigen berekeningen)

7.4 Regio en geografische ligging

Het verklaringsmodel kent geen expliciete factoren die corrigeren voor geografische aspecten (afstand tot grens, regionale functie, of 'centrumgemeenten' met specifieke problematiek). Het model zoals dat voor de berekening van de budgetten is gebruikt, hanteert de Corop-gebieden als hoogste niveau. Regionale verschillen in de kans op bijstand worden via een constante term op dit niveau gehonoreerd. Deze verschillen worden in de berekening van de bijstandskans per gemeente dan ook expliciet meegenomen. Binnen regio's kunnen gemeenten echter wel degelijk verschillen in hun ligging of economische rol. Daarom is onderzocht of (indicatoren voor) deze ligging en rol effect hebben op de bijstandskans.

In het model is nagegaan of de individuele bijstandskans van burgers afhangt van het klantenpotentieel (regionaal of lokaal) van een gemeente. Er wordt verondersteld dat de regionale aantrekkingskracht van een gemeente leidt tot hogere economische activiteit en daarmee een lagere bijstandskans. Overigens is een omkering van deze redenering ook denkbaar: een grotere aantrekkingskracht leidt tot meer aanbod van werkenden uit omliggende gemeenten. Een hoog potentieel zou zo dus leiden tot een hogere bijstandskans binnen de gemeente. Overigens is bij de ontwikkeling van het oorspronkelijke model de factor regionaal klantenpotentieel ook overwogen, maar daarover wordt opgemerkt: 'Door de moeilijke uitlegbaarheid van de variabele in relatie tot bijstand, hebben we hem niet opgenomen' (Soede en Versantvoort 2014b, p. 35).

Omdat de bepaling van het klantenpotentieel samenhangt met de geografische ligging van een gemeente is het effect van deze factor onderzocht in een specificatie samen met een grensindicator (Duitse grens). Hier speelt een taalbarrière, die de laatste jaren eerder groter dan kleiner lijkt te zijn geworden. Dat beperkt de zoekmogelijkheden voor in het bijzonder laagopgeleiden. Bovendien lijken steeds meer Nederlanders aan de Duitse kant van de grens te wonen, en voor hun werk nog steeds gericht te zijn op de Nederlandse grensgemeenten. Ook dat grenseffect werkt dus positief op de bijstandskans: concurrerende arbeid, een kleiner zoekgebied voor werk in de regio voor laagopgeleiden.⁵

De regionale ligging en rol van een gemeente (zoals gemeten in die grensdummy en het klantenpotentieel) zijn als aanvullende verklarende factor (op gemeenteniveau) in het model opgenomen. De schattingsresultaten ondersteunen de hypothesen niet. Grensgemeenten scoren niet afwijkend op bijstandskans, en ook het regionaal klantenpotentieel (gerelateerd aan de bevolkingsomvang van een gemeente) blijkt geen significant effect te hebben op de bijstandskans. Dat geldt zowel voor het lokaal als het regionaal klantenpotentieel.

Binnen het huidige verklaringsmodel is er daarom geen aanleiding om deze maatstaven op te nemen. We laten daarom ook geen herverdeeleffecten zien.

⁵ Alhoewel niet op voorhand duidelijk is waarom dit effect groter zou zijn dan een kustligging, of ligging in/bij een regio waar weinig economische activiteit bestaat.

8 Buiten beschouwing gelaten aanpassingen

Niet alle verbeter suggesties zijn onderzocht. Ofwel zagen we geen mogelijkheid om binnen de gestelde termijn en op basis van de ons ter beschikking staande (CBS-) data een oplossing te vinden, ofwel denken we dat het model in zijn huidige vormgeving het effect al voldoende honoreert.

8.1 Verslaving en multi-problematiek

Veel mensen die verslavingszorg nodig hebben, trekken vaak naar centrumgemeenten. In kleinere kernen is voor hen geen zorg beschikbaar. Ook zijn er mensen (vooral jongeren) met verscheidene problemen (multi-problematiek): combinaties van diverse problemen al dan niet gecombineerd (of veroorzaakt door) verslaving of gezondheidsproblemen. De kans dat zij een beroep doen op een uitkering is relatief hoog, de kans dat ze snel uit deze situatie verdwijnen gering. Gemeenten geven aan dat niet alle gemeenten in gelijk mate met deze groepen te maken krijgen. Verslavings- en multi-problematiek laten zich niet op basis van een objectief model voorspellen. Daar is de problematiek te complex voor. Bovendien zijn er nauwelijks landelijk dekkende, geharmoniseerde cijfers beschikbaar over personen met deze indicatie, hetgeen een objectieve modellering uitsluit.

8.2 Differentiatie in huizenprijs

Er bestaan flinke regionale verschillen in huur- en kooprijzen voor woningen. Het huidige model hanteert een onderscheid naar WOZ-waarde, mogelijk een te grove onderverdeling. Als regionale verschillen in huizenprijzen (van hetzij huur-, hetzij koopwoningen) effect hebben op de verschillen in bijstandskansen, zal dat leiden tot verschillen in de geschatte constante termen op regioniveau. Het effect van bijstandskans voor bewoners van huizen met een lage waarde en bewoners van huizen met een hoge waarde wordt dan door de betreffende modelparameters weergegeven. Het effect van het generieke verschil in prijsniveau tussen landsdelen wordt weerspiegeld in de – in het schattings- en verdeelmodel opgenomen – regionale constante termen.

Het afzonderlijk opnemen van (regionale) huizenprijzen zal zodoende naar verwachting niet (of slechts in beperkte mate) leiden tot een verandering van het bijstandskans-verschil tussen bewoners van een goedkope en een dure woning. Wel zal het bijdragen aan een verklaring van de verschillen in de regionale constante termen (zonder overigens iets te doen aan de omvang daarvan). Een dergelijke uitbreiding van het model zou dan bijdragen aan een beter inhoudelijk inzicht in de risicofactoren, maar aan de feitelijke verdeling van de middelen relatief weinig veranderen.

8.3 Grenspendel en MOE-landers

Door een aantal gemeenten is aangegeven dat er concurrentie op de arbeidsmarkt bestaat door grenspendel (vnl. inkomende werkers uit het buitenland) en door hier werkzame MOE-landers. De aanwezigheid van deze groepen vergroot de concurrentie op de arbeidsmarkt. Omdat het aanbod van deze groepen regionaal niet evenredig gespreid zou zijn, zouden sommige gemeenten daar meer last van kunnen ondervinden dan anderen. Daar valt misschien niets op af te dingen, maar het laat zich empirisch niet objectief vaststellen. Betrouwbare CBS-gegevens over grenspendel ontbreken. Dat geldt ook voor de aanwezigheid van MOE-landers. Schattingen over hun aantal, herkomst en werkplaats lopen sterk uiteen. Analyses laten zien dat naar schatting ongeveer 30% van deze groep niet is geregistreerd, en de schattingen van de omvang van deze groepen leunen zeer sterk op een reeks van aannames (TK 2012/2013).

8.4 Individuele gegevens ten aanzien van bijstandsafhankelijkheid

Een aantal suggesties had betrekking op het opnemen van het huidig bijstandsgebruik van inwoners. Een dergelijke directe indicator 'bijstandsontvanger' in het model leidt tot onwenselijke uitkomsten. Allereerst komt de verklarende factor ('ontvangen van bijstand') heel sterk overeen met de te verklaren factor (kans op bijstand). Dat levert schattingsproblemen op. Daarnaast ondergraaft het opnemen van dergelijke individuele kenmerken die direct relateren aan het huidig bijstandsgebruik de prikkelwerking van het model: als het toekennen van een bijstandsuitkering direct, of op zeer korte termijn, zal leiden tot een verhoging van het budgetaandeel, zal de prikkel om uitstroom te bewerkstelligen sterk verminderen. Datzelfde geldt ook voor inkomensindicaties die aangeven of een huishouden een inkomen onder de bijstandsgrens heeft. Ook daar is een vrijwel een-op-een-relatie met de bijstandsafhankelijkheid.

Geaggregeerde kenmerken ten aanzien van laag inkomen op gemeenteniveau als indicatie van de omvang van de risicogroep zijn daarmee verdedigbaar, indicatoren op huishoudniveau leiden de facto tot een model dat de historische verdeling legitimeert en volgt.

8.5 Onderschatting bijstandskans alleenstaanden

Het is gebleken dat de door het model geïmpliceerde bijstandskans voor alleenstaanden lager ligt dan wat op basis van de registratiedata verwacht mocht worden. Dit wordt gecompenseerd door een overschatting van het aantal bijstandsgerechtigden onder echtparen. Dat houdt in dat gemeenten die sterk afwijken van het landelijk gemiddelde in termen van huishoudsamenstelling daar een positief dan wel negatief herverdeeffect door ondervinden. Zo laten Aarts et al. (2015) zien dat een deel van het verschil tussen het door het model toegewezen budget en de feitelijke uitgaven zich laat herleiden tot deze scheefheid.

Er zijn verschillende verklaringen mogelijk voor deze discrepantie. Die wordt in ieder geval niet veroorzaakt door het feit dat het model geen onderscheid maakt naar huishoudsamenstelling. In die zin laat het gesignaleerde probleem zich niet oplossen door het opnemen van een extra verklarende factor.

Een verklaring zou kunnen zijn dat in het model verklarende factoren ontbreken die juist voor de (gemeenten met veel) alleenstaanden relevant zijn. Een mogelijke tweede verklaring is dat in de EBB niet alle huishoudtypen gelijkelijk zijn vertegenwoordigd. Als de ondervertegenwoordiging van alleenstaanden afwijkt van die van echtparen, en als deze ondervertegenwoordiging samenhangt met een hogere bijstandskans van de alleenstaanden, dan levert dit een schattingsonzuiverheid op voor het effect van de huishoudsamenstelling. Als dit de verklaring is, dan wordt het probleem uitsluitend opgelost door de overgang naar integrale data.

Op voorhand is onduidelijk welke aanpassing binnen het bestaande model gedaan zou kunnen worden om het probleem op te lossen. Daarom is besloten het model op dit punt niet expliciet aan

te passen, en af te wachten in hoeverre de wel doorgevoerde aanpassingen de onderschatting van de kans zou verminderen. Het blijkt dat het verbeterde model op dit punt beter presteert dan het basismodel, maar dat de onderschatting niet geheel wordt weggenomen.

Literatuur

- Aarts, L., T. Everhardt, M. Gielen en M. Van Asselt (2015). *Verdeelstoornissen in het SCP verdeelmodel. Oriënterend onderzoek naar verdeelstoornissen in het nieuwe verdeelmodel WWB inkomensdeel. Rapportage Ede.* Den Haag: APE.
- Berenschot (2013). *Beoordelingskader verdeelsystematiek wwb/Participatiewet.* Utrecht: Berenschot.
- Creedy, J. en I. Tuckwell (2004). Reweighting household surveys for tax microsimulation modelling: An application to the New Zealand household economic survey. In: *Australian Journal of Labour Economics*, jg. 7, nr. 1, p. 71-88.
- Deville, J.-C. en C.-E. Särndal (1992). Calibration estimators in survey sampling. In: *Journal of the American Statistical Association*, jg. 87, nr. 418, p. 376-382.
- Ferber, T. (2011). Personen met een uitkering naar huishoudsituatie. In: *Sociaaleconomische trends*, jg. 2e kwartaal 2011, p. 44-53.
- Marlet, G., R. Ponds en C. van Woerkens (2015). *Sijpelt het door in de aantrekkelijke stad?* Geraadpleegd 13 april 2015 via http://www.atlasvoorgemeenten.nl/images/pdf/Sijpelt_het_door_in_de_aantrekkelijke_stad.pdf.
- Singh, A.C. en C.A. Mohl (1996). Understanding calibration estimators in survey sampling. In: *Survey Methodology*, jg. 22, nr. 2, p. 107-116.
- Soede, A. en M. Versantvoort (2014a). *Analyse mogelijke verbeteringen van het verdeelmodel voor het inkomensdeel van de Participatiewet (memo voor het ministerie van SZW).* Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Soede, A. en M. Versantvoort (2014b). *Verdelen op niveaus. Een multiniveaumodel voor de verdeling van het inkomensdeel van de Participatiewet voor gemeenten.* Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- TK (2012/2013). *Aantallen geregistreeerde en niet-geregistreeerde burgers uit MOE-landen die in Nederland verblijven.* Tweede Kamer, vergaderjaar 2012/2013, bijlage bij kamerstuk 29407, nr. 153.

9 Bijlage: Schattingsresultaten modelvarianten

Tabel 9.1 Schattingsresultaten diverse modelspecificaties

	basismodel	drie niveaus	uitsplitsing allochtoon
	coëfficiënt (t-waarde)	coëfficiënt (t-waarde)	coëfficiënt (t-waarde)
constante	6,997 (9,62)	7,035 (9,70)	6,989 (9,76)
vrouw/eenouder	1,005 (20,35)	1,007 (20,46)	1,025 (20,73)
man/eenouder	0,501 (6,13)	0,505 (6,19)	0,525 (6,43)
paar zonder kinderen	-1,887 (26,58)	-1,886 (26,65)	-1,910 (26,85)
paar met kinderen	-0,877 (16,20)	-0,877 (16,24)	-0,917 (16,62)
woont in huurwoning	2,239 (40,51)	2,242 (40,66)	2,222 (40,12)
persoon lft15-24 in hh	-0,608 (13,90)	-0,612 (14,02)	-0,613 (13,95)
persoon lft 55- 65 in hh	0,425 (9,90)	0,427 (9,99)	0,443 (10,29)
niet-westers allochtoon	0,985 (22,55)	0,981 (22,54)	
laagopgel in hh	0,680 (16,34)	0,682 (16,45)	0,671 (16,11)
hoogopgel in hh	-0,344 (7,16)	-0,340 (7,08)	-0,377 (7,77)
ao-uitkering in hh	-1,528 (21,70)	-1,529 (21,76)	-1,522 (21,57)
arb.beperkt in hh	1,387 (36,81)	1,389 (36,96)	1,390 (36,81)
woningwaarde in buurt (log)	-0,883 (10,88)	-0,868 (10,94)	-0,890 (10,99)
in buurt lage leefbaarheid	0,075 (1,45)	0,073 (1,46)	0,087 (1,69)
arb.mrkt kans hoog opgel.	-5,322 (7,39)	-5,319 (7,37)	-5,191 (7,30)
regionale nettopartic (Corop)	-0,043 (4,19)	-0,044 (4,37)	-0,043 (4,30)
Turks			0,925 (9,39)
Marokkaans			1,065 (11,17)
Surinaams			0,487 (6,32)
Antillen/Aruba			0,623 (6,41)
overig nw-allochtoon			1,230 (20,99)
variantie random effecten			
regio	0,003 (0,75)	0,004 (0,81)	0,003 (0,72)
gemeente	0,006 (0,76)	0,010 (1,33)	0,005 (0,61)
wijk	0,030 (2,15)	nvt nvt	0,030 (2,16)

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Tabel 9.2 Schattingsresultaten diverse modelspecificaties

	woning	geaggregeerde kenmerken (4 niv)	geaggregeerde kenmerken (3 niv)	grens/regionaal klantenpotentieel
	coëfficiënt (t-waarde)	coëfficiënt (t-waarde)	coëfficiënt (t-waarde)	coëfficiënt (t-waarde)
constante	5,149 (7,49)	6,888 (8,40)	6,920 (8,51)	6,465 (7,85)
vrouw/eenouder	0,636 (12,14)	0,998 (20,09)	1,000 (20,21)	1,004 (20,25)
man/eenouder	0,584 (6,66)	0,495 (6,03)	0,499 (6,10)	0,501 (6,12)
paar zonder kinderen	-1,635 (21,88)	-1,892 (26,54)	-1,891 (26,62)	-1,888 (26,54)
paar met kinderen	-0,595 (10,22)	-0,888 (16,26)	-0,887 (16,29)	-0,879 (16,16)
woont in huurwoning		2,249 (40,37)	2,251 (40,53)	2,240 (40,44)
persoon lft15-24 in hh	-0,560 (12,14)	-0,604 (13,70)	-0,608 (13,83)	-0,608 (13,85)
persoon lft 55- 65 in hh	0,629 (13,44)	0,423 (9,83)	0,425 (9,91)	0,425 (9,89)
niet-westers allochtoon	0,814 (17,36)	0,994 (22,54)	0,990 (22,53)	0,987 (22,48)
laagopgel in hh	0,624 (14,13)	0,673 (16,07)	0,677 (16,20)	0,679 (16,28)
hoogopgel in hh	-0,164 (3,21)	-0,332 (6,84)	-0,328 (6,77)	-0,344 (7,10)
ao-uitkering in hh	-1,640 (22,23)	-1,529 (21,64)	-1,530 (21,71)	-1,530 (21,69)
arb.beperkt in hh	1,203 (29,79)	1,387 (36,70)	1,389 (36,87)	1,387 (36,75)
woningwaarde in buurt (log)	-0,642 (7,73)	-0,859 (10,12)	-0,841 (10,16)	-0,849 (9,98)
in buurt lage leefbaarheid	0,049 (0,92)	0,114 (1,99)	0,108 (1,95)	0,085 (1,57)
arb.mrkt kans hoog opgel,	-3,966 (5,68)	-5,295 (7,19)	-5,303 (7,22)	-5,306 (7,25)
regionale nettopartic (Corop)	-0,037 (3,89)	-0,037 (3,49)	-0,039 (3,65)	-0,044 (4,03)
woont in koopwoning	-1,070 (15,96)			
woont in soc, huur	2,297 (46,71)			
aandeel hh met laagopgel		-0,147 (0,27)	-0,183 (0,34)	
aandeel hh met hoogopgeleiden		-0,562 (1,16)	-0,611 (1,28)	
aandeel hh in slecht leefbare wijk		0,016 (0,08)	0,032 (0,16)	
aandeel hh in huurwoning		-0,279 (0,72)	-0,268 (0,71)	
gemeente grenst aan Duitsland				0,030 (0,48)
regionaal klantenpotentieel				-0,001 (1,35)
lokaal klantenpotentieel				0,005 (1,72)
variantie random effecten				
regio	0,000 (-, -)	0,004 (0,87)	0,004 (0,87)	0,005 (0,95)
gemeente	0,006 (0,91)	0,002 (0,22)	0,006 (0,93)	0,004 (0,58)
wijk	0,020 (1,41)	0,033 (2,28)	nvt	0,030 (2,15)

Bron: SCP (eigen berekeningen)

Tabel 9.3 Schattingsresultaten diverse modelspecificaties

	laag inkomen	gegevens gemeentelijke arbeidsmarkt	RPA-indeling	voorgesteld model
	coëfficiënt (t-waarde)	coëfficiënt (t-waarde)	coëfficiënt (t-waarde)	coëfficiënt (t-waarde)
constante	5,701 (6,01)	5,603 (6,49)	6,227 (7,67)	2,236 (3,05)
vrouw/eenouder	1,009 (20,43)	0,997 (20,08)	1,006 (20,46)	0,636 (12,15)
man/eenouder	0,504 (6,17)	0,489 (5,97)	0,503 (6,18)	0,582 (6,65)
paar zonder kinderen	-1,885 (26,58)	-1,893 (26,59)	-1,888 (26,71)	-1,638 (21,90)
paar met kinderen	-0,874 (16,14)	-0,887 (16,28)	-0,879 (16,32)	-0,595 (10,21)
woont in huurwoning	2,241 (40,57)	2,251 (40,56)	2,243 (40,72)	
persoon lft15-24 in hh	-0,609 (13,92)	-0,601 (13,63)	-0,609 (13,97)	-0,559 (12,11)
persoon lft 55- 65 in hh	0,425 (9,92)	0,423 (9,85)	0,426 (9,97)	0,628 (13,43)
niet-westers allochtoon	0,982 (22,51)	0,987 (22,45)	0,993 (22,88)	0,825 (17,71)
laagopgel in hh	0,682 (16,40)	0,674 (16,14)	0,679 (16,39)	0,625 (14,16)
hoogopgel in hh	-0,347 (7,22)	-0,337 (6,95)	-0,340 (7,11)	-0,161 (3,15)
ao-uitkering in hh	-1,530 (21,73)	-1,535 (21,75)	-1,529 (21,79)	-1,643 (22,27)
arb.beperkt in hh	1,388 (36,85)	1,387 (36,73)	1,386 (36,93)	1,205 (29,84)
woningwaarde in buurt (log)	-0,809 (9,22)	-0,783 (9,38)	-0,851 (10,49)	-0,633 (8,68)
in buurt lage leefbaarheid	0,069 (1,35)	0,097 (1,82)	0,097 (1,92)	
arb.mrkt kans hoog opgel.	-5,178 (7,19)	-5,357 (7,49)	-5,058 (6,24)	-3,939 (5,39)
regionale nettoparticipatie (Corop)	-0,036 (3,46)	-0,026 (2,29)		
woont in koopwoning				-1,073 (16,01)
woont in soc. huur				2,296 (46,69)
aandeel hh laag inkomen	0,012 (2,09)			
bevolkingsgroei		-0,025 (0,70)		-0,075 (2,38)
aantal banen handel/horeca		-0,002 (0,56)		
banengroei		-0,007 (1,98)		-0,008 (2,15)
arb.mrkt kans laag opgeleiden		-0,582 (0,89)		
arb.mrkt kans middelb. opgeleiden		0,213 (0,28)		
aandeel ww-uitkeringen		0,217 (3,28)		0,247 (3,81)
aandeel (HBO-WO)studenten		-0,018 (2,30)		
regionale nettoparticipatie (RPA)			-0,037 (3,12)	
variantie random effecten				
regio	0,003 (0,76)	0,003 (0,79)	0,011 (1,85)	0,005 (1,13)
gemeente	0,006 (0,73)	0,000 (-,-)	0,000 (-,-)	0,000 (-,-)
wijk	0,027 (1,98)	0,024 (1,90)	0,027 (2,09)	0,016 (1,22)

Bron: SCP (eigen berekeningen)