

Verklaren en verdelen

Eindrapport van het onderzoeksproject 'van een potentieel verdeelmodel naar een toepasbaar verdeelmodel'

Prof. Dr. H.A. Keuzenkamp (SEO)

Drs. M.H.C. Kok (SEO)

Dr. E. Brouwer (DIALOGIC)

Met medewerking van: J.P. Hop (SEO)

Drs. E.S. Mot (SEO)

Onderzoek in opdracht van het ministerie van SZW

Amsterdam, 12 december 2000

Inhoud

1	Inleiding	1
2	Samenvatting	3
2.1	Criteria	3
2.2	Vereenvoudiging	4
2.3	Groot en klein	6
2.4	De mogelijke objectieve factoren	6
2.5	De verdeelmaatstaven	8
2.6	De verdeeleeffecten	9
2.7	Bijstand in ruime zin	11
2.8	Simulaties	11
2.9	Besluit	14
3	Methode en data	15
3.1	Methode	15
3.2	Verzamelen en actualiseren van de dataset	21
3.2.1	Demografische kenmerken	22
3.2.2	Inkomenskenmerken	26
3.2.3	Centrumfunctiekenmerken, stedelijkheid en regionale effecten	27
3.2.4	Arbeidsmarktkenmerken	29
3.3	Besluit	32
4	Schattingsresultaten en herverdeeleeffecten	33
4.1	Bijstandsuitgaven tot 65 jaar	33
4.1.1	Herverdeeleeffecten bij 100% objectief	35
4.1.2	Herverdeeleeffecten bij 25% objectief	39
4.2	Bijstandsuitgaven voor 20 jaar en ouder	41
4.2.1	Herverdeeleeffecten bij 100% objectief	42
4.2.2	Herverdeeleeffecten bij 25% objectief	44
4.3	Resultaten voor bijstand <i>tot</i> 65 jaar, inclusief loaz e.d.	45
4.4	Resultaten voor de totale bijstandsuitgaven	46
4.4.1	Herverdeeleeffecten bij 100% objectief	47
4.4.2	Herverdeeleeffecten bij 25% objectief	50
5	Historische kosten bij kleine gemeenten	51
5.1	Bijstandsuitgaven tot 65 jaar	51

6	Simulaties: stabiliteit en veranderingen in verklarende variabelen	57
6.1	Stabiliteit	57
6.2	Simulaties	60
7	Aandachtspunten voor de toekomst.....	69
8	Conclusie	71
Appendix 1	Bronnen, definities en kerncijfers van de gebruikte data	73
	Bronnen, definities en gemiddelde waarden	74
	Aanvullende informatie over bronnen en definities van een aantal factoren	76
	Correlatie tussen de meest relevante variabele	79
Appendix 2	Het verklaringsmodel.....	81
Appendix 3	Verdeeeffecten van de belangrijkste alternatieve modellen	83
Appendix 4	Gesprekken met gemeenten.....	89
Appendix 5	Simulaties	93
	Eerste Case	94
	Tweede Case	97
	Derde Case	99
	Vierde Case	101
	Vijfde Case	103
	Zesde Case.....	105
	Zevende Case.....	107
Appendix 6	Samenstelling begeleidingscommissie	109
Literatuurbijlage	111

1 Inleiding

In het regeerakkoord is afgesproken dat gemeenten een grotere prikkel moeten krijgen bij het terugdringen van het beroep op de sociale zekerheid. Voor dat doel wordt de bijstand gebudgetteerd, waardoor gemeenten er een financieel belang bij krijgen als bijstandsgerechtigden uitstromen. Dit betekent dat de verdeelsleutel '90/10' wordt gewijzigd, waardoor gemeenten een sterker financieel belang krijgen bij het verbeteren van de uitvoering van de bijstand. In de periode 2001 - 2003 zal 25% van de uitkeringslasten voor Abw, Ioaw en Ioaz worden gebudgetteerd.

Het betreffende budget wordt aan gemeenten beschikbaar gesteld, zodat gemeenten in staat zijn om de 'verwachte' bijstandsuitgaven te bekostigen. De verwachting kan worden gebaseerd op de uitgaven in het verleden (historische kosten) of op 'objectieve factoren', zoals de samenstelling van de bevolking en de aard van de lokale economie.

Om een verdeelmodel op basis van objectieve factoren te ontwikkelen hebben vanaf 1996 verschillende onderzoeksbureaus statistische modellen geconstrueerd (zie ook de literatuurbijlage). Deze modellen hadden tot doel om te bezien of de lokale bijstandsuitgaven verklaard konden worden uit relevante objectieve factoren. Kenmerkend voor deze modellen is dat de grote variatie die zich in lokale omstandigheden voordoet, wordt vereenvoudigd tot enkele kernvariabelen die voor alle gemeenten te meten zijn en waarvan de samenhang met de bijstandsnood plausibel wordt geacht. Op basis van een dergelijk verklaringsmodel kan een normbudget worden bepaald. Dit normbudget kan de basis zijn voor de verdeling over de gemeenten. Het verschil tussen normbudget en feitelijk uitgavenniveau kan geweten worden aan verschillen in beleid, statistische onzekerheden en toevallige lokale omstandigheden.

De zoektocht naar een bevredigend verklaringsmodel heeft geresulteerd in het SEO-rapport 'Actualisatie berekende bijstand in model: eindrapportage' van 29 april 1999 (zie literatuurbijlage). Dit rapport presenteerde een verklaringsmodel voor de bijstandsuitgaven van alle Nederlandse gemeenten gedurende vijf jaren. Dit model werd om een aantal redenen nog niet geschikt bevonden voor het daadwerkelijk budgetteren van de bijstand. Ten eerste bestonden er vragen over de gekozen variabelen die het beroep op de bijstand zouden moeten verklaren. Ten tweede is het verklaringsmodel technisch geavanceerd, maar de complexiteit ervan belemmert heldere communicatie met niet-specialisten. Uitlegbaarheid en transparantie van het model en van de uitkomsten zijn bij een verdeelmodel van grotere waarde dan bij een verklaringsmodel.

Om die redenen heeft het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (SZW) de SEO verzocht de mogelijkheid te onderzoeken om het verklaringsmodel verder te ontwikkelen.

De onderliggende rapportage bevat het resultaat van het onderzoektraject, dat met het verklaringsmodel begon en met een verdeelmodel eindigt. Hierbij wordt niet alleen het eindresultaat gepresenteerd, maar wordt ook ingegaan op het traject dat is afgelegd, de overwegingen die aan de orde zijn geweest en de keuzen die gemaakt zijn. Daarbij worden zowel de suggesties van kamerleden en gemeenten besproken, als de overwegingen van de technische begeleidingscommissie en haar adviseur (zie appendix 6 voor de samenstelling). Wij danken de verschillende betrokkenen voor hun commentaar op eerdere versies van dit rapport.

Een statistisch verdeelmodel is nooit perfect. Dat geldt ook voor het onderhavige model. Het model dient ervoor de meest belangrijke factoren, die de bijstandsnood in de gemeenten kunnen verklaren, te identificeren. Het heeft echter niet de pretentie om alle lokale relevante factoren te omvatten. Dat is gegeven de gekozen opzet van een kwantitatief, statistisch model dat is gebaseerd op voor alle gemeenten waarneembare objectieve en relevante factoren, onmogelijk. Het model is niet meer en niet minder dan een instrument voor de budgettering van de bijstand. Op basis van dit instrument kan een budget worden bepaald, dat gemeenten een financiële stimulans geeft om beleid te verbeteren. Voor dit doel achten wij het resulterende model een geschikt uitgangspunt, waarbij het ook voldoende flexibel is om in de toekomst verdere verbeteringen toe te laten.

2 Samenvatting

De doelstelling van het onderzoek is het bestuderen van de mogelijkheid om het in eerder onderzoek geformuleerde verklaringsmodel te vereenvoudigen en geschikt te maken voor implementatie van beleid. Het verklaringsmodel is gebaseerd op zowel waarnemingen voor alle gemeenten als voor een reeks jaren, ofwel een 'panelmodel'. Als verklaringsmodel voldeed dit, maar als 'toepasbaar verdeelmodel' werd het te gecompliceerd gevonden. Op basis van een aantal criteria is derhalve onderzocht of het verklaringsmodel zich laat vereenvoudigen tot een toepasbaar verdeelmodel, en welke objectieve factoren in dat model thuis zouden horen.

2.1 Criteria

De criteria voor een verdeelmodel omvatten meer dan uitsluitend statistische kwaliteit. Voor de overgang van een verklaringsmodel naar een verdeelmodel hebben de volgende criteria als leidraad gediend:

1. Adequate beschrijving en meting van de objectieve bijstandsnood. Met andere woorden: het model moet de meest belangrijke objectieve (niet door lokaal bijstandsbeleid veroorzaakte) factoren die de bijstandsnood bepalen identificeren. Idealiter zijn de verschillen tussen modeluitkomst en feitelijke bijstandsuitgaven de resultaten van lokaal beleid. In de praktijk spelen statistische onzekerheden en toeval echter ook een rol.
2. Transparantie. Het model moet inzichtelijk en plausibel zijn. Variabelen, die (mogelijk door sterke onderlinge samenhang met andere opgenomen variabelen) een 'merkwaardig' effect hebben, moeten zo veel als mogelijk worden vermeden. Specificaties, die het voor gemeenten moeilijk maken om zelf de budgetten na te rekenen, dienen eveneens vermeden te worden.
3. Minimale herverdeeleffecten gegeven de selectie van objectieve factoren. Dit wil zeggen dat de rol van toeval zo klein mogelijk moet zijn. Dit criterium heeft onder meer consequenties voor de wijze waarop het model gespecificeerd en geschat wordt.
4. Actualiteit. Het model moet zo goed mogelijk aansluiten op de situatie van het moment waarop de kosten gemaakt worden. De berekende bijstand moet zo nauw mogelijk aansluiten bij de objectieve bijstandsnood in het betreffende jaar. Variabelen, die slechts met grote vertraging beschikbaar zijn, dienen daarom te worden vermeden. Specificaties, die de dynamiek dankzij veranderingen in de werkelijkheid of in het beleid slechts met grote vertraging doorvertalen in bijstandsbudgetten, dienen vermeden te worden.

5. Betrouwbaarheid en beschikbaarheid van data. Variabelen, die niet goed objectief meetbaar zijn in alle gemeenten, kunnen niet worden gebruikt.
6. Voorspelbaarheid van budgetten. De budgetten die op basis van het verdeelmodel tot stand komen dienen redelijk stabiel te zijn, voor zover zich in gemeenten geen grote veranderingen voordoen. Voor gemeenten dienen geen onverklaarbare uitslagen in het budget van opeenvolgende jaren voor te doen. Gelijke omstandigheden impliceren een gelijk budget, waarbij er echter rekening mee gehouden moet worden dat de budgettering geschiedt op basis van relatieve omstandigheden.
7. Bestendig voor gemeentelijke herindelingen. Fusies van gemeenten of aanpassingen van gemeentegrenzen moeten niet tot onaannemelijke aanpassingen van bijstandbudgetten leiden.

In het kader van het eerste criterium is onderzocht, of het verklaringsmodel inderdaad de belangrijkste niet-beleidsmatige factoren bevatte die de bijstandsnood in gemeenten bepalen. Er is hierbij dankbaar gebruik gemaakt van suggesties vanuit de Tweede Kamer, gemeenten, regionale bijeenkomsten van het Fonds voor Werk en Inkomen, en vanuit de begeleidingscommissie, waarbij in nauw overleg met het CBS is bezien welke relevante variabelen zich in principe lenen voor opname in een verdeelmodel.

Daarbij is gesproken met vertegenwoordigers van een zestal gemeenten om te bezien of uitkomsten van het verklaringsmodel plausibel waren, en of er belangrijke niet gemeten invloeden waren die ten onrechte in het model ontbraken. Wat betreft het eerste punt bleek dat voor vier grotere gemeenten de *richting* van de modeluitkomsten redelijk plausibel waren in het licht van het lokaal gevoerde beleid, maar dat de *dosering* ervan niet uitsluitend aan beleid kan worden toegeschreven. Met andere woorden, de verdeeleeffecten waren groter dan op basis van beleidsverschillen aannemelijk is. Voor twee kleine gemeenten bleek het moeilijker om modelmatige verschillen in verdeeleeffect te relateren aan beleidsverschillen.

Alvorens nader in te gaan op een nadere beschrijving van de objectieve factoren, die zijn onderzocht, worden eerst de verdere specificatie van het model in het licht van de genoemde criteria besproken.

2.2 Vereenvoudiging

Het tweede criterium, de transparantie, vormde een belangrijke overweging om de specificatie van het verklaringsmodel tegen het licht te houden. Vanwege de ingewikkeldheid van het verklaringsmodel is bezien of het mogelijk was om over te gaan op een dwarsdoorsnede model.

Een aantal voor niet-specialisten moeilijk te interpreteren technische termen kan in het dwarsdoorsnede model vervallen. Een keerzijde is dat het paneldata model statistisch gezien wat beter is dan het dwarsdoorsnede model. Hier ontstaat dus een afruil met het derde criterium.

Een voordeel van werken met dwarsdoorsnede is dat schatten op basis van de meest recent beschikbare dwarsdoorsnede een actueler beeld geeft dan schatten op basis van een langere tijdsperiode, zoals in een paneldata model (criterium 4). Ook hier is er weer een keerzijde: bij een model dat op basis van een groter aantal jaren is geschat, zal het berekende bijstandbudget wat minder fluctueren (criterium 6). Indien de werkelijkheid veel dynamiek vertoont, is het vierde criterium van groter belang.

Een laatste voordeel van een dwarsdoorsnede model is dat de gemeentelijke herindeling geen sterk complicerende factor is (criterium 7). Bij een paneldata model moeten data voor heringedeelde gemeenten met terugwerkende kracht worden gereconstrueerd, hetgeen geen triviale exercitie is.

Een afweging van de verschillende criteria heeft ertoe geleid dat voor het verdeelmodel gekozen is voor een dwarsdoorsnede structuur. Het verlies aan verklaringsgraad woog onvoldoende sterk op tegen de winst aan transparantie, actualiteit en bestendigheid voor gemeentelijke herindelingen.

Een tweede belangrijke vereenvoudiging, na de overstap van paneldata richting dwarsdoorsnede, betreft de specificatie van de variabelen. In het verklaringsmodel werd op grote schaal met logaritmen gewerkt. Op die manier kan eenvoudig een procentuele verandering van het budget per inwoner uit het model worden afgeleid. In beleidskringen wordt vaak een interpretatie in termen van guldens geprefereerd. Bovendien vergt werken met logaritmen een transformatie van de data die de transparantie belemmert. Derhalve is er vereenvoudigd naar een 'lineair model' in plaats van een logaritmisch model zodat gemeenten gemakkelijk zelf, aan de hand van voor hen relevante omvang van variabelen kunnen uitrekenen wat het objectieve budget is. Dit leverde voor de kleinere gemeenten een verlies op aan verklaringsgraad waartegenover een winst in transparantie stond.

Ook is er nog vereenvoudigd door het aantal variabelen tot de noodzakelijke en belangrijkste terug te brengen. Het opnemen van meer variabelen, die vaak sterk onderling samen variëren, leidt tot een model waarin de effecten per variabele moeilijk te interpreteren zijn. Ook is het in de statistiek altijd mogelijk, dat variabelen om louter toevallige redenen een statistisch significant effect hebben. In dat geval wordt 'ruis' in de data ten onrechte met 'informatie' verward. Om deze redenen is plausibiliteit van het statistische model steeds een belangrijke leidraad ge-

weest voor de selectie van de variabelen. 'Vreemde' verdee-effecten zijn zo veel als mogelijk vermeden.

2.3 Groot en klein

Empirisch is gebleken dat de verbanden voor kleine gemeenten systematisch anders liggen dan voor grote gemeenten. De grens ligt rond de 50.000 inwoners. Om die reden is gekeken naar een verdeelmodel voor gemeenten tot 60.000 inwoners, en een model voor gemeenten vanaf 40.000 inwoners. In de overlappende zone wordt gradueel van het model voor 'kleine' gemeenten overgegaan naar het model voor 'grote' gemeenten, zodat er geen harde breuk is voor gemeenten die plots door de grens van 50.000 inwoners schieten door bijvoorbeeld een gemeentelijke herindeling of toestroom van asielzoekers.

Ook indien een onderscheid gemaakt wordt tussen de specificatie voor kleine en grote gemeenten, blijkt er nog een probleem te resten. De verdee-effecten voor kleine gemeenten zijn, gegeven de objectieve factoren, zo groot dat niet aan het eerste criterium voor een verdeelmodel voldaan lijkt te kunnen worden. Om deze reden is in dit onderzoeksrapport ook een korte rapportage toegevoegd, die een indicatie geeft over de mogelijkheden bijstandsuitgaven van kleine gemeenten op basis van historische kosten te budgetteren.

2.4 De mogelijke objectieve factoren

De merites van een groot aantal aanvullende variabelen zijn voor het verdeelmodel beoordeeld. Dit heeft ten opzichte van het eerdere verklaringsmodel geleid tot de opname van de volgende aanvullende factoren:

- Het percentage eenouderhuishoudens tussen de 20 en 64 jaar;
- De gemiddelde woningbezetting;
- Het percentage parttimers dat 12 t/m 19 uur per week werkt; en
- Het percentage sociale huurwoningen.

Sommige suggesties bleken niet uitvoerbaar, bijvoorbeeld zeer specifieke of niet-kwantificeerbare lokale omstandigheden die een ongunstige verdeling op basis van het model kunnen compenseren. Ook privacygevoelige zaken (blijf-van-mijn-lijfhuizen) vallen daar onder.

Het empirisch onderzoek heeft tot de conclusie geleid dat een aantal andere gesuggereerde variabelen niet in het uiteindelijke model moeten worden opgenomen. Aan deze conclusie liggen verschillende redenen ten grondslag. Het betreft variabelen die:

1. zelf afhankelijk zijn van de bijstandsuitgaven en dus geen 'objectieve' factor zijn (zie criterium 1);
2. geen aanvullende invloed op de bijstandsuitgaven bleken te hebben door het ontbreken van een statistisch voelbaar effect (zie criterium 1);
3. een implausibel effect hebben doordat de coëfficiënt in het model een onaannemelijke waarde heeft (zie ook criterium 2);
4. te grote onderlinge afhankelijkheid met andere opgenomen verklarende factoren hebben. Twee factoren die nauw verwant zijn, laten zich statistisch moeilijk van elkaar onderscheiden; het is in dat geval niet nodig beide factoren op te nemen omdat de ene ook het effect van de andere 'meeneemt', bovendien zou opname van beide factoren er vaak toe leiden dat wederzijdse beïnvloeding zo groot is dat het effect per factor zich niet meer laat interpreteren (zie criterium 2);
5. niet op tijd geleverd konden worden (zie ook criterium 4);
6. niet beschikbaar zijn omdat er bijvoorbeeld (vooralsnog) geen gegevens vrijgegeven worden (zie criterium 5);
7. grote onbetrouwbaarheid hebben volgens het CBS (zie criterium 5).

In Tabel 2/1 staan alle variabelen die in beschouwing genomen zijn en die om de hierboven genoemde redenen afgevallen zijn. De nummers die in de tabel staan, komen overeen met de nummers van de redenen die hierboven staan.

Tabel 2/1 Variabelen met de reden van afvallen

Variabelen	Reden van afvallen
Percentage alleenstaanden	3, 4
Werking nieuwe vreemdelingenwet (i.e. statushouders)	6
Aantal bijstandsgerechtigden naar duur	1
Fase-indeling van bijstandsgerechtigden	5
Instream in de bijstand	1
Mensen met een onvolledige WAO	2, 3
Aantal daklozen, psychiatrische patiënten, kunstenaars	6
Regionale werkgelegenheidsstructuur	2
Provinciale effecten	2
Percentage allochtonen 1ste generatie	2, 3
Percentage allochtonen 2de generatie	2, 3
Omgevingsadressendichtheid	2, 3, 4
Percentage lage opleidingen	2, 3
Mortaliteit	2, 3
Regionale klantenpotentieel	2, 4
Geregistreerde werkloosheid langer dan 36 maanden	2
Gemeentelijke werkgelegenheid	7
Percentage zelfstandigen	2, 3
Gemiddelde taxatiewaarde	3
Percentage verweduwden	3, 4
Percentage nieuw gescheiden vrouwen	4
Percentage inwoners tussen 20 en 24 jaar	2
Woonwagenbewoners	6
Blijf-van-mijn-lijfhuizen	6
Percentage parttimers 20 – 34 uur per week op RBA-niveau	2,3
Aandeel uitkeringsgerechtigden zonder arbeidsplicht boven 57½ jaar	3

2.5 De verdeelmaatstaven

Na een uitgebreid empirisch onderzoek is een model geconstrueerd, dat gegeven de randvoorwaarden optimaal geacht mag worden. Dit is een eenvoudig lineair dwarsdoorsnede model, met een beperkt aantal goed meetbare objectieve factoren. De specificatie is voor kleine en grote gemeenten zoveel mogelijk gelijk. De verdeelmaatstaven zijn in Tabel 2/2 weergegeven.

Tabel 2/2 Maatstaven van het verdeelmodel voor kleine en grote gemeenten (tussen haakjes het teken van het effect op de bijstand per inwoner)

Kleine gemeenten	Grote gemeenten
Vaste constante (-)	Vaste constante (-)
Bevolking (+)	Bevolking (+)
Percentage inwoners tussen de 25 en 29 jaar (+)	Percentage inwoners tussen de 15 en 19 jaar (-)
Percentage eenouderhuishoudens tussen de 20 en 64 jaar (+)	Percentage inwoners tussen de 25 en 29 jaar (+)
Percentage lage inkomens (+)	Percentage eenouderhuishoudens tussen de 20 en 64 jaar (+)
RBA-werkloosheidspercentage (+)	Percentage lage inkomens (+)
Percentage WW-ers met maximale duur (+)	RBA-werkloosheidspercentage (+)
Percentage parttimers 12-19 uur per week op RBA-niveau (+)	Percentage WW-ers met maximale duur (+)
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau (-)	Percentage arbeidsongeschikten (-)
Gemiddelde woningbezetting (-)	Percentage parttimers 12-19 uur per week op RBA-niveau (+)
Percentage sociale huurwoningen (+)	Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau (-)

2.6 De verdeeleffecten

Op basis van het model met bovengenoemde verdeelmaatstaven is geanalyseerd wat de verdeeleffecten zijn. Indien er sprake zou zijn van 100% budgettering, dan treden de volgende gemiddelde verdeeleffecten op (zie Tabel 2/3).

Tabel 2/3 Samenvatting van verdeeleeffecten bij volledige budgettering (procentueel verschil met de gerealiseerde Abw-uitgaven, bijstandsuitgaven in enge zin tot 65 jaar, 1998)

	Gemeenten vanaf 50.000 inwoners objectief	Gemeenten tot 50.000 inwoners objectief	Gemeenten tot 50.000 inwoners historisch
< -20%	6	123	29
-20% tot -15%	1	23	18
-15% tot -10%	1	38	50
-10% tot 0%	23	59	129
0% tot 10%	17	67	162
10% tot 15%	5	21	35
15% tot 20%	3	30	19
> 20%	2	119	38
Totaal	58	480	480

Duidelijk is dat de spreiding in verdeeleeffecten met name bij kleine gemeenten aanzienlijk is. De feitelijke spreiding in verdeeleeffecten zal, bij toepassing van dit model, uiteraard kleiner zijn omdat er een bovengrens is aan het risico dat gemeenten lopen bij budgettering (f15,- per inwoner of 15% van het geraamde budget) en omdat uiteindelijk slechts 25% van de (geraamde) bijstandsuitgaven gebudgetteerd zullen worden.

Desondanks zal er voor toepassing van het model bij kleine gemeenten een probleem optreden om de doelstelling, het bieden van een positieve prikkel voor verbeteren van beleid, te realiseren: gemeenten die zich ver buiten de beleidsmatig ingestelde grens van het eigen risico bevinden hebben geen financieel voordeel meer bij het terugdringen van het beroep op de bijstand.

Om die reden is ook een indicatie gepresenteerd van verdeeleeffecten, indien kleine gemeenten op basis van historische kosten gebudgetteerd zouden worden (laatste kolom, Tabel 2/3). De verdeeleeffecten zijn duidelijk kleiner. Uiteraard heeft deze systematiek de consequentie, dat de lat voor gemeenten die in het verleden een uitstekend beleid gevoerd hebben hoger komt te liggen dan voor gemeenten die minder voortvarend beleid gevoerd hebben.

De afweging tussen het accepteren van grote verdeeleeffecten door vast te houden aan budgettering op basis van objectieve factoren, met als gevolg het vervallen van prikkels voor een aanzienlijk deel van de gemeenten, dan wel kleinere verdeeleeffecten met duidelijker prikkels, maar 'straf' voor goed beleid in het verleden, is een beleidsmatige. Als onderzoeksbureau merken we wel op dat het zeer onwaarschijnlijk is, dat een statistisch model met objectieve factoren voor kleine gemeenten geconstrueerd kan worden, dat duidelijk beter scoort op het eerste verdeelcriterium zonder slechtere score op de andere criteria.

2.7 Bijstand in ruime zin

Naast de bijstand in enge zin (Abw-uitgaven voor inwoners van 20-64 jaar) is ook onderzocht hoe het verdeelmodel uitwerkt indien de bijstand in ruimere zin wordt gebudgetteerd. Het gaat dan om de volgende uitbreidingen:

- Uitkeringen aan mensen in inrichtingen, zelfstandigen, Ioaw, Ioaz;
- Uitkeringen voor ouderen dan 65 jaar (met name allochtonen die onvoldoende Aow-rechten hebben).

Indien het bestaande model voor de ruim gedefinieerde bijstand wordt gehanteerd, dan ontstaat het volgende beeld.

De modelcoëfficiënten worden in de uitgebreide varianten in het algemeen wat kleiner (in absolute waarde). De verdeeleeffecten zijn eveneens iets kleiner, met name wat betreft de 'staart' van de verdeling voor kleine gemeenten. Het aantal kleine gemeenten met een verdeeleeffect dat (ongerestricteerd) negatiever dan 20% zou zijn, bedroeg in het basismodel 123. In het model inclusief ouderen bedraagt dit 114. Indien naast ouderen ook de Ioaw en Ioaz in het model worden opgenomen, neemt het aantal verder af tot 99. Indien wel Ioaw en Ioaz, maar niet ouderen worden opgenomen, gaat het om 104 gemeenten.

Voor grote gemeenten verandert in dit opzicht in het referentiejaar nagenoeg niets. Indien wordt gekeken naar budgettering op basis van 25% van de geraamde bijstandsuitgaven, en de grenzen van het eigen risico worden bezien, dan is het aantal kleine gemeenten met een te sterk herverdeeleeffect in het basismodel 35%, inclusief ouderen is dit 34%, inclusief ouderen en Ioaw en Ioaz is het 32%. Voor grote gemeenten zijn er geen verschillen in deze aantallen (waarbij het overigens wel zo kan zijn, dat er geringe verschuivingen in de samenstelling van de groepen gemeenten optreden).

2.8 Simulaties

De modellen die geanalyseerd zijn, zijn uitgebreid op hun merites beoordeeld. Allereerst is gekeken naar de stabiliteit van de herverdeeleeffecten. Indien het bestaande model voor 1997 geschat wordt, zijn de herverdeeleeffecten voor dat jaar iets groter (tenzij ook met historische kosten gebudgetteerd zou worden). Een wellicht meer relevante indicatie van stabiliteit is de vraag of gemeenten, die in 1997 in een bepaalde herverdeeklasse zitten, in het erop volgende jaar in dezelfde of een aangrenzende klasse zitten. Er blijkt een zekere 'mobiliteit' van gemeenten te

bestaan, maar er is duidelijk sprake van consistentie. Opgemerkt moet worden dat volstrekte stabiliteit in dit opzicht waarschijnlijk geen goed teken zou zijn: het zou betekenen dat het model resistent zou zijn voor veranderingen in beleid van de gemeenten. Tot slot wordt opgemerkt dat er niet is onderzocht, hoe goed het model een aantal jaren in de toekomst (of terug in het verleden) kan voorspellen.

Naast statistische eigenschappen en de gevolgen voor de budgetten, is ook bezien hoe de budgetten op basis van model reageren op denkbeeldige veranderingen in de kenmerken van gemeenten. Er is naar een zevental denkbeeldige scenario's gekeken, waarbij steeds het effect voor twee verschillende gemeenten (één met een laag, en één met een hoog herverdeeffect) zijn vergeleken. In de eerste vijf simulaties hebben de betrokken gemeenten een omvang van ongeveer 100.000 inwoners. Gesimuleerd wordt wat veranderingen in de bevolkingssamenstelling, zowel wat betreft demografische kenmerken als wat betreft economische kenmerken, teweeg brengen bij de budgetten. De verandering in de feitelijke bijstandsuitgaven kan afwijken van de budgetten, afhankelijk van de lokale beleidsinspanning en de mate waarin de variabelen de objectieve bijstandsnood in model brengen. Achtereenvolgens komen aan de orde:

1. De gemeenten ervaren een toename van de bevolking met 2000 personen, waarvan 400 de leeftijd tussen 15 en 19 jaar hebben en allen in de handel en horeca gaan werken. De resterende 1600 nieuwe bewoners wijken qua kenmerken niet af van de bestaande populatie. Beide specifieke factoren hebben een negatief effect op het budget. De vraag is of het totale bijstandsbudget voor de gemeente door deze (tamelijk extreme en hypothetische) impuls zal dalen. Dat zou ongewenst zijn, want de bijstandsdruk van de betreffende gemeente zal niet dalen. De simulatie wijst uit dat in beide gemeenten een gematigd positieve vergroting van het budget zal optreden, zodat het model doet wat verwacht mag worden.
2. Duizend bijstandsgerechtigden, die ontheven waren van de arbeidsverplichting, aanvaarden een deeltijdbaan van 12 à 19 uur. Deze bijstandsgerechtigden tellen niet mee in de werkloosheidsvariabele in het model. De bijstandslasten van de gemeenten zullen afnemen, maar doordat de variabele 'deeltijdwerk' een positief effect heeft, is de vraag of het budget zal toenemen. Dit is, gezien voorgaande opmerking, ongewenst. De uitkomst van de simulatie is dat er een nihil positief effect op de bijstandsbudgetten zal optreden. De reden is gelegen in het feit dat de deeltijdvariabele op RBA-niveau wordt gemeten, de toename van 400 is daardoor relatief klein bij de betrokken gemeenten.
3. In beide gemeenten worden 1000 asielzoekers toegelaten. Daarvan hebben er 700 een leeftijd tussen 20 en 64 jaar waarmee ze in aanmerking komen voor de bijstand. Volgens de simulatie stijgen de budgetten voor de twee gemeenten met ongeveer vijf miljoen gulden per gemeente. Dit is ruim f7.000 per nieuwe uitkeringsgerechtigde, dus minder dan de additionele

uitkeringslasten. Naarmate een groter deel van de betrokken uitkeringsgerechtigden op de arbeidsmarkt actief wordt, daalt het nadeel voor de gemeente. Bij deze berekening is overigens afgezien van andere financiële compensatie die gemeenten krijgen bij toestroom van asielzoekers.

4. Als simulatie 3, maar nu verhuist de groep van 1000 asielzoekers van de gemeente met een sterk positief herverdeeleffect naar de gemeente met een sterk negatief herverdeeleffect. Het idee is dat dit voor het netto totaalbudget niet uit zou moeten maken. De simulatie laat een nihil netto verschil zien (de vertrekgemeente verliest f5.100.000, de aankomstgemeente wint f5.090.000).
5. Het omgekeerde van simulatie 4: de verhuizing is nu van de gemeente met een sterk negatief herverdeeleffect naar een gemeente met een sterk positief herverdeeleffect. De aankomstgemeente ontvangt f5.090.000, de vertrekgemeente verliest f5.110.000. Het netto verschil is wederom nihil.
6. Een welvarende gemeente krijgt te maken met een Vinex-uitbreiding. Er wordt verondersteld dat de instromers gunstig zijn voor een lage bijstandsnood. De simulatie is extreem opgezet, door de instromers karakteristieken toe te kennen die in theorie kunnen leiden tot een verlaging van het bijstandsbudget, niet alleen per inwoner (hetgeen verwacht mag worden), maar (gezien de technische specificatie van het model en het daarop voortbouwende verdeelsysteem) ook in gulden. Voor deze opzet is gekozen om te bezien of het model in hypothetische extreme situaties nog aanvaardbare eigenschappen heeft. Per saldo blijkt dit ongewenste negatieve effect zich niet voor te doen, waarmee het model deze toets goed doorstaat.
7. De laatste simulatie betreft een gemeente van 100.000 inwoners met een zwakke sociale structuur. Van de inwoners vertrekken er 2000 met gunstiger karakteristieken dan de achterblijvers. Verwacht mag worden dat de totale bijstandsuitgaven enigszins dalen, terwijl de uitgaven per inwoner stijgen. Dit komt overeen met de uitkomsten van de simulatie.

Het model genereert derhalve redelijke uitkomsten voor de gesimuleerde aanpassingen. Daarbij moet echter bedacht worden, dat budgettering in werkelijkheid zal plaatsvinden op basis van kenmerken van gemeenten in een eerder jaar, namelijk het jaar waarin de objectieve factoren ten behoeve van de budgettering worden gemeten. Veranderingen in de werkelijkheid komen enigszins vertraagd tot uiting in de verandering van de relatieve aandelen van gemeenten in het macro-budget.

2.9 Besluit

Het onderliggende rapport presenteert informatie over de constructie van een verdeelmodel voor de bijstand. Dit model is, ten opzichte van het eerdere verklaringsmodel, beduidend transparanter en laat zich beter interpreteren door de gebruikers. Deze transparantie maakt ook duidelijk wat het model wel en niet vermag. Als instrument voor het budgetteren van de bijstand is het, met name voor de grote gemeenten, in principe geschikt. Voor kleine gemeenten zal het objectieve verdeelmodel in een zeer groot aantal gevallen zijn doel, het introduceren van prikkels in de bijstand, voorbijschieten. Het aantal kleine gemeenten dat ruim door de beleidsmatig vastgestelde budgetteringsgrenzen schiet is immers groot.

Het budgetteringsmodel vertoont wat betreft de algemene statistische kwaliteiten geen grote verschillen, indien bijstand in enge of in ruime zin wordt geanalyseerd. Indien oudere bijstandsgerechtigden in de budgettering worden meegenomen dient wel de vraag gesteld te worden, in hoeverre realisaties in het verleden indicatief zijn voor budgetten van de toekomst. Deze vraag is in dit onderzoek niet geanalyseerd.

Het gepresenteerde verdeelmodel zal in de toekomst met regelmaat herijkt moeten worden, om veranderingen in de empirische verbanden zo goed als mogelijk op de voet te volgen. Dit wordt ook bij het Gemeentefonds gedaan. Door de keuze het model sterk te vereenvoudigen en het 'black box'-karakter te verwijderen, is periodieke herijking goed mogelijk. Ervaringen die met de budgettering worden opgedaan kunnen in dit proces worden meegenomen.

3 Methode en data

In dit hoofdstuk zullen de methode van schatten, het verzamelen en actualiseren van de dataset, de redenen waarom een factor (niet) opgenomen is en de voorgestelde nieuwe factoren aan de orde komen.

3.1 Methode

Voor de overgang van verklaringsmodel naar verdeelmodel is een zeer groot aantal modellen met elkaar vergeleken. Dit bleek nodig, omdat er niet één model bestaat dat gelijktijdig op alle criteria als beste scoort.

Voor het vergelijken van de verschillende modellen zijn de eerder genoemde criteria als algemene uitgangspunten gehanteerd:

1. Adequate beschrijving van de objectieve bijstandsnood;
2. Transparant;
3. Minimale herverdeeffecten gegeven de objectieve factoren;
4. Actueel;
5. Betrouwbare, objectief beschikbare data;
6. Voorspelbaar (relatief stabiel) budget;
7. Bestendig voor herindelingen.

De criteria hebben consequenties voor de keuze van de specificatie (de schattingsmethode) en de selectie van objectieve factoren die in het model opgenomen worden.

Het eerste criterium impliceert bijvoorbeeld het gebruik van 'exogene' variabelen, dat wil zeggen variabelen die niet zelf direct door de bijstandsuitgaven bepaald worden. Ook is, gegeven de verzameling potentieel relevante variabelen, de uiteindelijke selectie mede bepaald door dit criterium.

Het tweede criterium impliceert dat verklarende variabelen, die onderling zeer sterk samenhangen en daardoor statistisch moeilijk van elkaar zijn te onderscheiden, bezwaarlijk tegelijkertijd in het model opgenomen kunnen worden (dit staat bekend als het probleem van multicollineariteit). Bij zulke variabelen kunnen schattingscoëfficiënten op het oog vreemde waarden aannemen, overigens zonder dat de herverdeeffecten daar sterk door beïnvloed worden. Bij onderling samenhangende verklarende factoren is daarom de meest belangrijke geselecteerd voor opname in het model. In het algemeen leidt dit tot plausibele coëfficiënten (dat wil zeggen,

coëfficiënten die een effect hebben dat qua richting verwacht mag worden), zonder dat er een groot verlies is aan verklaringsgraad.

Het derde criterium is onder meer van belang bij de afweging van de schattingstechniek en specificatie van het model. Een stelsel van dezelfde objectieve factoren kan op verschillende statistische wijzen worden gebruikt om de bijstandsnood te modelleren. In het onderzoek zijn enkele van de alternatieven geanalyseerd: van geavanceerde paneldata modellen, tot en met eenvoudige lineaire dwarsdoorsnede modellen. Daarbij is steeds met de methode van ‘gewone kleinste kwadraten’ geschat. Alternatieve schattingsmethoden (zoals minimaliseren van gemiddelde absolute afwijkingen, of schatten met behulp van ‘prior-informatie’ waarmee niet alleen de data van invloed zijn op de bepaling van de coëfficiënten, maar ook aanvullende inzichten), die voordelen kunnen hebben bij het bestrijden van specifieke problemen, brengen meestal andere nadelen met zich mee die zwaarder wegen. Zulke nadelen zijn bijvoorbeeld geringere transparantie of de introductie van een zekere mate van willekeur.

Het vierde criterium is van belang bij de keuze van modellen met verschillende ‘geheugens’, bijvoorbeeld tussen het paneldata model (dat gegevens van vijf voorgaande jaren gebruikt) en dwarsdoorsnede modellen (die in dit opzicht slechts de meest actuele verbanden en data benutten). Ook is het van belang voor de opname van de variabelen: data, die slechts met grote vertraging beschikbaar zijn, kunnen daardoor worden uitgesloten.

Ook het vijfde criterium is van invloed op de keuze van de variabelen. In verband met het zesde criterium is bezien of de verdeel effecten een zekere mate van stabiliteit vertonen, en of hetzelfde geldt voor het model. Overigens laat deze analyse zich niet in eenduidige toetsen vertalen: het kan immers zijn dat er in objectieve omstandigheden binnen gemeenten veranderingen voordoen, die veranderende budgetten rechtvaardigen. Hetzelfde geldt voor veranderingen in beleid.

Het laatste criterium speelt een rol bij de keuze van modellen (dwarsdoorsnede modellen hebben minder ‘last’ van gemeentelijke herindeling dan een paneldata model). Bij de beoordeling van een model is verder bezien, in hoeverre de opname van bepaalde variabelen in de specificatie (zoals een schaaleffect) dit criterium raken.

Modelopzet: panel versus dwarsdoorsnede

In eerder onderzoek is steeds gebruik gemaakt van een paneldata structuur (zie Appendix 2 voor specificatie). Omdat het model dat nu ontwikkeld is gemakkelijk te gebruiken moet zijn voor alle gemeenten (een toepasbaar verdeelmodel), is een afweging gemaakt tussen paneldata structuur en dwarsdoorsnede structuur.

In een model dat gebaseerd is op paneldata worden niet alleen data voor een bepaald jaar van alle gemeenten gehanteerd, maar worden deze data voor verschillende jaren (vijf, in het onderhavige geval) in een model gecombineerd. Daarmee wordt de kans, dat het model toevallige omstandigheden voor een specifiek jaar overwaardeert, geringer. Bovendien is een groter aantal waarnemingen beschikbaar voor het schatten van de coëfficiënten van het model.

Er zijn echter ook nadelen verbonden aan een paneldata model. Ten eerste komen veranderingen in gedrag van individuen of beleid van overheden (waardoor de aard van de samenhangen veranderen) langzamer tot recht in een model dat gebaseerd is op meerdere jaren. Een model, dat gebaseerd is op de meest recent beschikbare dwarsdoorsnede, sluit beter aan op de actualiteit.

Een tweede, hieraan verwant specifiek probleem, is de wijze waarop grenscorrecties in het model worden verwerkt. Technisch gezien moeten data geconstrueerd worden zodat de herindelings met terugwerkende kracht wordt ingevoerd (budgettering van de bijstand vindt immers plaats richting de nieuwe heringedeelde gemeente; de data moeten voor alle jaren op deze heringedeelde gemeente betrekking hebben). Beleidsmatig is het discutabel om te belonen of straffen op grond van beleid dat niet noodzakelijk aan een gemeente die te maken heeft met grenscorrecties valt toe te schrijven.

Een derde, eveneens gerelateerd probleem is dat mogelijk nieuwe variabelen beschikbaar komen, doch niet met terugwerkende kracht, hetgeen herijking van een panelmodel mede op basis van de nieuwe variabele pas vijf of meer jaar later mogelijk maakt (denk aan fase-indeling bijstandbestand).

Ten vierde is een model dat met paneldata werkt technisch beduidend ingewikkelder dan een model dat uitsluitend gebaseerd is op een (zo recent mogelijke) dwarsdoorsnede. Het is daardoor moeilijker te communiceren naar de gebruikers.

Indien een dwarsdoorsnede model voldoende statistische kwaliteit heeft ten opzichte van een paneldata model, dan is op grond van de hierboven genoemde overwegingen het dwarsdoorsnede model te verkiezen. Dit vraagstuk is onderzocht, door het paneldata model van het eerdere onderzoek te vergelijken met een qua modelspecificatie zo nauw mogelijke kopie op basis van dwarsdoorsnede (bepaalde technische termen die uitsluitend in de paneldata structuur passen, zijn daarbij geschrapt).¹ De vraag naar statistische kwaliteit is behandeld door op drie dimensies het paneldata model te vergelijken met het dwarsdoorsnede model:

¹ Factoren die in het panelmodel opgenomen waren, maar niet meegenomen worden in het dwarsdoorsnede model zijn veelal variabelen die moeilijk te interpreteren zijn door een gemeente. Dit geldt met name voor de volgende factoren: afwijkingen van verschillende interactietermen, het logaritme van de bevolking in het kwadraat, de gemiddelde variabelen en de gemiddelde interactietermen.

1. De afwijkingen in de herverdeeeffecten tussen paneldata model en dwarsdoorsnede model;
2. De veranderingen in de herverdeeeffecten jaar op jaar;
3. De stabiliteit van de parameters in een opvolgende dwarsdoorsnede modellen.

Ad 1. De verschillen in herverdeling op basis van het panelmodel en dwarsdoorsnede modellen zijn gemiddeld beperkt. De spreiding is bij de dwarsdoorsnede benadering groter, hetgeen vooral aan de kleinere gemeenten valt toe te schrijven. Het teken van de herverdeeeffecten is volgens beide benadering voor bijna alle gemeenten hetzelfde. Bij de belangrijkste uitzondering, een van de G-10 gemeenten, is het teken weliswaar veranderd, maar zijn de herverdeeeffecten in de dwarsdoorsnede benadering duidelijk kleiner.

Ad 2. Herverdeling op basis van dwarsdoorsneden genereren sterkere jaarlijkse schommelingen dan herverdeling op basis van een panelmodel. Dit wordt in zeer sterke mate bepaald door de schommelingen bij kleinere gemeenten, waar toeval (mede in de vorm van meetfouten in het bronmateriaal) een grotere rol speelt. Daarbij moet worden opgemerkt, dat deze schommelingen ook in het panelmodel al groot zijn.

Ad 3. Indien variabelen een trend hebben dan is een dwarsdoorsnede model meer gewenst, omdat dit model een trend beter kan vertalen in een verandering in herverdeeeffect. Dus als een coëfficiënt in een dwarsdoorsnede model een trend heeft in de tijd (ofwel niet stabiel is) betekent dit dat de dwarsdoorsnede benadering zelfs gewenst is. Het panelmodel schiet dan te kort omdat de coëfficiënt in dat geval een gemiddelde waarde aanneemt en daardoor de eerste en laatste jaren een groter herverdeeeffect geeft dan die bij een dwarsdoorsnede.

Na zorgvuldige afweging van de statistische en beleidsmatige overwegingen is de overstap van een paneldata model naar een dwarsdoorsnede model verantwoord geacht. Derhalve is besloten het dwarsdoorsnede model verder te ontwikkelen en geschikt te maken voor de verdeelsystematiek.

Modelopzet: keuze van vormgeving variabelen

In het verklaringsmodel werden de meeste variabelen in logaritmische vorm opgenomen. Dit heeft als voordeel dat de berekende coëfficiënten geïnterpreteerd kunnen worden als een 'elasticiteit'. Een elasticiteit geeft weer met hoeveel procent bijvoorbeeld de variabele 'bijstand' verandert door een procentuele verandering in één van de verklarende factoren, bijvoorbeeld de omvang van de bevolking. Elasticiteiten maken echter een direct inzicht in termen van guldens moeilijk; een procent voor een groot bijstandbudget is in guldens meer dan een procent van een klein bijstandsbudget.

Transparantie richting gebruikers van het model betekent dat interpretatie van het model in termen van gulden grote waarde heeft. Om deze reden is onderzocht of het dwarsdoorsnede model ook in termen van niet getransformeerde, eenvoudig interpreteerbare variabelen gespecificeerd kan worden, zonder dat dit tot een onoverkomelijk verlies in verklaringskracht leidt. Zo een verlies zou immers tot 'te grote' herverdeeffecten aanleiding geven, hetgeen strijdig is met het derde criterium.

Voor de grote gemeenten blijkt het lineaire model beter te scoren dan het logaritmische. Voor de kleine gemeenten is dit andersom. Gemeenten met meer dan 50.000 inwoners keerden in 1998 74% van de bijstandsgelden uit. Dit afwegende is besloten om het lineaire model in het verdere onderzoekstraject uit te werken.

Modelspecificatie: kleine versus grote gemeenten

In eerdere fasen van het project waarvan dit onderzoek deel uitmaakt, is gebleken dat het voor kleine gemeenten beduidend moeilijker is een aanvaardbaar model voor het budgetteren van de bijstand te ontwikkelen, dan voor grote gemeenten. Daarvoor zijn verschillende redenen:

1. Niet in het model opgenomen gemeentespecifieke objectieve factoren en overige toevalsfactoren heffen elkaar in kleine gemeenten gemiddeld niet op en zijn vaak relatief dominant in de verklaring van de bijstandsuitgaven. Tot de niet gemodelleerde gemeentespecifieke objectieve factoren worden lokale omstandigheden gerekend die weliswaar van invloed zijn op de gemeentelijke bijstandsuitgaven, maar die bij gebrek aan objectieve gegevens niet in het empirische model kunnen worden gespecificeerd. Veel genoemd is daarbij de aanwezigheid van een asielzoekerscentrum, een woonwagenkamp of een blijf-van-mijn-lijfhuis in kleine gemeenten. Dergelijke omissies in de modelspecificatie hebben voor de grote gemeenten minder gevolgen dan voor de kleine. Als de aanwezigheid van bijvoorbeeld de laatstgenoemde faciliteit structureel extra bijstandsuitgaven ter grootte van f 300.000 oplevert, dan betekent dit voor een gemiddelde gemeente in de grootteklasse 25.000 tot 50.000 inwoners een stijging van het uitgavenniveau met ruim 2%. In een gemiddelde gemeente in de grootteklasse 150.000 tot 250.000 inwoners daarentegen betekenen extra uitgaven ter hoogte van f 300.000 een stijging van niet meer dan 0,1%. De specificatiefout die het gevolg is van het ontbreken van bijvoorbeeld een indicator 'blijf-van-mijn-lijfhuis' heeft voor een relatief kleine gemeente dus aanzienlijk grotere gevolgen dan voor een grote gemeente;
2. Meetfouten bij de variabelen. Vaak worden variabelen bij meting door het CBS op tientallen afgerond. Bij kleine gemeenten kan dit een grote procentuele afwijking opleveren. In kleine gemeenten is de statistische onzekerheid daardoor relatief groot.

Bij het eerdere onderzoek is gebleken dat de cesuur rond de 50.000 inwoners ligt. Een gelijk gespecificeerd model voor gemeenten tot 50.000 inwoners en gemeenten vanaf 50.000 inwoners

levert statistisch significant verschillende coëfficiënten op (zie ook het hoofdstuk met de schattingsresultaten). Dit is aanleiding geweest om voor de twee grootteklassen separaat te schatten. Omdat echter vermeden dient te worden dat een gemeente, die van 49.000 inwoners marginaal groeit tot iets boven de 50.000, er plots een ander verdeelregime intreedt, met mogelijk ongunstige effecten², is gekozen voor een overgangsfase. Concreet houdt dit in dat een model geschat is voor gemeenten tot 60.000 inwoners, en voor gemeenten vanaf 40.000 inwoners. Gemeenten in de overgangszone tussen 40.000 en 60.000 inwoners hebben te maken met beide schattingsmodellen, waarbij het gewicht van het model voor kleine gemeenten lineair afneemt van 1 tot 0 (en dat voor grote gemeenten toeneemt van 0 tot 1) naarmate de grens van 60.000 inwoners meer wordt genaderd. Deze aanpak is doorzichtig en doordat er een overgangsgebied is, veranderen de geschatte bijstandsuitgaven zeer geleidelijk.

Het schatten in twee grootteklassen maakt herverdeling van de ene grootteklasse naar de andere per definitie onmogelijk. Angst (of deze gerechtvaardigd is of niet) dat kleine gemeenten 'opdraaien' voor bijstandsproblemen in de grote gemeenten kan hierdoor worden vermeden.³

Modelopzet: weging

De basis voor het gehanteerde model is het verklaren van de bijstandsuitgaven per inwoner. Hier is voor gekozen, omdat een specificatie in termen van de bijstandsuitgaven zelf tot onbevredigende resultaten zou leiden. In dat geval is er een 'puntenwolk' bestaande uit een grote groep kleinere gemeenten, die gepaard gaat met een klein aantal punten die ver buiten deze wolk liggen voor de grote gemeenten. Regressie zou dan een lijn opleveren die in extreme mate door de uitschieters (met name Amsterdam) bepaald zou worden. De informatie in de andere gemeenten wordt dan nauwelijks benut.

Omgekeerd heeft schatten in termen van bijstandsuitgaven per inwoner het gevolg, dat alle gemeenten ongeveer hetzelfde gewicht in de schattingen krijgen. Dit doet geen recht aan het grotere belang van grote gemeenten. Een fout van 1% in de bijstandsuitgaven per inwoner is voor Amsterdam ingrijpender dan een zelfde procentuele fout in Schiermonnikoog. Dit geldt temeer daar bekend is dat toevalsfactoren bij kleine gemeenten een sterkere rol spelen, zodat de statistische informatie van kleinere gemeenten minder betrouwbaar is.

² Dit hangt af van de specifieke waarden van de verklarende variabelen, er kan ook sprake zijn van een gunstig verdeel-effect.

³ Ter indicatie: bij 100% budgetteren is het gemiddelde herverdeel-effect voor alle gemeenten vrijwel gelijk aan nul. Het herverdeel-effect voor de totale groep kleine gemeenten is 0,1% positief, voor grote gemeenten 0,03% negatief. Bij 25% budgetteren resulteren voor beide groepen licht positieve totale herverdeel-effecten, doordat negatieve risico's afgekapt zijn en voor rekening van het Rijk komen. Bij kleine gemeenten gaat het om 1% van het budget, bij grote gemeenten om een kwart procent.

Om deze redenen is uiteindelijk gekozen voor een specificatie in termen van bijstandsuitgaven per inwoner, maar wordt bij het schatten een groter gewicht toegekend aan bijstandsuitgaven per inwoner van grote gemeenten.

Er blijft uiteraard gelden dat storingen zowel bij grote als bij kleine gemeenten gemiddeld genomen vrijwel gelijk aan nul zijn.

Conclusie

Aldus is de methode gehanteerd dat het uitgebreide, technisch geavanceerde verklaringsmodel is vereenvoudigd tot een dwarsdoorsnede model in termen van niveaus. Dit model is vervolgens nader ontwikkeld, door te analyseren of bestaande variabelen op enigerlei wijze problematisch waren en aanvullende variabelen van belang zouden blijken. In het volgende onderdeel over de variabelen is uiteengezet op welke wijze deze analyse van variabelen geleid heeft tot een model, dat zo goed als mogelijk voldoet aan de eisen die aan een verdeelmodel gesteld worden.

3.2 Verzamelen en actualiseren van de dataset

In het onderzoek is in eerste instantie uitgegaan van de variabelen, die in het paneldata model waren opgenomen. Deze variabelen zijn geactualiseerd en met terugwerkende kracht tot 1994 heringedeeld op basis van de gemeentelijke indeling van 1999.⁴ Daarnaast is de dataverzameling aangevuld met aanvullende objectieve factoren die mogelijk een rol moeten spelen in het verdeelmodel.

De afhankelijke variabele voor het basismodel is, zoals hiervoor reeds is aangegeven, de bijstandsuitgaven per inwoner tussen de 20 en 64 jaar. De bijstandsuitgaven zijn uitgedrukt in duizenden guldens en de informatie is geleverd door het ministerie van SZW. De verklarende variabelen die in het model gebruikt zijn (of uitgetoetst zijn), zijn zoveel als mogelijk gedefinieerd in percentages.

Naast het basismodel zijn ook modellen geconstrueerd (met in principe dezelfde verklarende variabelen) voor ruimer gedefinieerde bijstandsuitgaven per inwoner, namelijk:

- De bijstandsuitgaven per inwoner vanaf 20 jaar inclusief inwoners vanaf 65 jaar, en

⁴ Zoals in paragraaf 3.1 gemeld is, is uiteindelijk een dwarsdoorsnede model geconstrueerd. Indien op enig moment toch weer teruggevallen zou worden op de paneldata methode, dan is een speciaal geschreven programma beschikbaar dat herindelingen met terugwerkende kracht kan simuleren.

- De totale bijstandsuitgaven, ofwel de som van de bijstandsuitgaven per inwoner vanaf 20 jaar, uitkeringen aan mensen in een inrichting, uitkeringen aan zelfstandigen, de Ioaw en de Ioaz.

De objectieve factoren die gebruikt zijn in het model zijn afkomstig van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS), het ministerie van Volkshuisvesting, Ruimtelijke Ordening en Milieubeheer (VROM) en het Landelijk Instituut Sociale Verzekeringen (LISV).

Voor de precieze definities van de variabelen en hun bronnen verwijzen wij naar Appendix 1.

De objectieve factoren kunnen verdeeld worden in verschillende groepen kenmerken. Allereerst staan de demografische kenmerken beschreven. Vervolgens worden inkomenskenmerken, centrumfunctiekenmerken en regionale effecten, en arbeidsmarktkenmerken genoemd.

3.2.1 Demografische kenmerken

3.2.1.1 Etniciteit

Het verklaringsmodel bevatte niet-Nederlanders als variabele. Deze factor werd onder meer vanuit de Tweede Kamer en in regionaal overleg met de Vereniging Nederlandse Gemeenten als onbevredigend ervaren. In het bijzonder is gewezen op de effecten van de nieuwe Vreemdelingenwet. Om die reden is gezocht naar een meer passende maat voor de effecten van (de instroom van) allochtonen op de bijstandsnood. Een extra reden is dat het verdeelmodel rekening moet houden met bijstandsuitgaven voortvloeiend uit de categorie mensen met een onvolledige Aow. Het betreft hier vooral oudere allochtonen die onvoldoende Aow-recht hebben opgebouwd. Ook hiervoor is 'niet-Nederlander' een te ruwe indicatie.

De effecten van de nieuwe Vreemdelingenwet wordt eigenlijk het beste ondervangen door data over statushouders, maar het is niet mogelijk om deze data te krijgen. Op basis van het vijfde criterium is deze variabele derhalve niet opgenomen.

Over de VVTV-ers zijn wel gegevens beschikbaar. VVTV-ers zijn asielzoekers die een voorwaardelijke vergunning tot verblijf krijgen omdat ze niet in aanmerking komen voor een A-status en vergunning tot verblijf, maar niet teruggestuurd kunnen worden naar het land van herkomst. Omdat in de toekomst alle statushouders onder één groep vallen, is besloten om deze variabele niet op te nemen.

Statistische informatie die wel beschikbaar en in principe bruikbaar is als alternatief voor 'niet-Nederlanders' valt te vinden in de data over allochtonen van de 1^{ste} en 2^{de} generatie (waarbij een

persoon tot de allochtonen gerekend wordt als tenminste één ouder in het buitenland is geboren).⁵

Beide generaties zijn opgenomen geweest in het model, maar geen van de generaties is in het model gebleven. De reden is dat de coëfficiënten van de 1^{ste} en 2^{de} generatie niet plausibel zijn: meer allochtonen zouden een lager budget per inwoner genereren.⁶ Het tweede criterium, transparantie, wordt daardoor geschaad. Overigens is het aantal allochtonen van de 2^{de} generatie dat tenminste 20 jaar oud is relatief klein. Dit leidt tot een weinig betrouwbaar te meten effect.

In het model voor bijstandsuitgaven voor de bevolking boven de twintig jaar (inclusief bijstandgerechtigde ouderen) is bij de betreffende verklarende variabele allochtonen van de 1^{ste} generatie ook de groep ouder dan 65 jaar meegenomen. Het effect ervan is wisselend in de grotere en de kleinere gemeenten. Vanwege dit onduidelijke effect is deze factor niet opgenomen in het model voor als de bijstandsuitgaven voor inwoners boven de twintig.

Ook is in dit model gekeken naar de invloed van alleen de factor allochtonen boven de 65 jaar. In het model voor bijstand in ruime zin zou verwacht worden dat er een positief verband was met de bijstandsuitgaven per inwoner. Deze variabele had echter niet het verwachte positieve effect en was bovendien nauwelijks van invloed op de voorspelling. Derhalve is ook deze variabele niet opgenomen in het uiteindelijk geformuleerde model.

3.2.1.2 Echtscheidingen, eenouderhuishoudens en mortaliteit

Echtscheidingen

Echtscheidingen leiden vaak tot een beroep op de bijstand. Om deze reden is de factor nieuw gescheiden vrouwen in het eerdere paneldata model gehanteerd als relevante variabele voor de verklaring van de bijstand. Het percentage nieuw gescheiden vrouwen is het totaal aantal vrouwelijke inwoners dat dit jaar van echt scheidde als percentage van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar.

Opname van deze variabele in het model geeft weliswaar het verwachte positieve effect, maar leidt tot minder plausibele effecten van andere variabelen. Dit valt toe te schrijven aan een hoge correlatie met de in het model nieuw opgenomen factor eenouderhuishoudens, die van groter

⁵ Voor een meer uitgebreide definitie van allochtonen 1ste en 2de generatie verwijzen we naar Appendix 1.

⁶ Een verklaring kan zijn dat een reeds aanwezige variabele, het percentage lage inkomens, het effect van allochtonen reeds incorporeert. Wegens onderlinge samenhang kunnen dit soort implausibele effecten ontstaan.

belang blijkt voor de verklaringsgraad en de herverdeeeffecten. Vanwege dit zwaardere effect is gekozen voor de factor eenouderhuishoudens om in het model op te nemen (zie onder). Vanwege de samenhang mag worden aangenomen dat ze het effect van nieuw gescheiden vrouwen goeddeels incorporeert.

Alleenstaanden en eenouderhuishoudens

Het aantal alleenstaanden en eenouderhuishoudens is in het model geanalyseerd, omdat de vaste kamercommissie van SZW in het algemeen overleg over FWI deze factor zeer relevant achtte. Er wordt een positief verband verwacht tussen de mate waarin de bevolking uit alleenstaanden bestaat, en de bijstandsnood. De Gemeentelijke Basisadministratie levert informatie over gezinnen maar slechts ten dele informatie over huishoudens. Met name de informatie over het daadwerkelijke aantal alleenstaanden ontbreekt. Om toch een idee van het aantal alleenstaanden en het aantal eenouderhuishoudens per gemeente te krijgen, is een schatting gemaakt van dit aantal met gebruikmaking van informatie uit de jaarlijkse huishoudenstatistiek. De cijfers die gebruikt zijn bij het onderzoek zijn de aantallen gedeeld door de inwoners tussen de 15 en 64 jaar.

De factor alleenstaanden blijkt in het model statistisch gezien een negatief effect te hebben op de bijstandsuitgaven per inwoner, zowel bij kleine als bij grote gemeenten. Dit is weinig plausibel. Om deze reden is deze variabele niet opgenomen in het model. Daartegenover staat de opname van de factor eenouderhuishoudens in het model. De invloed van deze factor is plausibel (positief), statistisch significant, en heeft duidelijk matigende invloed op de herverdeeeffecten.

Gemiddelde woningbezetting

Een andere factor die wat zegt over het aantal alleenwonende alleenstaanden is de gemiddelde woningbezetting. Deze is eveneens naar voren gekomen in het algemeen overleg over FWI. Indien eveneens de factor alleenstaanden opgenomen zou zijn, zou gelijktijdige opname van de gemiddelde woningbezetting door de sterke onderlinge correlatie een vertoebelend statistisch effect hebben. Het blijkt echter dat opname van de gemiddelde woningbezetting tot plausibeler resultaten leidt (lage woningbezetting leidt tot hogere bijstandsuitgaven per inwoner) dan opname van alleenstaanden, zij het dat dit alleen bij de groep kleine gemeenten het geval is. Ook de herverdeeeffecten worden hierdoor enigszins gematigd. Om deze redenen is de variabele opgenomen in het model voor kleine gemeenten.

Gezondheid

Gezondheidsproblemen kunnen de achtergrond vormen voor een beroep op de bijstand. Een objectieve en beschikbare maat voor gezondheid in gemeenten is niet direct voorhanden. De gegevens uit de gezondheidsenquête zijn gebaseerd op een steekproef van 4000 personen. Er is derhalve geen betrouwbaar beeld op gemeenteniveau beschikbaar. Er is wel een indirecte maat-

staf, relatieve mortaliteit (de mortaliteit per gemeente ten opzichte van heel Nederland). Deze variabele bleek een tegenstrijdig effect voor kleine en grote gemeenten te hebben, in plaats van een significant positief effect. Derhalve is de relatieve mortaliteit niet opgenomen in het uiteindelijke model.

Sociale huurwoningen

In het verklaringsmodel speelde het percentage huurwoningen een rol. Een betere indicatie van de sociale structuur van een gemeente wordt gegeven door het percentage sociale huurwoningen. De twee variabelen zijn met elkaar vergeleken en beoordeeld op hun bijdrage aan plausibiliteit en verdeel-effecten. Het percentage sociale huurwoningen en het percentage huurwoningen hebben bij kleine gemeenten een vergelijkbaar statistisch effect. Omdat het percentage sociale huurwoningen een sterker verband zal hebben met de sociale structuur van gemeenten en om die reden een plausibeler belang toegedicht wordt, is er voor gekozen deze variabele op te nemen in plaats van het percentage huurwoningen. Het is vervolgens gebleken dat deze variabele bij kleine gemeenten wel een relevant effect in de verwachte richting heeft, maar bij grote gemeenten niet. Om deze reden is de variabele alleen bij kleine gemeenten opgenomen.

Daklozen, psychiatrische patiënten, kunstenaars en maatschappelijke opvang

De vaste kamercommissie SZW hecht er belang aan dat de betekenis van het aantal daklozen, psychiatrische patiënten en kunstenaars in het model opgenomen wordt. Op het moment van het schrijven van dit rapport is er echter geen zekerheid of de basisinformatie vrijgegeven zal worden voor het actualiseren van het model en of het materiaal aan de betrouwbaarheidseisen voor een operationeel verdeelmodel voldoet. Op basis van het vijfde criterium, beschikbaarheid van betrouwbare informatie voor alle gemeenten, kunnen de betreffende factoren dus niet in het model worden opgenomen. Het is mogelijk dat in de toekomst gezien wordt of over de zeer gevoelige factor maatschappelijke opvang betrouwbare gegevens beschikbaar gesteld kunnen worden voor het actualiseren van het model.

Jongeren

Waarom er voor bepaalde groepen jongeren een positief of negatief verband met de bijstand moet zijn, is niet direct evident. In het verklaringsmodel bleek echter dat de leeftijdsopbouw van de bevolking een factor was die de bijstandsnood mede kon verklaren. In het verdeelmodel dat gebaseerd is op een dwarsdoorsnede schatting is dit minder pregnant het geval. De leeftijdsopbouw wordt gerepresenteerd door het percentage 15 tot en met 19 jarigen en het percentage 25 tot en met 29 jarigen.

Een stijging van het aantal jongeren in de leeftijdsklasse 15 – 19 jaar gaat in grote gemeenten gepaard met een daling van de bijstandsuitgaven per inwoner. Dit wordt, mede op basis van het feit dat deze categorie niet in aanmerking komt voor de bijstand, plausibel geacht. Voor

kleine gemeenten werd een licht positief verband tussen het percentage jongeren in deze categorie en de bijstandsuitgaven per inwoner gevonden. Dit wordt niet plausibel geacht en is om die reden geen factor in het verdeelmodel. De reden waarom in dit geval een variabele, die bij kleine en grote gemeenten een tegengesteld effect heeft, niet is komen te vervallen in beide gemeenten, is dat ze een duidelijk dempende invloed heeft op de verdeeleeffecten bij grote gemeenten.

De andere leeftijdsvariabele is in het eerdere onderzoek ten behoeve van het verklaringsmodel gespecificeerd om de bijzondere positie van studentensteden te modelleren. Studentensteden hebben een relatief hoog percentage inwoners in de leeftijdsklasse 25 – 29 jaar. Deze groep heeft in het algemeen de studie afgerond maar nog niet altijd werk gevonden (of rond de studie af met een bijstandsuitkering in plaats van een beurs). Een hoger percentage 25 tot 29 jarigen leidt tot hogere bijstandsuitgaven in kleine en (in sterkere mate) grote gemeenten.

3.2.2 Inkomenskenmerken

Een kernvariabele in het model betreft het percentage lage inkomens. Dit is het percentage personen met een inkomen tussen de 12.900 en 25.500 gulden (de decielen 2 - 4 van de landelijke inkomensverdeling).

De factor lage inkomens blijkt een grote invloed te hebben op de bijstandsuitgaven per inwoner. Dat is al de ervaring van eerder onderzoek en wordt in dit onderzoek nog eens bevestigd. Hoe hoger het percentage lage inkomens, des te meer bijstandsuitgaven per inwoner in een gemeente.⁷ De variabele heeft een duidelijke invloed op het matigen van de herverdeeleeffecten.

Het percentage zelfstandigen was een factor in het verklaringsmodel van het eerdere onderzoek. Het is niet bij voorbaat evident wat voor een effect bij deze variabele verwacht zou moeten worden. Er werd een negatief verband verwacht omdat zelfstandigen minder snel dan werknemers een beroep zouden doen op de bijstand (overigens werd in het verklaringsmodel nog geen rekening gehouden met de loaz). De factor blijkt in het dwarsdoorsnede model een van teken wisselend en statistisch niet significant effect in kleine en grote gemeenten te hebben en draagt niet duidelijk bij aan de verklaring van de bijstandsnood. Om deze redenen is het percentage zelfstandigen niet opgenomen in het verdeelmodel.

⁷ Overigens moet vermeld worden dat deze variabele zelf mede afhangt van het beroep op de bijstand en dus met een zekere beperking voldoet aan de eisen, die aan het verdeelmodel worden gesteld. Statistisch valt dit te onderzoeken door een toets uit te voeren op 'exogeniteit'. Dit is onderzocht in het rapport 'Berekende bijstand in model' (1998). Op grond van de statistische overwegingen is besloten de betreffende variabele als exogeen te kenmerken en in het model te handhaven.

3.2.3 Centrumfunctiekenmerken, stedelijkheid en regionale effecten

Klantenpotentieel

Het klantenpotentieel is het aantal klanten dat een woonkern aantrekt uit alle kernen binnen een straal van zestig kilometer. Deze variabele speelt een rol in het Gemeentefonds en was opgenomen in het verklaringsmodel. Gemeenten met een groot klantenpotentieel wordt een centrumfunctie toegedicht, die ook van invloed zou zijn op het aantrekken van kwetsbare groepen en derhalve positief zou bijdragen aan de bijstandsnood. Het klantenpotentieel is uitgebreid onderzocht, onder meer om het samenspel met de factor 'bevolking', die eveneens in het model zit, te bezien. Uiteindelijk is het klantenpotentieel niet opgenomen in het verdeelmodel. De variabele heeft een sterke correlatie met de bevolking (de correlatiecoëfficiënt is 0,98; zie de correlatiematrix in Appendix 1). Daarnaast is de definitie van klantenpotentieel minder transparant, en meer voor discussie vatbaar, dan de variabele bevolking.⁸ Hoewel het statistische effect van opname van de variabelen klantenpotentieel dan wel bevolking niet sterk uiteenloopt, zijn de grotere objectiviteit van de variabele bevolking en de iets gematigder verdeel effecten daarvan de redenen om deze variabele op te nemen, ten koste van klantenpotentieel.

Omgevingsadressendichtheid

De omgevingsadressendichtheid is eveneens uitvoerig onderzocht. Ze beoogt de mate van concentratie van menselijke activiteiten (wonen, werken, schoolgaan, winkelen, uitgaan, etc.) weer te geven. Deze maatstaf vormt de basis voor de indeling van gemeenten naar stedelijkheid. De gedachte is dat een grotere mate van stedelijkheid ook tot grotere bijstandsdruk zou leiden.

Deze factor is op drie verschillende manieren opgenomen geweest in het model. Eerst als ruwe factor, daarna als factor met de klassenindeling en tot slot als factor met klassenindeling als dummy. De als ruwe factor opgenomen in het model heeft niet het verwachte positief significante effect. Dezelfde factor ingedeeld in klassen heeft in het model zelfs niet het verwachte teken. De factor als dummy heeft wel het verwachte teken, maar omdat de dummy sterke correlatie vertoont met onder andere eenouderhuishoudens en daardoor het zicht op het effect van deze van groter belang zijnde variabele vertroebelt, is besloten om de dummy buiten het model te houden.

Gemiddelde WOZ

De gemiddelde WOZ staat voor de gemiddelde taxatiewaarde per gemeente. Ook deze factor is van buiten gesuggereerd als van belang zijnde ter verklaring van de bijstandsdruk: gemeenten met een hoge gemiddeld WOZ zouden tevens welvarende gemeenten zijn met weinig bijstand-

⁸ In een van de gesprekken met gemeenten kwam naar voren dat klantenpotentieel zelfs als onrechtvaardige verdeelfactor wordt beschouwd.

snood. Daar tegenover staat dat de taxatiewaarde in de Randstad, en in grote steden als Amsterdam, wellicht weer relatief hoog is, zodat er enige twijfel bestaat over het te verwachten effect.

Deze factor is uiteindelijk niet opgenomen in het verdeelmodel, omdat deze in de geschatte modellen een wisselend en daarmee vaak moeilijk interpreteerbaar effect had. Ook zorgde deze factor ervoor dat de herverdeeeffecten groter waren dan gewenst. De betrouwbaarheid van deze variabele is ook niet boven twijfel verheven, omdat ze niet jaarlijks opnieuw gemeten wordt. Er vindt slechts één keer in de vijf jaar een nieuwe waardering van onroerend goed plaats. De beschikbare gegevens hebben betrekking op 1999, deze gegevens zijn gebruikt voor 1998. De resulterende meetfout is waarschijnlijk kleiner dan de meetfout die ontstaat door de onregelmatige periodieke herijking van de WOZ.

Aantrekkingskracht grote steden

Vanuit de vier grote steden is aangegeven dat ze een bijzondere bijstandslast dragen door de aantrekkingskracht op nieuwkomers. Empirisch blijkt echter niet dat de G-4 gebukt gaan onder onverklaarbaar grote verdeeleeffecten, indien de verdeeleeffecten voor 1998 gesimuleerd worden.⁹ Blijkbaar zijn er termen in het model, zoals lage inkomens, sociale huurwoningen, werkloosheid en eenouderhuishoudens, die de problematiek van grote steden al voldoende ondervangen. Bovendien bevat het model een schaalfactor, namelijk de bevolking, die ervoor zorgt dat grotere gemeenten een iets hoger bedrag per inwoner krijgen ter compensatie van de bijstandsdruk.

Ook andere specifiek regionale factoren kunnen een rol spelen, zoals ligging in een bepaald deel van het land, nabij een grens of rivier, in een sterke of zwakke regio etc.. Deze factoren zijn niet als variabele ('dummy', in het jargon) opgenomen, omdat regionale verschillen geen objectieve factor worden geacht voor de bepaling van het budget. Er zullen bij een statistisch verdeelmodel altijd verschillen tussen bepaalde groepen gemeenten bestaan, bijvoorbeeld een groep nabijgelegen gemeenten die beneden het gemiddelde 'scoort', of een provincie die beneden het gemiddelde scoort. Voor zulke gemeenten ligt het dan voor de hand om specifieke, niet in het model opgenomen regionale factoren als verklaring te zoeken, en er zullen altijd zulke verklaringen aangevoerd kunnen worden. Wij achten het niet zinvol om dit in een model op te nemen, omdat daarmee vervolgens weer een andere groep geografisch verwante gemeenten geconstrueerd kan worden waarvoor wederom geldt dat deze beneden het gemiddelde scoort.

Overigens is wel onderzocht of de provinciale verschillen in verdeeleeffecten groot zijn, waarbij geconcludeerd werd dat provinciale verschillen statistisch gezien onvoldoende redenen waren om daarmee in het model rekening te houden.

⁹ Hierbij moet in acht genomen worden dat bij feitelijke implementatie gebudgetteerd wordt voor een later jaar op basis van een zo recent mogelijke verzameling van gegevens over gemeenten.

3.2.4 Arbeidsmarktkenmerken

Gemeentelijke werkgelegenheid

Deze variabele meet het totaal aantal banen van werknemers per gemeente. De gegevens zijn afkomstig uit de Enquête Werkgelegenheid en Lonen. Dit is een grootschalige enquête onder bedrijven naar arbeid en beloning van werknemers.

Het CBS heeft in 1999 de beheerders van het gemeentefonds geadviseerd deze variabele niet op te nemen als factor bij de berekeningen voor de uitkeringen uit het Gemeentefonds. De reden voor dit negatieve advies is dat de uitkomsten op gemeenteniveau, en dan met name voor de kleinere gemeenten, een relatief grote onnauwkeurigheid hebben. Gezien het advies van het CBS en door de slechte resultaten van deze factor in de modelanalyse (criteria 1, 2 en 5) is besloten deze factor niet op te nemen.

Regionale werkgelegenheid

De werkgelegenheidsindicator die in principe wel geschikt geacht wordt voor gebruik in een verdeelmodel is het aantal banen per RBA uit de Enquête Werkgelegenheid en Lonen. Op dat regionale niveau zijn de data zeer robuust. De variabele regionale werkgelegenheid is uiteindelijk niet opgenomen in het model, omdat deze niet het verwachte negatieve effect had (aannemelijk zou zijn dat een sterke arbeidsmarkt in de omgeving tot een mindere bijstandsdruk zou leiden).

De factor handel en horeca, die uit hetzelfde databestand ontleend wordt, was eerder in het verklaringmodel opgenomen, met als reden dat de betreffende sector een goede indicatie geeft van de toegankelijkheid tot de arbeidsmarkt. De sector biedt een laagdrempelige uitweg uit de bijstand en zou derhalve een negatief effect op de bijstandsdruk hebben. Dit blijkt ook in het uiteindelijke verdeelmodel het geval te zijn, waarbij de factor bijdraagt aan het matigen van de verdeel-effecten. Derhalve is hij in het model gehandhaafd.

Omdat in eerder onderzoek is gebleken dat opname van andere bedrijfstakken geen bijdrage in nadere verklaring van het beroep op de bijstand oplevert, is de sector handel en horeca de enige specifieke bedrijfstak die is opgenomen. In een dwarsdoorsnede model is overigens op grond van een veel geringer aantal waarnemingen de mogelijkheid om de arbeidsmarkt in detail te specificeren niet aanwezig.

Werkloosheid en duur

Het werkloosheidspercentage heeft naar verwachting een sterke samenhang met de bijstandsnood in een gemeente. Op grond van de beschikbaarheid van gegevens is het werkloosheidspercentage op RBA-niveau het uitgangspunt voor de analyse. Dit is opgenomen in het uiteinde-

lijke verdeelmodel omdat het, net als in eerder onderzoek, inderdaad de verwachte grote (positieve) invloed heeft op de bijstandsuitgaven per inwoner.

De geregistreerde werkloosheid naar duur van inschrijving per RBA geeft aan hoe structureel arbeidsmarktproblemen op lokaal niveau zijn. De duur van de werkloosheid is niet bekend voor de werkloze beroepsbevolking, maar er zijn wel cijfers voor de geregistreerde werklozen. Deze aantallen geregistreerde werklozen zijn uitgesplitst naar duur van inschrijving bij het arbeidsbureau. Toch zijn er een paar dataproblemen. Als eerste kennen de aantallen geregistreerde werklozen per RBA een relatief grote onnauwkeurigheid door het steekproefkarakter van het onderzoek. De nauwkeurigheidsmarge bedraagt ongeveer 10 procent. Om deze reden publiceert het CBS de aantallen afgerond op duizendtallen. In cellen met minder dan 2000 geregistreerde werklozen worden de aantallen niet gepubliceerd omdat de gegevens daar onvoldoende betrouwbaar worden geacht. In dit onderzoek zijn de ontbrekende waarden derhalve noodgedwongen op nul gesteld. De data zijn geschaald door te delen door de totale bevolking tussen de 15 en 64 jaar om consistentie te krijgen met de overige variabelen. Per saldo blijkt de resulterende factor geen invloed te hebben op de bijstandsuitgaven per inwoner. Daarom is besloten om deze factor niet op te nemen in het uiteindelijke model: aan criteria 1, 3 en 5 is niet voldaan.

In het algemeen overleg FWI kwam naar voren dat men graag het aantal bijstandsgerechtigden naar bijstandsduur als objectieve factor zag. Deze factor voldoet niet aan het criterium dat hij onafhankelijk dient te zijn van het lokale bijstandsbeleid. Desondanks is overwogen om, ter overweging, deze variabele toch in een modelvariant op te nemen. Het probleem met deze factor is dat de gemeenten toestemming moeten geven, omdat het CBS geheimhouding heeft beloofd aan de gemeenten. Deze toestemming moest voor 1 september 2000 gegeven worden, maar was niet op tijd. Ook hierom wordt de betreffende factor vooralsnog niet opgenomen.

Ook de instroom in de bijstand werd als factor genoemd. Wederom valt op grond van het criterium dat deze factor mede door lokaal gevoerd (poortwachters)beleid te beïnvloeden, is te argumenteren dat hij niet in een objectief verdeelmodel thuis hoort. Bij actualisatie van het model zouden deze factoren wel opgenomen kunnen worden, mits alle gemeenten toestemming aan het CBS geven om de cijfers vrij te geven voor het specificeren van het verdeelmodel, en mits de beleidsmakers menen dat de factoren voldoende onafhankelijk zijn van gevoerd beleid om te kwalificeren als objectieve factor.

Het aandeel uitkeringsgerechtigden zonder arbeidsplicht boven de 57½ jaar is geprobeerd bij de actualisatie van het model en had niet het verwachte positieve effect. De variabele is derhalve niet opgenomen.

De 'concurrentie' van de bijstand met andere uitkeringssituaties is ondervangen door het opnemen van het percentage arbeidsongeschikten. Bij kleine gemeenten speelt deze variabele geen rol van betekenis. Bij grote gemeenten is er echter een duidelijk negatief effect meetbaar: meer arbeidsongeschiktheid leidt tot lagere bijstandsdruk. Blijkbaar is er tot op zekere hoogte sprake van communicerende vaten, en bevat de WAO groepen uitkeringsgerechtigden die zonder het bestaan van de WAO snel in de bijstand zouden komen.

Deeltijdwerk

Het percentage parttimers in de werkgelegenheid is een belangrijke indicatie van de toegankelijkheid van de arbeidsmarkt. Twee deelgroepen parttimers zijn uitgeprobeerd: 12 tot 19 uur en 20 tot 34 uur. De laatste groep had geen duidelijke invloed op de bijstandsdruk en is derhalve niet opgenomen. De eerste groep blijkt wel een significant effect te hebben, waarbij echter een groter aandeel mensen met kleine deeltijdbanen gepaard gaat met een hogere bijstandsdruk. Dit valt slechts te verklaren, indien het personen betreft die ook (een gedeelte van het jaar) in een bijstandssituatie verkeren. Omdat de variabele een duidelijke bijdrage levert aan het matigen van de verdeeleeffecten, en omdat de verklaring van de richting van het gevonden effect niet te gezocht is, is besloten om deze variabele in het model op te nemen.¹⁰

Opleiding

Een andere nieuwe objectieve factor die een rol kan spelen bij het beïnvloeden van de bijstandsuitgaven per inwoner is de factor lage opleidingen. De lage opleidingen zijn in vier groepen onderverdeeld, namelijk (1) basisonderwijs, (2) MAVO en VBO, (3) VBO en basisonderwijs en (4) VBO. Alle vier de groepen zijn uitgeprobeerd in het model, zowel afzonderlijk als in onderlinge combinaties. Het te verwachten effect van de factor zou zijn dat de bijstandsuitgaven per inwoner zouden stijgen als een inwoner een lage opleiding zou hebben. Dit effect is bij het schatten niet naar voren gekomen. Om deze reden zijn de lage opleidingen niet opgenomen in het verdeelmodel.

Arbeidsongeschikten

In het verleden zijn veel werknemers met een kwetsbare arbeidsmarktpositie in de arbeidsongeschiktheidsregelingen terechtgekomen. Een groot deel daarvan heeft de leeftijd van 65 jaar in 1998 nog niet bereikt. Vanwege hun arbeidsongeschiktheidsstatus worden deze mensen niet langer tot de beroepsbevolking gerekend. Zij zijn dus gevrijwaard van het werkloosheidsrisico en doen geen beroep op de bijstand. Wanneer veel inactieven een arbeidsongeschiktheidsuitkering ontvangen kan om deze reden het beroep op de bijstand lager zijn (arbeidsongeschiktheid als substituut voor bijstandsgerechtigd). Deze verwachting werd bevestigd in dit onderzoek

¹⁰ In de gesprekken die met gemeenten zijn gevoerd, werd door een gesprekspartner aangegeven dat sommige mensen met deeltijdwerk net te weinig verdienen en daardoor in aanmerking komen voor

voor de grotere gemeenten. Bij kleine gemeenten blijkt er geen duidelijk effect van arbeidsongeschiktheid op de bijstandsnood te zijn.

WW-ers met een maximale duur

De kans is groot dat werklozen die hun WW-uitkering verliezen omdat de maximale wettelijke uitkeringstermijn is verstreken, zich wenden tot de sociale dienst met het verzoek om een uitkering krachtens de Abw. De verwachting is dan ook dat een hoger aantal WW-beëindigingen van dit type leidt tot een hogere bijstandsuitgaven. De resultaten van de analyse bevestigen deze verwachting in beide gemeentegrootten.

3.3 Besluit

Na overweging van de verschillende criteria, die voor een verdeelmodel relevant zijn, is besloten om het geavanceerde maar complexe verklaringsmodel sterk te vereenvoudigen. Het resultaat is een transparant, lineair model dat geschat is op basis van de meest recente dwarsdoorsnede van data.

In dit hoofdstuk zijn onder andere de objectieve factoren besproken die gesuggereerd zijn door onder meer de vaste commissie van SZW en de VNG. Uit dit hoofdstuk komt naar voren dat bepaalde nieuwe objectieve factoren niet gebruikt kunnen worden in het model dat nu op tafel ligt. De redenen variëren van het hebben van een onbeduidend effect, een implausibel effect, een tegenstrijdig effect bij kleine en grote gemeenten, tot het niet beschikbaar zijn van betrouwbare data. De extra factoren die gesuggereerd zijn en wel opgenomen zijn in het model, zijn eenouderhuishoudens, gemiddelde woningbezetting, percentage deeltijdwerkers en percentage sociale huurwoningen.

4 Schattingsresultaten en herverdeeleffecten

In paragraaf 4.1 worden de schattingsresultaten en herverdeeleffecten van de bijstandsuitgaven tot 65 besproken, in paragraaf 4.2 de uitkomsten van de schattingsresultaten en herverdeeleffecten van de bijstandsuitgaven vanaf 20 jaar, in paragraaf 4.3 worden de schattingsresultaten en herverdeeleffecten van de totale bijstandsuitgaven tot 65 jaar besproken. Tot slot staan in paragraaf 4.4 de resultaten voor de totale bijstandsuitgaven voor inwoners vanaf 20 jaar.

4.1 Bijstandsuitgaven tot 65 jaar

In deze paragraaf komen de schattingsresultaten van de bijstandsuitgaven tot 65 jaar aan de orde voor gemeenten tot 60.000 inwoners en voor gemeenten vanaf 40.000 inwoners.

In Tabel 4/1 worden de geschatte coëfficiënten gepresenteerd voor gemeenten tot 60.000 inwoners en voor gemeenten vanaf 40.000 inwoners. Zoals hiervoor reeds is aangegeven is er gekozen voor een overlap voor gemeenten met inwoners tussen de 40.000 en 60.000 om veranderingen van herverdeeleffecten bij groei van de gemeenten of bij een herindeling te minimaliseren. In de tabel staan voor beide modellen de geschatte coëfficiënten.

Tabel 4/1 Schattingen bijstandsuitgaven per inwoner van 20-64 jaar. **Schattingen voor gemeenten tot 60.000 inwoners en vanaf 40.000 inwoners** voor het jaar 1998

Variabelen	Tot 60.000 inwoners Coëfficiënten	Vanaf 40.000 inwoners Coëfficiënten
Constante	-744.42	-2483.74
Bevolking	0.0020	0.0006
Percentage sociale huurwoningen	4.56	
Percentage lage inkomens	17.71	83.82
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar		-66.00
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar	23.63	44.73
RBA-werkloosheidspercentage	8.06	41.58
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA-niveau	31.39	47.35
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau	-24.90	-25.89
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar	236.52	223.22
Gemiddelde woningbezetting	-85.25	
Percentage arbeidsongeschikten		-44.59
Percentage WW-ers met maximale duur	244.23	424.10

De modellen voor kleine en grote gemeenten laten zich relatief goed interpreteren. Een aantal toelichtende opmerkingen is bedoeld voor nadere duiding van de modellen.

Bij de formulering van het model is geprobeerd om voor de twee groepen gemeenten zo veel als mogelijk dezelfde factoren mee te laten spelen. Dit is niet volledig gelukt: het blijkt dat kleine gemeenten en grote gemeenten met enkele specifieke verklarende factoren te maken hebben. Indien deze factoren meegenomen worden in de specificatie voor de andere groep gemeenten, leidt dat tot een slechtere interpretatie van de overige coëfficiënten, zonder een duidelijk betere verklaringskracht te genereren.

Voor de kleine gemeenten is de verklaringskracht minder goed dan voor de grote gemeenten. Dit zal hieronder blijken, zodra de verdeeffecten worden besproken.

Doordat de variabele 'bevolking' in het model is opgenomen, ontstaat een schaaleffect. Immers, de bijstand per inwoner stijgt als de bevolking toeneemt (zie ook het hoofdstuk met de simulaties). Dit kan geweten worden aan een grotere aantrekkingskracht op kwetsbare groepen in grotere gemeenten. Ook is het mogelijk dat kleine gemeenten een andere cultuur kennen, waarbij bijvoorbeeld sociale controle sterker aanwezig is en een remmend effect op de bijstandsvraag heeft.

Doordat bevolking een positief effect op de bijstand per inwoner heeft, ontstaat een (weliswaar klein) probleem bij het zevende criterium voor verdeelmodellen, dat ze bestand moeten zijn tegen gemeentelijke herindeling. Indien twee of meer gemeenten worden samengevoegd, dan zou de som der afzonderlijke gemeenten een zelfde budget moeten krijgen als de samengevoegde gemeente. Volgens het verdeelmodel dat hierboven gepresenteerd is, krijgt de samengevoegde gemeente meer dan de som der delen. Een fusie van Hengelo en Enschede zou bijvoorbeeld deze steden een groter gemeenschappelijk bijstandsbudget opleveren. Het effect is echter klein en bovendien geen reden voor klagen door de betrokken gemeenten. Het is bovendien verdedigbaar, omdat op termijn de samengevoegde gemeente ook dezelfde eigenschappen zal gaan vertonen als andere grote gemeenten, waaronder aantrekkingskracht op kwetsbare groepen en wellicht afname van sociale controle. Zoals in het vorige hoofdstuk reeds gemeld is, zijn alternatieve variabelen om dit schaaleffect in het model tot uiting te laten komen (zoals omgevingsdichtheid of klantenpotentieel) ongeschikt gebleken.

4.1.1 Herverdeeeffecten bij 100% objectief

In deze paragraaf wordt nader ingegaan op de residuen, hier gepresenteerd als 'hverdeeeffecten'¹¹. De verdeling van de gemiddelde procentuele afwijkingen tussen voorspelde en gerealiseerde bijstandsuitgaven voor het jaar 1998 (Tabel 4/1/1a) geeft een beeld van de mate waarin de empirische modellen passen bij de waargenomen variatie, binnen en tussen de gemeenten, van de bijstandsuitgaven.

Op basis van de boven samengevatte schattingen is voor elke gemeente berekend welk bijstandsuitgavenniveau wordt voorspeld door het model. Deze voorspelde uitgavenniveaus zijn vergeleken met de werkelijke bijstandsuitgaven. Het relatieve verschil kan worden aangeduid als het herverdeeeffect dat zou optreden indien de gemeente een bijstandsbudget zou hebben ontvangen gelijk aan de met het model voorspelde bijstandsuitgaven. Een negatief herverdeeeffect betekent dat de gemeente er op achteruit zou gaan en een positief effect betekent 'winst'.

'Winst' of 'verlies' wordt veroorzaakt door drie soorten factoren: beleidsfactoren, niet gemodelleerde gemeentespecifieke objectieve factoren en overige toevalsfactoren. Idealiter zijn de verdeeeffecten uitsluitend aan verschillen in beleid toe te schrijven. Deze pretentie heeft het verdeelmodel echter niet. De meest belangrijke objectieve factoren, die voor alle gemeenten een

¹¹ De gepresenteerde gegevens betreffen de afwijkingen tussen met behulp van het empirische model voorspelde bijstandsuitgaven en de waargenomen gerealiseerde bijstandsuitgaven. De 'hverdeeeffecten' zijn berekend voor een 100% objectief model. In werkelijkheid wordt 25% gebudgetteerd. Ook zal in werkelijkheid niet hetzelfde jaar worden gebruikt voor schatting van het model en bepaling van het budget: het model zal gebruikt worden om voor een later jaar budgetten te bepalen.

rol spelen, zijn gemodelleerd, maar het blijft mogelijk dat er specifieke gemeentelijke factoren en andere toevalsomstandigheden een rol spelen die gemeenten winst of verlies opleveren. Het model wordt van voldoende kwaliteit geacht om als uitgangspunt te dienen voor het budgetteren van de bijstand, maar zal nooit een perfecte maat zijn om de kwaliteit van lokaal beleid te meten. Met andere woorden: het model biedt geen absolute econometrische 'waarheid' over lokaal beleid, maar is wel een doelmatig instrument om een goede uitvoering van het bijstandsbeleid te belonen. Gemeenten met een relatief doelmatig bijstandsbeleid hebben een grotere kans in de plus te eindigen.

De verdeling van de over de periode 1998 genomen gemiddelden van de procentuele afwijkingen voor het model voor alle gemeenten en voor alleen de kleine gemeenten worden respectievelijk in Tabel 4/1/1a en Tabel 4/1/1b gepresenteerd. Omdat eerder geregeld gesteld werd, dat het moeilijker is de objectieve bijstandsnood in kleine gemeenten te modelleren, is een kolom toegevoegd met de gemiddelde bevolkingsomvang. Deze kolom bevestigt dat de grote uitschieters in de verdeeffecten vooral bij kleinere gemeenten gevonden worden. Tabel 4/1/1b bevestigt dit. De verdeeffecten voor de grote gemeenten worden in Tabel 4/1/1c gepresenteerd.

Tabel 4/1/1a Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor alle gemeenten

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	relatieve frequentie (in %)	gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, -60%	31	5.76	10100
- 60%, - 40%	37	6.88	21900
- 40%, - 30%	20	3.72	16600
- 30%, - 20%	41	7.62	17800
- 20%, - 15%	24	4.46	22300
- 15%, - 10%	39	7.25	21300
- 10%, - 0%	82	15.24	49100
0%, 10%	84	15.61	47400
10%, 15%	26	4.83	39100
15%, 20%	33	6.13	26400
20%, 30%	43	7.99	22200
30%, 40%	26	4.83	16700
40%, 60%	27	5.02	19800
60%, max%	25	4.65	11500
Totaal	538	100.00	29100

Tabel 4/1/1b Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor gemeenten tot 50.000 inwoners

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, -60%	31	6.46	10100
- 60%, - 40%	34	7.08	15300
- 40%, - 30%	18	3.75	11900
- 30%, - 20%	40	8.33	16700
- 20%, - 15%	23	4.79	16700
- 15%, - 10%	38	7.92	19300
- 10%, - 0%	59	12.29	20900
0%, 10%	67	13.96	22200
10%, 15%	21	4.38	20200
15%, 20%	30	6.25	16700
20%, 30%	41	8.54	20000
30%, 40%	26	5.42	16700
40%, 60%	27	5.62	19800
60%, max%	25	5.21	11500
Totaal	480	100.00	17800

Tabel 4/1/1c Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor gemeenten vanaf 50.000 inwoners

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
- 60%, - 40%	3	5.17	96000
- 40%, - 30%	2	3.45	58700
- 30%, - 20%	1	1.72	Pm ¹²
- 20%, - 15%	1	1.72	Pm
- 15%, - 10%	1	1.72	Pm
- 10%, - 0%	23	39.66	121500
0%, 10%	17	29.31	146900
10%, 15%	5	8.62	118700
15%, 20%	3	5.17	123500
20%, 30%	2	3.45	67500
30%, 40%			
40%, 60%			
60%, max%			
Totaal	58	100.00	122500

In Tabel 4/1/1a zien we dat de grootste afwijkingen zich voordoen bij gemiddeld genomen de kleinste gemeenten. Grote afwijkingen van meer dan 40 procent zijn gevonden in 120 gemeenten, ofwel 22 procent van de totale populatie gemeenten. Opmerkelijk is dat in 52 van deze 120 gemeenten de voorspelde uitgaven (veel) hoger liggen dan de gerealiseerde, deze (relatief kleine) gemeenten zouden dus 'winst' hebben, wanneer het herverdeelmiddel zou worden toegepast. Uit de tabel valt verder af te lezen dat in 54 procent van de gemeenten de gemiddelde herverdeeleeffecten tussen de plus en minus 20 procent liggen. Dit is het gebied waar uitgegaan mag worden van de gewenste prikkelwerking van budgettering.

In Tabel 4/1/1c komt naar voren dat de spreiding bij grote gemeenten duidelijk kleiner is dan de spreiding bij kleine gemeenten. De drie gemeenten met een groot negatief herverdeeleeffect (-60% tot -40%) zijn nog individueel beschouwd. Het blijkt om gemeenten te gaan, die op vrijwel alle factoren in het model relatief gunstig scoren. Dat wil zeggen, op basis van vrijwel alle objectieve factoren van het verdeelmodel mag een lage bijstandsdruk worden verwacht. Desondanks hebben de betreffende gemeenten relatief hoge bijstandsuitgaven. Hoewel het niet aannemelijk is dat gemeentelijk beleid tot een bovenmatige bijstandsdruk leidt die in de orde van 50% ligt,

¹² Omdat maar één gemeente in deze categorie valt, is hier in verband met de anonimiteit die in deze fase van het project nog wordt nagestreefd geen getal neergezet.

lijkt het niet onaannemelijk dat de betreffende gemeenten op grond van hun gunstige kenmerken een lager niveau van de bijstandsgaven moeten kunnen realiseren.¹³

Tabel 4/1/2 presenteert per gemeentegrootteklasse de gemiddelde absolute waarden van de herverdeeeffecten, zowel ongewogen (per gemeente) als gewogen (hetgeen meer informatie geeft over de totale verschillen in bijstandsuitgaven). Gemiddeld genomen is de absolute waarde van de herverdeeeffecten het grootst in de gemeenten met minder dan 25.000 inwoners, en het kleinst in de grote gemeenten. Het negatieve verband tussen de absolute waarde van de omvang van de herverdeeeffecten en de bevolkingsomvang ook binnen de gemeentegrootteklasse wordt aangetroffen.

Tabel 4/1/2 Ongewogen en gewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse in het jaar 1998 voor alle gemeenten

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)	Gemiddeld procentueel verschil, (gewogen)
0 tot 25.000	375	12.0%	32%	24%
25.000 tot 50.000	105	14.2%	16%	15%
50.000 tot 100.000	33	16.2%	11%	9%
100.000 tot 150.000	15	13.6%	13%	9%
Meer dan 150.000	10	44.0%	6%	3%
Totaal	538	100.0%	26%	9%

4.1.2 Herverdeeeffecten bij 25% objectief

In deze subparagraaf gaan wij ervan uit dat, overeenkomstig de wet, alleen de **negatieve** herverdeeeffecten begrensd zijn. De grens is het minimum van f15,- per inwoner en 15% van de geraamde bijstandsuitgaven. Dit om het risico van de gemeenten te beperken. De gemeenten lopen risico over het objectieve deel; het risico is dus over 25% van de geraamde bijstandsuitgaven, want de rest wordt gedeclareerd. Om te verduidelijken hanteren wij twee voorbeelden.

¹³ Uitdrukkelijk dient echter gemeld te worden dat dit onderzoek niet pretendeert individuele gemeenten stuk voor stuk te kunnen kwalificeren.

Cijfervoorbeeld 1:

Gemeente A heeft 100.000 inwoners en een budget van 5 mln. (i.e. 25% van de geraamde uitgaven). Het maximale risico voor deze gemeente bedraagt dan het minimum van f15,- per inwoner (f1,5 mln.) en 15% van het geraamde budget (f0,75 mln.). Dus het minimum van f1,5 mln. en f0,75 mln. is f0,75 mln.. Het maximale risico dat gemeente A loopt is f0,75 mln.. De werkelijke uitgaven van gemeente A zijn bijvoorbeeld f24 mln.; hiervan komt 25% ten laste van het budget; 25% van f24 mln. is f6 mln.. De gemeente krijgt maar f5 mln. en lijdt een verlies van f1 mln.. Het maximale risico dat gemeente A loopt is f0,75 mln.. Het Rijk zal een extra budget geven van f0,25 mln..

Cijfervoorbeeld 2:

Gemeente B heeft 100.000 inwoners en een budget van f12 mln. (i.e. 25% van de geraamde uitgaven). Het maximale risico voor deze gemeente bedraagt dan het minimum van f15,- per inwoner en 15% van het geraamde budget. Het minimum van f1,5 mln. en f1,8 mln. is f1,5 mln.. Het maximale risico dat gemeente B loopt is f1,5 mln.. De werkelijke uitgaven van gemeente B zijn f55 mln.; hiervan komt 25% ten laste van het budget; 25% van f55 mln. is f13,75 mln.. De gemeente krijgt een budget van f12 mln. en lijdt dus een verlies van f1,75 mln.. Het maximale risico dat gemeente B loopt is f1,5 mln.. Het Rijk zal f0,25 mln. extra als budget moeten geven aan gemeente B.

In Tabel 4/1/3 wordt het percentage en het aantal gemeenten weergegeven met een te hoog negatief herverdeeffect. Zoals valt te verwachten zijn er relatief meer kleine gemeenten met een te hoog herverdeeffect dan grote gemeenten. Bij de gemeente onder de G-10 die te maken heeft met een te negatief verdeeffect is de bron van begrenzing de vijftien gulden per inwoner. Het *procentuele* herverdeeffect voor de betreffende gemeente is bepaald niet extreem en zit ver van de afkapsels. Hetzelfde geldt voor de volgende grootste gemeente in de categorie van 100.000 tot 150.000 inwoners.

Tabel 4/1/3 Percentage en aantal gemeenten met te groot negatief herverdeeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse in het jaar 1998 voor alle gemeenten

Gemeente-grootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten
0 tot 25.000	40%	150
25.000 tot 50.000	16%	17
50.000 tot 100.000	24%	8
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	33%	180

4.2 Bijstandsuitgaven voor 20 jaar en ouder

In deze paragraaf komen de schattingsresultaten te staan voor de bijstandsuitgaven voor mensen vanaf 20 jaar, doch nog steeds zonder Ioaz, Ioaw e.d..¹⁴ In vergelijking met de beperkter gedefinieerde bijstandsuitgaven in de vorige paragraaf kan opgemerkt worden dat de meeste coëfficiënten in absolute waarde kleiner worden. Een uitzondering hiervan is het percentage inwoners tussen de 25 en 29 jaar bij grote gemeenten. In Tabel 4/2 worden de schattingsresultaten gegeven voor het verdeelmodel voor bijstandsuitgaven voor twintig jaar en ouder.

¹⁴ De belangrijkste aanpassing is de categorie 65-plussers die onvoldoende aow-recht heeft opgebouwd. Het is mogelijk dat de toename van deze categorie disproportioneel over gemeenten verdeeld is, waarbij grote gemeenten een stijgend aandeel voor hun rekening nemen. Een model dat op basis van een statistisch meest recent beschikbare verdeling over gemeenten budgetten voor een later jaar genereert, doet aan deze problematiek van grote steden geen recht. In hoeverre de verdeling van oudere (65+) bijstandsgerechtigden over gemeenten inderdaad aan een trendmatige verandering onderhevig is, kon binnen het kader van dit onderzoek niet worden uitgezocht.

Tabel 4/2 Schattingen bijstandsuitgaven per inwoner vanaf 20 jaar. **Schattingen voor gemeenten tot 60.000 inwoners en vanaf 40.000 inwoners** voor het jaar 1998

Variabelen	Tot 60.000 inwoners Coëfficiënten	Vanaf 40.000 inwoners Coëfficiënten
Constante	-766.29	-2276.25
Bevolking	0.0016	0.0005
Percentage sociale huurwoningen	3.98	
Percentage lage inkomens	12.78	59.48
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar		-38.36
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar	21.60	50.63
RBA-werkloosheidspercentage	7.22	38.83
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA-niveau	26.69	42.02
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau	-19.80	-18.18
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar	199.58	190.77
Gemiddelde woningbezetting	-19.04	
Percentage arbeidsongeschikten		-26.93
Percentage WW-ers met maximale duur	219.74	403.53

4.2.1 Herverdeeleffecten bij 100% objectief

Tabel 4/2/1a Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor alle gemeenten

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingssomvang
Min%, -60%	24	4.46	9100
- 60%, - 40%	35	6.51	16500
- 40%, - 30%	22	4.09	20200
- 30%, - 20%	39	7.25	20100
- 20%, - 15%	33	6.13	21000
- 15%, - 10%	34	6.32	23800
- 10%, - 0%	83	15.43	50000
0%, 10%	78	14.50	44200
10%, 15%	32	5.95	40800
15%, 20%	37	6.88	29200
20%, 30%	44	8.18	19700
30%, 40%	28	5.20	19000
40%, 60%	24	4.46	19300
60%, max%	25	4.65	11100
Totaal	538	100.00	29100

Tabel 4/2/1b Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor gemeenten tot 50.000 inwoners

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, - 60%	24	5.00	9100
- 60%, - 40%	34	7.08	14000
- 40%, - 30%	20	4.17	12900
- 30%, - 20%	36	7.50	16700
- 20%, - 15%	32	6.67	17000
- 15%, - 10%	33	6.88	21600
- 10%, - 0%	59	12.29	20000
0%, 10%	65	13.54	21300
10%, 15%	25	5.21	21100
15%, 20%	33	6.88	19300
20%, 30%	43	8.96	18300
30%, 40%	27	5.62	17800
40%, 60%	24	5.00	19300
60%, max%	25	5.21	11100
Totaal	480	100.00	17800

Tabel 4/2/1c Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor gemeenten vanaf 50.000 inwoners

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, - 60%			
- 60%, - 40%	1	1.72	Pm
- 40%, - 30%	2	3.45	93300
- 30%, - 20%	3	5.17	60600
- 20%, - 15%	1	1.72	Pm
- 15%, - 10%	1	1.72	Pm
- 10%, - 0%	24	41.38	123800
0%, 10%	13	22.41	158700
10%, 15%	7	12.07	111100
15%, 20%	4	6.90	111000
20%, 30%	1	1.72	Pm
30%, 40%	1	1.72	Pm
40%, 60%			
60%, max%			
Totaal	58	100.00	122500

In Tabellen 4/2/1a-c zien we wederom dat de grootste afwijkingen zich voordoen bij gemiddeld genomen de kleinste gemeenten. In Tabel 4/2/1a worden grote afwijkingen van meer dan

40 procent gevonden in 108 gemeenten, ofwel 20 procent van de totale populatie gemeenten. Opmerkelijk is dat in 49 van deze 108 gemeenten de voorspelde uitgaven (veel) hoger liggen dan de gerealiseerde, deze (relatief kleine) gemeenten zouden dus 'winst' hebben, wanneer het herverdeelmodel zou worden toegepast. Uit de tabel valt verder af te lezen dat in 247 (55 procent van de populatie) van de gemeenten de gemiddelde herverdeeeffecten tussen de plus en minus 20 procent liggen. In 161 gemeenten (30 procent van de populatie) liggen de gemiddelde relatieve afwijkingen binnen de marge van plus en minus 10 procent.

Tabel 4/2/2 Ongewogen en gewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse in het jaar 1998 voor alle gemeenten

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)	Gemiddeld procentueel verschil, (gewogen)
0 tot 25.000	375	11.9%	31%	23%
25.000 tot 50.000	105	14.2%	16%	15%
50.000 tot 100.000	33	16.2%	11%	9%
100.000 tot 150.000	15	13.6%	12%	9%
Meer dan 150.000	10	44.1%	7%	5%
Totaal	538	100.0%	26%	10%

4.2.2 Herverdeeeffecten bij 25% objectief

Tabel 4/2/3 Percentage en aantal gemeenten met te groot negatief herverdeeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse in het jaar 1998 voor alle gemeenten

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten
0 tot 25.000	38%	143
25.000 tot 50.000	19%	20
50.000 tot 100.000	24%	8
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	33%	176

Vergelijken we de tabellen uit deze paragraaf met die uit paragraaf 4.1 (bijstandsuitgaven per inwoner tot 65 jaar) dan valt op dat er toch wel wat verbeteringen zijn. In Tabel 4/2/1a zijn minder gemeenten die een afwijking meer dan 40% hebben tussen de voorspelde en de gerealiseerde

seerde Abw-uitgaven. De staarten in Tabel 4/2/1c hebben een iets gunstiger verloop dan de staarten in paragraaf 4.1. Het aantal gemeenten dat een te groot negatief herverdeeeffect heeft, is voor de bijstandsuitgaven tot 65 jaar iets hoger (180 in Tabel 4/1/3 ten opzichte van 176 indien ook ouderen worden meegenomen in het model). De gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven zijn in beide modellen even groot.

Concluderend kunnen we zeggen dat de resultaten van het verdeelmodel voor de bijstandsuitgaven per inwoner vanaf twintig jaar beter zijn dan de resultaten voor de bijstandsuitgaven per inwoner tot 65 jaar.

4.3 Resultaten voor bijstand tot 65 jaar, inclusief loaz e.d.

Indien een model wordt geschat voor de bijstandscategorieën, die in principe door beleid beïnvloedbaar zijn, dus de ruime bijstand tot 65 jaar, dan zijn de herverdeeeffecten het kleinst. De schattingsresultaten voor de coëfficiënten zijn weer vergelijkbaar met die van de voorgaande varianten en worden daarom niet apart gepresenteerd.¹⁵ Beleidsmatig is bepaald dat de bijstand inclusief 65-plussers gebudgetteerd gaat worden. Er bestaat echter belangstelling voor de vraag of budgetteren van bijstand in ruime zin zonder de beleidsresistente groep ouderen duidelijk verschillende verdeeeffecten oplevert. Het belangrijkste verschil ontstaat bij de middelgrote gemeenten (50.000 tot 100.000), waar nu 18% in plaats van 24% met een te sterk herverdeeeffect te maken heeft. Ter illustratie is de tabel van de vorige paragrafen met de aantallen gemeenten met te sterke verdeeeffecten hier voor de betreffende bijstandsdefinitie gepresenteerd.

¹⁵ Uiteraard zijn deze op verzoek beschikbaar.

Tabel 4/3/3 Percentage en aantal gemeenten met te groot negatief herverdeeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse in het jaar 1998 voor alle gemeenten

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten
0 tot 25.000	37%	140
25.000 tot 50.000	16%	17
50.000 tot 100.000	18%	6
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	31%	168

4.4 Resultaten voor de totale bijstandsuitgaven

Tot slot worden de resultaten voor de totale bijstandsuitgaven gepresenteerd. Met totale bijstandsuitgaven wordt de som bedoeld van bijstandsuitgaven vanaf twintig jaar (inclusief ouderen), uitkeringen aan mensen in inrichtingen, uitkeringen aan zelfstandigen, Ioaw en Ioaz. Worden deze schattingsresultaten vergeleken met de bijstandsuitgaven tot 65 jaar dan kan er gezegd worden dat de meeste factoren een wat kleinere invloed op de bijstandsuitgaven per inwoner hebben. De belangrijkste verandering doet zich bij de gemiddelde woningbezetting voor. De coëfficiënt van deze factor is van - 85 in Tabel 4/1 naar -18 gegaan (en is statistisch niet langer significant). Een andere factor die erg gedaald is, is het percentage eenouderhuishoudens. Deze coëfficiënt is van 236 in Tabel 4/1 naar 189 gedaald. Een paar factoren in het model beïnvloeden de totale bijstandsuitgaven sterker, bijvoorbeeld het percentage WW-ers met een maximale duur. De schattingsresultaten staan in Tabel 4/4.

Tabel 4/4 Schattingen totale bijstandsuitgaven per inwoner vanaf 20 jaar. **Schattingen voor gemeenten tot 60.000 inwoners en vanaf 40.000 inwoners** voor het jaar 1998

Variabelen	Tot 60.000 inwoners Coëfficiënten	Vanaf 40.000 inwoners Coëfficiënten
Constante	-737.92	-2216.51
Bevolking	0.0017	0.0006
Percentage sociale huurwoningen	4.02	
Percentage lage inkomens	13.70	63.12
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar		-41.49
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar	21.16	47.44
RBA-werkloosheidspercentage	8.14	37.81
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA-niveau	27.16	40.90
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau	-20.54	-17.78
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar	188.81	177.30
Gemiddelde woningbezetting	-18.50	
Percentage arbeidsongeschikten		-32.42
Percentage WW-ers met maximale duur	275.79	460.77

4.4.1 Herverdeeeffecten bij 100% objectief

Net als in de vorige paragrafen worden hier de herverdeeeffecten gepresenteerd. In grote lijnen verandert er weinig: de staarten in de verdeeeffecten worden bij kleine gemeenten nog iets dunner (ofwel het aantal extremen in de verdeeeffecten neemt verder af, al blijft het resterende aantal nog groot).

Tabel 4/4/a1 Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde totale bijstandsuitgaven in 1998 voor alle gemeenten

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	relatieve frequentie (in %)	gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, -60%	17	3.16	8200
- 60%, - 40%	26	4.83	17000
- 40%, - 30%	24	4.46	21200
- 30%, - 20%	38	7.06	20100
- 20%, - 15%	33	6.13	19800
- 15%, - 10%	37	6.88	27400
- 10%, - 0%	85	15.80	46800
0%, 10%	93	17.29	39800
10%, 15%	47	8.74	35600
15%, 20%	26	4.83	28600
20%, 30%	49	9.11	20600
30%, 40%	23	4.28	22400
40%, 60%	24	4.46	14700
60%, max%	16	2.97	9900
Totaal	538	100.00	29100

Tabel 4/4/1b Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde totale bijstandsuitgaven in 1998 voor gemeenten tot 50.000 inwoners

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, -60%	17	3.54	8200
- 60%, - 40%	25	5.21	13700
- 40%, - 30%	22	4.58	14700
- 30%, - 20%	35	7.29	16600
- 20%, - 15%	32	6.67	15700
- 15%, - 10%	35	7.29	22900
- 10%, - 0%	63	13.12	19600
0%, 10%	79	16.46	19400
10%, 15%	39	8.12	19600
15%, 20%	23	4.79	18900
20%, 30%	47	9.79	18600
30%, 40%	23	4.79	22400
40%, 60%	24	5.00	14700
60%, max%	16	3.33	9900
Totaal	480	100.00	17800

Tabel 4/4/1c Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde totale bijstandsuitgaven in 1998 voor gemeenten vanaf 50.000 inwoners

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
- 60%, - 40%	1	1.72	Pm
- 40%, - 30%	2	3.45	93300
- 30%, - 20%	3	5.17	60600
- 20%, - 15%	1	1.72	Pm
- 15%, - 10%	2	3.45	106900
- 10%, - 0%	22	37.93	124800
0%, 10%	14	24.14	155100
10%, 15%	8	13.79	114000
15%, 20%	3	5.17	103100
20%, 30%	2	3.45	67500
30%, 40%			
40%, 60%			
60%, max%			
Totaal	58	100.00	122500

In Tabellen 4/4/1a-c zien we net als eerder dat de grootste afwijkingen zich voordoen bij gemiddeld genomen de kleinste gemeenten. Uit de tabel valt verder af te lezen dat in 60 procent van de gemeenten de gemiddelde herverdeeffecten tussen de plus en minus 20 procent liggen.

Tabel 4/4/2 Ongewogen en gewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde totale bijstandsuitgaven per gemeentegrootteklasse in het jaar 1998 voor alle gemeenten

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)	Gemiddeld procentueel verschil, (gewogen)
0 tot 25.000	375	13.1%	26%	20%
25.000 tot 50.000	105	14.6%	15%	14%
50.000 tot 100.000	33	16.1%	10%	8%
100.000 tot 150.000	15	13.4%	12%	9%
Meer dan 150.000	10	42.9%	6%	4%
Totaal	538	100.0%	22%	9%

4.4.2 Herverdeeeffecten bij 25% objectief

Tabel 4/4/3 Percentage en aantal gemeenten met te groot negatief herverdeeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse in het jaar 1998 voor alle gemeenten

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten
0 tot 25.000	36%	135
25.000 tot 50.000	16%	17
50.000 tot 100.000	24%	8
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	31%	165

Vergelijken we alle tabellen uit deze paragraaf met de tabellen uit paragraaf 4.1 dan kunnen we concluderen dat over het geheel genomen de resultaten van de totale bijstandsuitgaven per inwoner iets beter zijn dan de schattingsresultaten voor de bijstandsuitgaven per inwoner tot 65 jaar. Het aantal uitschieters neemt af. De gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde totale bijstandsuitgaven per gemeentegrootte zijn kleiner dan die bij de bijstandsuitgaven tot 65 jaar. Ook het aantal gemeenten met een te groot negatief herverdeeeffect (165) is kleiner ten opzichte van de bijstandsuitgaven tot 65 jaar (180).

Vergelijken we de tabellen met de tabellen uit paragraaf 4.2 dan kan geconcludeerd worden dat het model voor de totale bijstandsuitgaven per inwoner beter is dan het model voor de bijstandsuitgaven per inwoner vanaf twintig jaar. Dit komt onder meer doordat het model in deze paragraaf minder gemeenten een te negatief herverdeeeffect heeft (165 tegenover 176) en de gemiddelde procentuele verschillen tussen de gerealiseerde en de voorspelde bijstandsuitgaven zijn lager.

Hieruit kan de conclusie getrokken worden dat op grond van de hierboven gepresenteerde overwegingen de statistische resultaten van het verdeelmodel het beste zijn als de totale bijstandsuitgaven per inwoner geschat wordt.

5 Historische kosten bij kleine gemeenten

5.1 Bijstandsuitgaven tot 65 jaar

Uit de resultaten van hoofdstuk 4 bleek dat kleine gemeenten zeer vaak met erg grote verdeelexpecten te maken krijgen indien op basis van objectieve factoren wordt gebudgetteerd. Zoals gemeld, spelen gemeentespecifieke factoren in kleine gemeenten een grotere rol en zal het verschil tussen budget en feitelijke uitgaven sterker door toeval, en minder door beleid, bepaald worden dan bij de grotere gemeenten.

Gezien de omvang van dit probleem is, ter indicatie van alternatieve mogelijkheden van de budgetteringssystematiek, ook een model ontwikkeld voor de kleine gemeenten op basis van historische kosten. Daarbij wordt weer gewerkt met twee deelverzamelingen in de data: gemeenten tot 60.000 inwoners en gemeenten vanaf 40.000 inwoners. Het model met objectieve factoren voor gemeenten tot 60.000 inwoners is vervangen door een model op basis van historische kosten. Gemeenten tot 40.000 inwoners hebben in onderstaande analyse uitsluitend met dit historische budget te maken, gemeenten in de overgangszone tussen 40.000 en 60.000 inwoners krijgen langzaam een groter aandeel van het budget op basis van het model met objectieve factoren dat voor de grotere gemeenten is geschat. Gemeenten vanaf 60.000 inwoners worden behandeld als in het voorgaande hoofdstuk.

Indien historische kosten opgenomen worden in het model, wordt het probleem van gemeentelijke herindelingen weer iets groter. Immers, er moet met een langer geheugen worden gewerkt en gemeenten moeten met terugwerkende kracht worden heringedeeld. Daarom is het wenselijk om een geheugen te nemen van de historische kosten die niet al te lang is. Empirisch worden de bijstandsuitgaven in een bepaald jaar het beste voorspeld door uitsluitend de bijstandsuitgaven in het voorafgaande jaar. Een geheugen van één jaar zou echter ongewenst kort zijn: een beleidsverbetering zou direct na een jaar al tot een hogere lat voor de betreffende gemeente leiden en dus een beloning van korte duur zijn. Gekozen is voor een geheugen van drie jaar.

Hieronder wordt een eenvoudige regressievergelijking gepresenteerd, waarbij de bijstandsuitgaven per inwoner in 1998 gerelateerd worden aan een constante en de gemiddelde uitgaven per inwoner in de periode 1994 - 1996. Dit is het verleden waarvoor in werkelijkheid data beschikbaar zullen zijn indien op basis van historische kosten gebudgetteerd zou worden (1997 zou niet beschikbaar zijn voor bepaling van het budget 1998). Een alternatief voor de regressie-

vergelijking is de nog eenvoudiger methode van het berekenen van de aandelen in het budget binnen de groep kleine gemeenten, en deze aandelen te gebruiken voor de verdeling van het nieuwe budget. Er zijn geen dwingende redenen om de ene of de andere methode uit te sluiten. Zodra echter een meer verfijnde analyse van historische kosten gemaakt zou worden, bijvoorbeeld door enkele aanvullende (objectieve) factoren aan de historische maat toe te voegen, dan ligt de regressiemethode voor de hand.

Vooralsnog is slechts een zeer simpel model geschat voor de kleinere gemeenten met inwoners tot 60.000. Voor de eng gedefinieerde categorie bijstand (tot 65 jaar, exclusief Ioaw e.d.) is het volgende verband gevonden:¹⁶

$$y_{1998} = -7.272 + 0.842 \bar{y} \quad (R^2 = 0.967, \text{ tussen haakjes staan de } t\text{-waarden}).$$

(-1.89)
(119.40)

Voor gemeenten met weinig bijstandsuitgaven per inwoner telt de constante relatief zwaarder mee dan voor gemeenten met veel bijstandsuitgaven per inwoner. Dat leidt tot iets lagere bijstandsuitgaven per inwoner voor de kleinste onder de groep kleine gemeenten.

De coëfficiënt voor de gemiddelde uitgaven per inwoner in het verleden is kleiner dan één. Dit wil zeggen dat de geschatte bijstandsuitgaven per inwoner voor alle gemeenten in het jaar 1998 lager zijn dan het voortschrijdende gemiddelde van 1994 tot en met 1996. Voor de verdeling van de bijstandsuitgaven onder de gemeenten maakt dit niets uit: immers, dit gebeurt op basis van het actuele macrobudget.

Voor de gemeenten met meer dan 40 duizend inwoners geldt hetzelfde schattingsresultaat als in Tabel 4/1. De overige tabellen veranderen doordat er voor de kleinere gemeenten is gekozen voor een schatting op basis van historische kosten. Merk op dat de kolommen met resultaten voor grotere gemeenten iets kunnen veranderen, doordat tot 60.000 inwoners sprake is van (een afnemend aandeel) historische kosten.

Tabel 5/1/1a toont dat budgetteren op basis van historische kosten bij kleine gemeenten tot een dramatische verbetering van de verdeeffecten leidt: de extreme verdeeffecten verdwijnen grotendeels.

¹⁶ Voor de ruimer gedefinieerde bijstandscategorieën zijn vergelijkbare berekeningen gemaakt. De resultaten komen in sterke mate overeen met de hierna gepresenteerde en zijn op verzoek beschikbaar.

Tabel 5/1/1a Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor alle gemeenten

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, -60%			
- 60%, - 40%	5	0.93	60800
- 40%, - 30%	11	2.04	24400
- 30%, - 20%	19	3.53	16900
- 20%, - 15%	19	3.53	23400
- 15%, - 10%	51	9.48	17900
- 10%, - 0%	151	28.07	34900
0%, 10%	179	33.27	30900
10%, 15%	39	7.25	26000
15%, 20%	25	4.65	39900
20%, 30%	25	4.65	18700
30%, 40%	5	0.93	12100
40%, 60%	8	1.49	7900
60%, max%	1	0.19	Pm
Totaal	538	100.00	29100

Tabel 5/1/1b Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor gemeenten tot 50.000 inwoners

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, -60%			
- 60%, - 40%	2	0.42	8000
- 40%, - 30%	9	1.88	16800
- 30%, - 20%	18	3.75	14200
- 20%, - 15%	18	3.75	16300
- 15%, - 10%	50	10.42	16400
- 10%, - 0%	129	26.88	20300
0%, 10%	162	33.75	18200
10%, 15%	35	7.29	19600
15%, 20%	19	3.96	12700
20%, 30%	24	5.00	16000
30%, 40%	5	1.04	12100
40%, 60%	8	1.67	7900
60%, max%	1	0.21	Pm
Totaal	480	100.00	17800

Tabel 5/1/1c Spreiding van de gemiddelde relatieve verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1998 voor gemeenten vanaf 50.000 inwoners

$[(\hat{y} - y) / y]$	Aantal gemeenten	Relatieve frequentie (in %)	Gemiddelde bevolkingsomvang
Min%, -60%			
- 60%, - 40%	3	5.17	96000
- 40%, - 30%	2	3.45	58700
- 30%, - 20%	1	1.72	Pm
- 20%, - 15%	1	1.72	Pm
- 15%, - 10%	1	1.72	Pm
- 10%, - 0%	22	37.93	120300
0%, 10%	17	29.31	151700
10%, 15%	4	6.90	81500
15%, 20%	6	10.34	126100
20%, 30%	1	1.72	Pm
30%, 40%			
40%, 60%			
60%, max%			
Totaal	58	100.00	122500

In Tabel 5/1/1a worden de grote afwijkingen van meer dan plus of min 40 procent gevonden in slechts veertien gemeenten, ofwel 3% van de totale populatie gemeenten. In het model met uitsluitend objectieve factoren was dit 22%. Uit de tabel valt verder te lezen dat 86 procent van de gemeenten de gemiddelde herverdeeffecten hebben tussen de min en plus twintig procent, dit was 54% in het model dat uitsluitend objectieve factoren bevat. In 330 gemeenten liggen de herverdeeffecten zelfs tussen de min en plus tien procent.

Vergeleken met het eerder gepresenteerde model dat uitsluitend objectieve factoren bevat is het verschil zeer groot. Dit wordt in de aanvullende tabellen bevestigd. Tabel 5/1/2 laat zien dat waar in het eerdere hoofdstuk de absolute waarde van de herverdeeffecten het grootst in de kleinste gemeenten was, deze nu is verplaatst naar de middelgrote gemeenten.

Tabel 5/1/2 Ongewogen en gewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)	Gemiddeld procentueel verschil, (gewogen)
0 tot 25.000	375	12.0%	11%	9%
25.000 tot 50.000	105	14.2%	8%	7%
50.000 tot 100.000	33	16.2%	11%	9%
100.000 tot 150.000	15	13.6%	13%	9%
Meer dan 150.000	10	44.0%	7%	4%
Totaal	538	100.0%	10%	6%

In Tabel 5/1/3 staan de gemeenten met te grote negatieve herverdeeffecten met de percentages. In totaal hebben 81 gemeenten een te groot negatief herverdeeffect (was 180, bij uitsluitend objectieve factoren). De meerderheid (58) hiervan bestaat uit kleine gemeenten met minder dan 25 duizend inwoners (was 150). Ook bij gemeenten met inwoners tussen 25 en 50 duizend is het aantal gemeenten met een negatief herverdeeffect gedaald van 17 naar twaalf.

Tabel 5/1/3 Percentage en aantal gemeenten met een te groot negatief herverdeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeffect), bij 25% objectief/historisch en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeffecten
0 tot 25.000	15%	58
25.000 tot 50.000	11%	12
50.000 tot 100.000	18%	6
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	15%	81

Geconcludeerd mag worden dat een model dat historische kosten voor kleinere gemeenten bevat en objectieve factoren voor grotere gemeenten, tot aanzienlijk minder extreme herverdeeffecten leidt. Het aantal gemeenten dat zich in de staart van de verdeeffecten bevindt, en daardoor de facto geen financiële stimulans zal ervaren om het bijstandsbeleid te verbeteren, neemt aanzienlijk af indien historische kosten worden aanvaard voor budgettering. De keuze tussen de varianten is echter niet op grond van statistische overwegingen te maken: hier speelt het beleidsmatige dilemma tussen 'straffen' voor goede prestaties in het verleden, of aanvaarden dat

budgetteren in een aanzienlijk aantal gemeenten nauwelijks de gewenste prikkelwerking zal hebben.

6 Simulaties: stabiliteit en veranderingen in verklarende variabelen

6.1 Stabiliteit

Het is voor het ministerie en de gemeenten van belang dat de modellen, die gebruikt worden voor de budgettering van de bijstandsuitgaven, stabiel zijn. Dit betekent dat er geen grote veranderingen in de herverdeeffecten mogen zijn voor schattingen van andere jaren. Om de stabiliteit te bekijken hebben we de modellen van hoofdstuk 4 en 5 geschat voor 1997. De belangrijkste resultaten zijn in de volgende tabellen samengevat. Allereerst de resultaten voor het model volgens de specificatie van hoofdstuk 4.1, nu op de bijstandsuitgaven per hoofd, in enge zin, voor het jaar 1997.

Tabel 6/1/2 Ongewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse in het jaar 1997

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)
0 tot 25.000	375	12.2%	34%
25.000 tot 50.000	105	14.1%	18%
50.000 tot 100.000	33	16.2%	11%
100.000 tot 150.000	15	13.5%	14%
Meer dan 150.000	10	43.8%	8%
Totaal	538	100.0%	28%

Voor het totaal aantal gemeenten in Nederland is het gemiddelde van de procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1997 twee procentpunten hoger dan in 1998. Voor de kleine gemeentegrootteklasse geldt hetzelfde, ook voor deze klasse ligt het percentage hoger in 1997.

Tabel 6/1/3 Percentage en aantal gemeenten met te groot negatief herverdeeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse in het jaar 1997

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten
0 tot 25.000	38%	142
25.000 tot 50.000	21%	22
50.000 tot 100.000	24%	8
100.000 tot 150.000	40%	6
Meer dan 150.000	20%	2
Totaal	33%	180

Wordt deze tabel vergeleken met de tabel uit paragraaf 4.1.2 dan valt op dat het aantal gemeenten met een te negatief herverdeeeffect gelijk gebleven is, maar dat er minder in de kleinste gemeentegrootteklasse zijn. Deze zijn verplaatst naar alle andere gemeentegrootteklasse behalve die klasse die tussen de 50.000 en 100.000 inwoners heeft.

Een interessante indicatie van de stabiliteit is de mate, waarin gemeenten van het ene op het volgende jaar in een andere herverdeelklasse terecht komen. Dit wordt in Tabel 6/1/4 gepresenteerd. Volledige stabiliteit zou impliceren dat slechts de cellen in de diagonaal gevuld zouden worden. In werkelijkheid is er enige 'mobiliteit' van gemeenten. Indien dit te maken heeft met beleid, is dit een gewenst effect – een zekere spreiding rond de diagonaal is niet bij voorbaat ongewenst.

Tabel 6/1/4 Verdeling herverdeeeffecten in per %-klasse 1998 ten opzichte van 1997, grote gemeenten

1998\1997	> 20%	15 – 20%	10 – 15%	10 – 0%	-10 – 0%	-15 – -10%	-20 – -15%	> -20%
> 20%	1	1						
15 – 20%	1	1			1			
10 – 15%	2			3				
0 – 10%	2		2	10	3			
-10 – 0%				9	9	2	3	
-15 – -10%							1	
-20 – -15%							1	
> -20%						1	1	4

Indien het model van hoofdstuk 5, dat ook historische kosten bevat, wordt genomen, dan ontstaat het volgende beeld.

Tabel 6/1/5 Ongewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse in het jaar 1997

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)
0 tot 25.000	375	12.2%	9%
25.000 tot 50.000	105	14.1%	6%
50.000 tot 100.000	33	16.2%	11%
100.000 tot 150.000	15	13.5%	14%
Meer dan 150.000	10	43.8%	8%
Totaal	538	100.0%	9%

Voor het totaal aantal gemeenten in Nederland is het gemiddelde van de procentuele verschillen tussen de voorspelde en de gerealiseerde Abw-uitgaven in 1997 één procentpunt lager dan in 1998. Alleen de gemeentegrootteklasse van 50 duizend tot 100 duizend inwoners heeft hetzelfde percentage gehouden.

Tabel 6/1/6 Percentage en aantal gemeenten met te groot negatief herverdeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse in het jaar 1997

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeffecten
0 tot 25.000	11%	42
25.000 tot 50.000	6%	6
50.000 tot 100.000	24%	8
100.000 tot 150.000	40%	6
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	12%	63

Wordt deze tabel vergeleken met Tabel 5/1/3 dan valt op dat er in 1997 minder gemeenten zijn met een te groot negatief herverdeeffect: 63, in vergelijking met 81 in 1998.

Gemeenten die in de twee jaren een van teken wisselend herverdeeffect hebben, zijn in het algemeen gemeenten waarbij het effect gering is (dicht bij de nul ligt). Het aantal uitschieters in omslaande herverdeeffecten is beperkt.

De conclusie die getrokken kan worden is, dat een absoluut oordeel over de stabiliteit van het model niet gegeven kan worden. Immers, het is niet bij voorbaat ongewenst dat er zich verschuivingen voordoen. Echter, het model lijkt redelijk stabiel te zijn. De herverdeeffecten ver-

schillen voor de beide jaren niet zoveel, verschuivingen vinden meestal plaats van de ene verdeelklasse naar de aangrenzende klasse.

6.2 Simulaties

Naast de stabiliteit, die is onderzocht door het model op twee verschillende jaren te testen, is ook gezien in hoeverre het model plausible uitkomsten genereert bij hypothetische veranderingen van de werkelijkheid.

Er is naar een zevental denkbeeldige scenario's gekeken, waarbij steeds het effect voor twee verschillende gemeenten (een met een laag, en een met een hoog herverdeeeffect) zijn vergeleken. In de eerste vijf simulaties hebben de betrokken gemeenten een omvang van ongeveer 100.000 inwoners. Gesimuleerd wordt wat veranderingen in de bevolkingssamenstelling teweeg brengen, zowel wat betreft demografische kenmerken, als wat betreft economische kenmerken. Een overzicht van de exacte simulaties met hun uitkomsten is opgenomen als Appendix.

Case 1. De gemeenten ervaren een toename van de bevolking met 2000 personen, waarvan 400 de leeftijd tussen 15 en 19 jaar hebben en allen in de handel en horeca gaan werken. De resterende 1600 nieuwe bewoners wijken qua kenmerken niet af van de bestaande populatie. Beide specifieke factoren hebben een negatief effect op het budget. De vraag is of het totale bijstandsbudget voor de gemeente door deze (tamelijk extreme en hypothetische) impuls zal dalen. Dat zou ongewenst zijn, want de bijstandsdruk van de betreffende gemeente zal niet dalen. De simulatie wijst uit dat in beide gemeenten een gematigd positieve vergroting van het budget zal optreden, zodat het model doet wat verwacht mag worden.

Tabel 6/2/1 Case 1: Waarde objectieve factor met twee gemeenten voor en na simulatie

	Gemeente A: met groot positief herverdeeeffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeeffect	Gemeente A: met groot positief herverdeeeffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeeffect
Factor	Waarde objectieve factor in uitgangssituatie	Waarde objectieve factor in uitgangssituatie	Waarde objectieve factor na simulatie	Waarde objectieve factor na simulatie
Verandering in bevolking	(nvt)	(nvt)	2000	2000
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)			-15	-14
Absoluut verschil totale bijstands-uitgaven *f1000			380	740

Case 2. Duizend bijstandsgerechtigden, die ontheven waren van de arbeidsverplichting, aanvaarden een deeltijdbaan van 12 à 19 uur. Deze bijstandsgerechtigden tellen niet mee in de werkloosheidsvariabele in het model. De bijstandslasten van de gemeenten zullen afnemen, maar doordat de variabele 'deeltijdwerk' in het model een positief effect op het bijstandsbudget per inwoner heeft is de vraag of het budget aanmerkelijk zal toenemen (het positieve effect wordt toegeschreven aan het feit dat er mensen met een deeltijdbaan zijn die ook een gedeeltelijk bijstandsuitkering hebben). Dit is, gezien de feitelijk afnemende bijstandsnood, ongewenst. De uitkomst van de simulatie is dat er een nihil positief effect op de bijstandbudgetten zal optreden. De reden is gelegen in het feit dat de deeltijdvariabele op RBA-niveau wordt gemeten, de toename van 400 is klein in verhouding tot de totale RBA deeltijdwerkgelegenheid.

Tabel 6/2/2 Case 2: Waarde objectieve factor van twee gemeenten voor en na simulatie

Factor	Gemeente A: met groot positief herverdeeleffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeleffect	Gemeente A: met groot positief herverdeeleffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeleffect
	Waarde objectieve factor in uitgangssituatie	Waarde objectieve factor in uitgangssituatie	Waarde objectieve factor na simulatie	Waarde objectieve factor na simulatie
Percentage part- timers 12 – 19 uur per week op RBA – niveau	11.18	7.41	11.18	7.42
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)			0	0
Absoluut verschil totale bijstands- uitgaven *f1000			10	0

Case 3. In beide gemeenten worden 1000 asielzoekers toegelaten. Daarvan hebben er 700 een leeftijd tussen 20 en 64 jaar waarmee ze in aanmerking komen voor de bijstand. Volgens de simulatie stijgen de budgetten voor de twee gemeenten met ongeveer vijf miljoen gulden per gemeente. Dit is ruim f 7.000 per nieuwe uitkeringsgerechtigde, dus minder dan de additionele uitkeringslasten. Naarmate een groter deel van de betrokken uitkeringsgerechtigden op de arbeidsmarkt actief wordt, daalt het nadeel voor de gemeente. Bij deze berekening is overigens afgezien van andere financiële compensatie die gemeenten krijgen bij toestroom van asielzoekers.

Tabel 6/2/3 Case 3: Waarden objectieve factoren van twee gemeenten voor en na simulatie

Factoren	Gemeente A: met groot positief herverdeeeffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeeffect	Gemeente A: met groot positief herverdeeeffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeeffect
	Waarden objectieve factor in uitgangssituatie	Waarden objectieve factor in uitgangssituatie	Waarden objectieve factor na simulatie	Waarden objectieve factor na simulatie
% lage inkomens	30.00	33.00	30.62	33.64
Verandering in bevolking			1000	1000
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)			54	56
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven in *f1000			5030	4980

Case 4. Als simulatie 3, maar nu verhuist de groep van 1000 asielzoekers van de gemeente met een sterk positief herverdeeeffect naar de gemeente met een sterk negatief herverdeeeffect. Het idee is dat dit voor het netto totaalbudget niet uit zou moeten maken. De simulatie laat een nihil netto verschil zien (de vertrekgemeente verliest f5.100.000, de aankomstgemeente wint f5.090.000).

Tabel 6/2/4 Case 4: Waarden objectieve factoren voor twee gemeenten voor en na simulatie

Factoren	Gemeente A: met groot positief herverdeeeffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeeffect	Gemeente A: met groot positief herverdeeeffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeeffect
	Waarden objectieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objectieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objectieve factoren na simulatie	Waarden objectieve factoren na simulatie
% lage inkomens	30.00	33.00	29.37	33.64
Verandering in bevolking			-1000	1000
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)			-55	57
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven in *f1000			-5100	5090

Case 5. Het omgekeerde van simulatie 4: de verhuizing is nu van de gemeente met een sterk negatief herverdeeeffect naar een gemeente met een sterk positief herverdeeeffect. De aankomstgemeente ontvangt f5.090.000, de vertrekgemeente verliest f5.110.000. Het netto verschil is wederom nihil.

Tabel 6/2/5 Case 5: Waarde objectieve factor voor en na simulatie

Factoren	Gemeente A: met groot positief herverdeeeffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeeffect	Gemeente A: met groot positief herverdeeeffect	Gemeente B: met groot negatief herverdeeeffect
	Waarden objectieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objectieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objectieve factoren na simulatie	Waarden objectieve factoren na simulatie
% lage inkomens	30.00	33.00	30.62	32.35
Verandering in bevolking			1000	-1000
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)			54	58
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven in *f1000			5090	-5110

Case 6. Een welvarende gemeente krijgt te maken met een Vinex-uitbreiding. Er wordt verondersteld dat de instromers gunstig zijn voor een lage bijstandsnood. De simulatie is extreem opgezet, door de instromers karakteristieken toe te kennen die in theorie kunnen leiden tot een verlaging van het bijstandsbudget, niet alleen per inwoner (hetgeen verwacht mag worden), maar (gezien de technische specificatie van het model en het daarop voortbouwende verdeelsysteem) ook in gulden. Voor deze opzet is gekozen om te bezien of het model in hypothetische extreme situaties nog aanvaardbare eigenschappen heeft. Per saldo blijkt dit ongewenste negatieve effect zich niet voor te doen, waarmee het model deze toets goed doorstaat.

Tabel 6/2/6 Case 6: Waarde objectieve factor van twee gemeenten voor en na simulatie

Factor	Gemeente C: Vinex-gemeente	Gemeente C: Vinex-gemeente
	Waarde objectieve factor in uitgangssi- tuatie	Waarde objectieve factor na simulatie
Verandering in bevolking		3000
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (<i>f</i>)		-23
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven * <i>f</i> 1000		220

Case 7. De laatste simulatie betreft een gemeente van 100.000 inwoners met een zwakke sociale structuur. Van de inwoners vertrekken er 2000 met gunstiger karakteristieken dan de achterblijvers. Verwacht mag worden dat de totale bijstandsuitgaven enigszins dalen, terwijl de uitgaven per inwoner stijgen. Dit komt overeen met de uitkomsten van de simulatie.

Tabel 6/2/7 Case 7: Waarde objectieve factor van twee gemeenten voor en na simulatie

Factor	Gemeente D: zwakke structuur	Gemeente D: zwakke structuur
	Waarde objectieve factor in uitgangssituatie	Waarde objectieve factor na simulatie
Verandering in bevolking		-2000
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)		27
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven *f1000		-30

Het model genereert derhalve redelijke uitkomsten voor de gesimuleerde aanpassingen. Daarbij moet echter bedacht worden, dat budgettering in werkelijkheid zal plaatsvinden op basis van kenmerken van gemeenten in een eerder jaar, namelijk het jaar waarin de objectieve factoren ten behoeve van de budgettering worden gemeten. Veranderingen in de werkelijkheid komen enigszins vertraagd tot uiting in de verandering van de relatieve aandelen van gemeenten in het macrobudget.

7 Aandachtspunten voor de toekomst

Een verdeelmodel is nooit ‘af’. Immers, de werkelijkheid verandert, net als de beschikbare informatie over de werkelijkheid. Het verdeelmodel kan via kleine en grote veranderingen worden aangepast aan nieuwe kennis en mogelijkheden. Dit is ook de gang van zaken bij andere verdeelmodellen, zoals voor het Gemeentefonds en voor de ziektekosten.

Hier een aantal van de overwegingen voor verdere verbetering, met consequenties (zie TBG 50).

Data

Actualisatie bestaande data

Het is mogelijk om het model opnieuw te schatten met meer recente data, zodra deze beschikbaar komen. De coëfficiënten zullen daarbij jaar op jaar enigszins veranderen, deels door toeval, maar verder omdat de werkelijkheid ook verandert. Hoe frequent het model opnieuw geschat wordt, is een beleidskeuze, waarbij actualiteit en voorspelbaarheid tegen elkaar afgewogen moeten worden.

Toevoeging nieuwe variabelen

Wat betreft data, zal in de toekomst met name gekeken worden naar de beschikbaarheid en betrouwbaarheid van gegevens over maatschappelijke opvang. Op dit moment is het nog niet mogelijk om deze factor op adequate wijze in het model op te nemen.

Het is denkbaar in de toekomst gebruik te maken van de ‘kansmeter’ als variabele, zodra deze voldoet aan de kwaliteitseis voor de data.

Methode

Het gepresenteerde model is geschat op basis van standaardtechnieken in de statistiek, die relatief eenvoudig te implementeren zijn. Bij het specificatieproces is gebleken dat het met deze technieken niet mogelijk is een model te construeren, dat op alle relevante criteria als ‘beste’ uit de bus komt. Er zijn echter andere schattingstechnieken, die op sommige dimensies wellicht betere resultaten geven, bijvoorbeeld door uitschieters in herverdeeleffecten niet of slechts verzwakt in de statistische analyse op te nemen (maar benadrukt dient te worden dat er altijd een prijs betaald moet worden in termen van transparantie of bepaalde slechtere statistische eigenschappen). Ook is het denkbaar om het model te schatten met uitsluiting van een aantal grote gemeenten, en daarvoor een aangepast model te hanteren.

Tot slot is het mogelijk om een model te specificeren, dat op basis van karakteristieken van individuen is geschat. De bijstandsnood wordt dan niet gerelateerd aan gemiddelde kenmerken voor gemeenten, maar aan kenmerken voor individuen. Vervolgens wordt op basis van de aanwezigheid van zulke kenmerken in de verschillende gemeenten een objectieve schatting van bijstandsnood gegeven. Deze microbenadering vergt echter een geheel nieuwe modelmatige analyse en zou een breuk vormen met de nu gehanteerde methode.

8 Conclusie

De overgang van 'verklaringsmodel' naar 'verdeelmodel' heeft geleid tot een model, dat beduidend aan transparantie heeft gewonnen. De hoop, dat opname van een aantal alternatieve objectieve factoren de verdeeleffecten (met name voor kleine gemeenten) zou kunnen matigen, is echter niet uitgekomen.

Het uiteindelijk gepresenteerde model is eenvoudig van opzet: het heeft een simpele lineaire structuur en is gebaseerd op data van de meest recent beschikbare dwarsdoorsnede. De coëfficiënten van het model laten zich eenvoudig interpreteren en zijn qua richting plausibel. In vergelijking met het verklaringsmodel is er geen sprake meer van een 'black box'. Aan deze transparantie is bij de constructie van het model een zeer zwaar gewicht toegekend.

Deze transparantie maakt ook duidelijk wat het model wel en niet vermag. Als instrument voor het budgetteren van de bijstand is het, met name voor de grote gemeenten, geschikt. Voor kleine gemeenten zal het objectieve verdeelmodel in een zeer groot aantal gevallen zijn doel, het introduceren van prikkels in de bijstand, voorbijschieten. Het aantal kleine gemeenten dat ruim door de beleidsmatig vastgestelde budgetteringsgrenzen schiet is immers groot. Wij achten de hoop ijdel, dat toch een model met uitsluitend objectieve factoren geconstrueerd kan worden, dat bij kleine gemeenten zowel matige verdeeleffecten genereert, als voldoet aan de criteria van transparantie, betrouwbare data en bestendigheid voor gemeentelijke herindelingen. Om de overweging, of budgettering op basis van objectieve factoren bij kleine gemeenten zinnig is, te faciliteren, is een indicatieve variant gepresenteerd waarbij kleine gemeenten op basis van historische kosten gebudgetteerd zouden worden. De uitschieters in de verdeeleffecten nemen dan zeer sterk af. Opgemerkt moet uiteraard wel worden, dat in dit geval de lat voor gemeenten, die in het verleden goed beleid gevoerd hebben, hoger komt te liggen.

Het budgetteringsmodel vertoont wat betreft de algemene statistische kwaliteiten geen grote verschillen, indien bijstand in enge of in ruime zin wordt geanalyseerd. Indien oudere bijstandsgerechtigden in de budgettering worden meegenomen dient wel de vraag gesteld te worden, in hoeverre realisaties in het verleden indicatief zijn voor budgetten van de toekomst. Deze vraag geldt altijd voor verdeelmodellen, maar is in het bijzonder relevant waar de verdeling van de bijstand voor 65-plussers over de steden aan een trendmatige verandering onderhevig is, zonder dat betrokken gemeenten instrumenten hebben om hier via beleid iets aan te doen. Deze vraag is in dit onderzoek niet nader geanalyseerd.

Het gepresenteerde verdeelmodel zal in de toekomst met regelmaat herijkt moeten worden, om veranderingen in de empirische verbanden zo goed als mogelijk op de voet te volgen. Door de

keuze het model sterk te vereenvoudigen en het 'black box'-karakter te verwijderen, is periodieke herijking goed mogelijk. Ervaringen die met de budgettering worden opgedaan kunnen in dit proces worden meegenomen.

Appendix 1 Bronnen, definities en kerncijfers van de gebruikte data

Deze appendix bevat achtereenvolgens een paragraaf met bronnen, basisdefinities en gemiddelde waarden, een paragraaf met aanvullende informatie over de precieze betekenis van een aantal variabelen en een paragraaf met de correlatiematrix voor de meest relevante variabelen.

Bronnen, definities en gemiddelde waarden

Tabel A1/1 Bronnen van gebruikte data

Gemeentelijk kenmerk	Definitie	Bron	Basis	Gemiddelden	
				Klein	Groot
<i>Afhankelijke variabelen</i>					
Bijstandsuitgaven per hoofd van de potentieel bijstandsgerechtigde bevolking	Verstreckte Abw-uitkeringen / bevolking tussen de 20 en 64 jaar	SZW	Gemeente	379.65	999.83
Bijstandsuitgaven per hoofd van de bevolking	Verstreckte Abw-uitkeringen / bevolking vanaf 20 jaar	SWZ	Gemeente	315.11	834.10
Totale bijstandsuitgaven per hoofd van de bevolking	Totale bijstand / bevolking vanaf 20 jaar	SZW	Gemeente	363.02	879.02
<i>Demografische kenmerken</i>					
Percentage allochtonen 1 ^{ste} generatie tussen de 20 en 64 jaar	% van de bevolking	CBS	Gemeente	1.31	4.51
Percentage allochtonen 2 ^{de} generatie tussen de 20 en 64 jaar	% van de bevolking	CBS	Gemeente	0.15	0.43
Percentage niet-Nederlanders	% van de bevolking	CBS	Gemeente	2.28	4.65
Percentage 15 – 19 jaar	% van de bevolking	SBG	Gemeente	6.16	5.95
Percentage 20 – 24 jaar	% van de bevolking tussen de 20 en 64 jaar	SBG	Gemeente	9.14	10.41
Percentage 25 – 29 jaar	% van de bevolking tussen de 20 en 64 jaar	SBG	Gemeente	11.46	13.37
Percentage nieuw gescheiden vrouwen	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	SBG	Gemeente	0.15	0.22
Percentage verweduwen	% van de bevolking	SBG	Gemeente	5.41	5.68
Percentage eenoudergezinnen tussen de 20 en 64 jaar	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	GBA	Gemeente	2.11	3.25
Percentage alleenstaanden tussen de 20 en 64 jaar	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	GBA	Gemeente	8.64	15.52
Mortaliteit		SEO en CBS	Gemeente	0.95	1.01
Percentage sociale huurwoningen	% van het totale woningaanbod	VROM	Gemeente	27.32	39.77
Percentage huurwoningen	% van het totale woningaanbod	VROM	Gemeente	35.77	52.15
Gemiddelde woningbezetting	Aantal inwoners gedeeld door het totale woningaanbod	SBG	Gemeente	2.62	2.39

Tabel A1/1 Vervolg Bronnen van gebruikte data

<i>Inkomenskenmerken</i>					
Percentage personen met inkomen in de decielen 2 – 4 van de landelijke inkomensverdeling	Percentage van het aantal personen met een inkomen	CBS	Gemeente	28.12	30.52
Percentage zelfstandigen	Percentage van het aantal personen met een inkomen	CBS	Gemeente	11.05	6.26
<i>Centrumfunctiekenmerken</i>					
Klantenpotentieel	Maatstaf voor centrumfunctie	SBG	Gemeente	8922	157078
Bevolkingsomvang	Aantal inwoners	SBG	Gemeente	18338	101657
Gemiddelde taxatiewaarde	Gemiddelde taxatiewaarde van woningen	CBS	Gemeente	201.96	167.22
Omgevingsadressendichtheid	Mate van concentratie van menselijke activiteiten	SBG	Gemeente	684	1847
<i>Arbeidsmarktkenmerken</i>					
Gemeentelijke werkgelegenheid	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	SBG	Gemeente	42.40	66.91
Regionale werkgelegenheid	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	Rarbo n	RBA96	56.69	58.33
Regionale werkloosheid	percentage	EBB	RBA96	4.99	4.95
Uitstroom uit de WW wegens het bereiken van de maximale duur	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	LISV	Gemeente	0.44	0.54
Parttimers 12 – 19 uur per week	% van de totale werkgelegenheid	EBB	RBA96	8.88	8.57
Parttimers 20 – 34 uur per week	% van de totale werkgelegenheid	EBB	RBA96	24.27	23.75
Werkgelegenheid in handel en horeca	% van de totale werkgelegenheid	EBB	RBA96	20.52	20.83
Arbeidsongeschiktheid	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	CBS en LISV	Gemeente	7.91	8.40
Geregistreerde werkloosheid	Percentage	CBS	RBA96	4.39	5.01
Percentage basisonderwijs	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	Rarbo n	RBA96	13.20	13.28
Percentage MAVO-opleiding	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	Rarbo n	RBA96	10.20	10.28
Percentage MAVO en VBO-opleiding	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	Rarbo n	RBA96	25.90	25.36
Percentage VBO-opleiding	% van de bevolking tussen de 15 en 64 jaar	Rarbo n	RBA96	15.70	15.07

Aanvullende informatie over bronnen en definities van een aantal factoren

Data van het CBS zijn voor zover mogelijk via Statline (de elektronische databank van het CBS) betrokken. Niet alle CBS-data zijn echter op die wijze beschikbaar. Dit betreft het percentage lage inkomens, het percentage zelfstandigen, de geregistreeerde werkloosheid naar duur, de alleenstaanden en eenouderhuishoudens en de allochtonen in twee generaties verdeeld.

De cijfers van huurwoningen en sociale huurwoningen zijn geleverd door VROM. De gegevens van de arbeidsongeschikten en de uitstroom uit de WW wegens maximale duur zijn van het LISV.

Definitie van de objectieve factor allochtonen

De 1^{ste} generatie betreft personen die zelf in het buitenland zijn geboren met minstens één in het buitenland geboren ouder. Voor de eerste generatie allochtonen is het herkomstland het land waar de persoon is geboren. De voorwaarde dat één van de ouders in het buitenland moet zijn geboren sluit in het buitenland geboren personen met in Nederland geboren ouders uit. Zij worden, eenmaal teruggekeerd in Nederland, tot de autochtone bevolking van Nederland gerekend.

De 2^{de} generatie betreft personen die in Nederland zijn geboren met eveneens minstens één in het buitenland geboren ouder. In deze gegevens over allochtonen is rekening gehouden met de niet-westerse allochtonen. Dit zijn mensen uit Turkije en alle landen in Afrika, Latijns-Amerika en Azië (met uitzondering van Japan en Indonesië). Als informatie over het geboorteland van één van de ouders ontbreekt, wordt verondersteld dat het geboorteland van deze ouder hetzelfde is als dat van de andere ouder. Als informatie over het geboorteland van beide ouders ontbreekt, dan wordt verondersteld dat de ouders hetzelfde geboorteland hebben als de persoon zelf.

De definitie van 'van echt scheidenden'

Van echt scheidenden zijn zij die ten tijde van de inschrijving in een register van de burgerlijke stand in Nederland woonachtig waren. Met ingang van oktober 1994 worden alleen de echtscheidingen geteld waarvan ten minste één de betrokken partner als ingezetene in de basisadministratie van een Nederlandse gemeente is opgenomen. Het maakt daarbij niet uit of de echtscheiding al dan niet door een Nederlandse rechter is uitgesproken. Hebben deze echtscheidingen betrekking op in het buitenland gesloten huwelijken, dan worden ze ingeschreven in het register van de burgerlijke stand van de gemeente 's-Gravenhage.

Lage inkomens

In de verdelingstabellen van het CBS zijn de aantallen en de gemiddelden afgerond. Door deze afronding is de som van de onderdelen niet altijd precies gelijk aan het bijbehorende totaal. Bij het samenstellen van de tabellen zijn geheimhoudingsregels in acht genomen. Dit betekent indien het aantal steekproef waarnemingen minder dan tien bedraagt, er in de tabellen een 'X' voorkomt.

Het klantenpotentieel

Bij de CBS-definitie van deze variabele is verondersteld dat de regionale aantrekkingskracht van een kern toeneemt met het kwadraat van het inwonertal en afneemt met het kwadraat van de afstand tot die kern. Met ingang van 1999 worden afstanden kleiner dan één kilometer, tussen twee woonkernen gefixeerd op één kilometer.

De omgevingsadressendichtheid

Voor de berekening van de maatstaf is eerst voor ieder adres binnen een gemeente de adressendichtheid vastgesteld van een gebied met een straal van één kilometer rondom dat adres. Daarna is het gemiddelde berekend van de omgevingsadressendichtheid van alle afzonderlijke adressen binnen de gemeente. De omgevingsadressendichtheid is opgenomen als het gemiddeld aantal adressen per km² binnen een cirkel met een straal van één kilometer op 1 januari van het desbetreffende jaar. De berekende omgevingsadressendichtheid geeft voor iedere Nederlandse gemeente een numerieke waarde voor de stedelijkheidsmaatstaf. Er is in dit onderzoek gebruik gemaakt van deze variabele ingedeeld in vijf klassen. Om bij toepassing van de indeling in statistieken een zo goed mogelijke celvulling te garanderen zijn de klassengrenzen zo gekozen dat alle klassen ongeveer hetzelfde aantal inwoners bevatten. De klassengrenzen zijn dus ongeveer gelijk aan de kwintielgrenzen van de cumulatieve verdeling naar inwonertal van de gemeenten geordend naar omgevingsadressendichtheid. Na afronding leidt dit tot de grenzen van 2500, 1500, 1000 en 500 omgevingsadressen per km². De resulterende vijf klassen worden aangeduid met de volgende termen: zeer sterk stedelijk, sterk stedelijk, matig stedelijk, weinig stedelijk en niet stedelijk.

Het percentage parttimers

Voor het verdeelmodel is om kwaliteitsredenen voor zover mogelijk gekozen voor banengegevens uit de enquête Werkgelegenheid en Lonen op RBA niveau. Helaas komen uit dit onderzoek geen regionale cijfers naar arbeidsduur beschikbaar. Hiervoor moest dus toch de Enquête Beroepsbevolking gebruikt worden. Het gaat dan om gegevens over de werkzame beroepsbevolking naar arbeidsduur per week per RBA. Deze reeks is opgenomen in Statline. De arbeidsduurklassen waaruit gekozen kan worden zijn 12 t/m 19 uur, 20 t/m 34 uur en langer dan 35 uur per week. Iedereen die minder dan 35 uur werkt, wordt beschouwd als een parttimer. In

het onderzoek worden parttimers gedeeld door de totale werkgelegenheid. Parttimers zijn alle mensen van 15 – 64 jaar die tenminste twaalf uur per week werken (werknemers, zelfstandigen en meewerkende gezinsleden). De aantallen betreffen jaargemiddelden en de indeling naar regio is gebaseerd op de woongemeente.

Correlatie tussen de meest relevante variabele

Tabel A1/2 Correlatiematrix van de gehanteerde variabelen

Variabelen	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Bijstandsuitgaven per inwoner tussen 20 en 64 jaar (1)	1															
Bevolking (2)	0.67	1														
Percentage sociale huurwoningen (3)	0.71	0.44	1													
Percentage lage inkomens (4)	0.61	0.26	0.44	1												
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar (5)	-0.18	-0.16	-0.06	-0.06	1											
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar (6)	0.46	0.43	0.52	0.28	0.14	1										
RBA-werkloosheidspercentage (7)	0.29	0.02	0.20	0.36	-0.05	0.01	1									
Percentage parttimers (8)	-0.01	-0.16	-0.10	0.20	0.11	0.01	-0.11	1								
Werkgelegenheid in handel en horeca (9)	-0.22	-0.01	-0.03	-0.37	0.07	0.04	-0.56	0.30	1							
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar (10)	0.78	0.60	0.62	0.27	-0.26	0.24	0.12	-0.13	0.03	1						
Gemiddelde woningbezetting (11)	-0.62	-0.36	-0.45	-0.33	0.56	-0.06	-0.28	0.08	0.15	-0.67	1					
Percentage arbeidsongeschikten (12)	0.29	0.07	0.13	0.61	-0.24	-0.07	0.15	0.04	-0.27	0.16	-0.19	1				
Percentage WW-ers met maximale duur (13)	0.57	0.22	0.39	0.50	-0.25	0.12	0.42	0.09	-0.34	0.43	-0.54	0.38	1			
Percentage nieuw gescheiden vrouwen (14)	0.51	0.35	0.45	0.13	-0.27	0.15	0.02	-0.10	0.14	0.72	-0.52	0.10	0.24	1		
Omgevingsadressendichtheid (15)	0.68	0.74	0.59	0.15	-0.19	0.45	-0.07	-0.26	0.08	0.76	-0.48	-0.02	0.18	0.57	1	

Klantenpotentieel (16)	0.65	0.98	0.39	0.27	-0.15	0.41	0.03	-0.12	-0.03	0.54	-0.33	0.07	0.21	0.29	0.66	1
------------------------	------	------	------	------	-------	------	------	-------	-------	------	-------	------	------	------	------	---

Appendix 2 Het verklaringsmodel

Als uitgangspunt voor het onderzoekstraject gold het verklaringsmodel volgens het rapport 'Actualisatie berekende bijstand in model: eindrapportage'.¹⁷ Dit model betrof een paneldata model voor de periode 1993-1997. Het model was geschat voor meerdere jaarwaarnemingen van alle gemeenten, voor alle gemeenten en gemeenten met meer dan 50.000 inwoners. Tabel A2/1 memoreert de schattingsresultaten van dit model voor alle gemeenten.

Tabel A2/1 Schattingen Ln(bijstandsuitgaven per inwoner van 20-64 jaar). Schattingen voor alle gemeenten voor de jaren 1993-1997

Variabele	Coëfficiënt
Tijdsinvariante variabelen	
Constante	9.08
Percentage lage inkomens	0.03
Percentage zelfstandigen	-0.03
Ln(klantenpotentieel)	0.06
Macro-ontwikkeling Abw-uitgaven (jaardummies)	
Dummy voor 1994	0.01
Dummy voor 1995	-0.19
Dummy voor 1996	-0.07
Dummy voor 1997	-0.12
Afwijkingen variabelen $(x_{i,t} - \bar{x}_i)$	
Percentage gescheiden personen	0.06
RBA-werkgelegenheid als pct. Van de PBB	0.08
Gemeentelijke werkgelegenheid als pct. Van de PBB	-0.09
Aandeel handel en horeca in RBA-werkgelegenheid	-0.02
Aandeel WW-ers met maximale duur	0.03
Percentage huurwoningen	-0.78
Aandeel niet-Nederlanders	0.00
Aandeel arbeidsongeschikten	0.00
Ln(bevolking)	2.26
Ln(bevolking) kwadratisch	-0.06
Aandeel inwoners 15-19 jaar	-6.82

¹⁷ E.S. Mot, F. Felsö, E. Brouwer (1999), met advies van L. Aarts, Actualisatie berekende bijstand in model: eindrapportage, SEO-rapport 501, Stichting voor Economisch Onderzoek, Amsterdam.

Tabel A2/1 Vervolg Schattingen Ln(bijstandsuitgaven per inwoners 20-64 jaar). Schattingen voor alle gemeenten voor de jaren 1993 – 1997

Aandeel inwoners 20 – 24 jaar	-1.90
Aandeel inwoners 25 – 29 jaar	-3.94
Percentage verweduwden	0.93
RBA-werkloosheidspercentage	0.00
Percentage nieuw gescheiden vrouwen	1.44
<i>Afwijking interactieterm</i> $\left[x_{i,t} \left(inwoners_{i,t} - \overline{inwoners_i} \right) \right]$	
Aandeel inwoners 15 – 19 jaar	-6.58
Aandeel inwoners 20 – 24 jaar	-5.64
Aandeel inwoners 25 – 29 jaar	-5.47
Percentage nieuw gescheiden vrouwen	1.24
<i>Gemiddelde variabele</i> $\left(\bar{x}_i \right)$	
Percentage gescheiden personen	0.10
RBA-werkgelegenheid	-0.57
Gemeentelijke werkgelegenheid	-0.09
Aandeel handel en horeca in RBA-werkgelegenheid	-0.02
Aandeel WW-ers met maximale duur	0.42
Percentage huurwoningen	0.88
Aandeel niet-Nederlanders	0.01
Aandeel arbeidsongeschikten	-0.00
Ln(bevolking)	0.83
Ln(bevolking) kwadratisch	-0.04
Aandeel inwoners 15 – 19 jaar	-5.52
Aandeel inwoners 20 – 24 jaar	-1.74
Aandeel inwoners 25 – 29 jaar	-0.56
Percentage verweduwden	-3.65
Werkloosheidspercentage in RBA-regio	0.01
Percentage nieuw gescheiden vrouwen	1.21
<i>Gemiddelde interactietermen</i> $\left[x_i \left(\overline{inwoners} \right) \right]$	
Aandeel inwoners 15 – 19 jaar	0.70
Aandeel inwoners 20 – 24 jaar	0.16
Aandeel inwoners 25 – 29 jaar	0.39
Percentage nieuw gescheiden vrouwen	-0.13

Appendix 3 Verdeeleeffecten van de belangrijkste alternatieve modellen

Deze appendix bevat tabellen met verdeeleeffecten van de een aantal modellen dat de revue is gepasseerd in de analyses. Het gaat om:

1. Het 'verklaringsmodel' (paneldata structuur; zie Appendix 2);
2. Het dwarsdoorsnede model met logaritmische variabelen;
3. Het dwarsdoorsnede model lineair (zonder logaritmische variabelen);
4. Het vereenvoudigde en aangepaste dwarsdoorsnede model
5. Het objectieve dwarsdoorsnede model in combinatie met historische kosten

1. Verklaringsmodel

Tabel A3/1 Ongewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in de periode 1993 – 1997

Gemeente-grootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)
0 tot 25.000	362	12%	18%
25.000 tot 50.000	98	14%	13%
50.000 tot 100.000	33	17%	9%
100.000 tot 150.000	15	15%	8%
Meer dan 150.000	9	41%	9%
Totaal	517	100%	16%

2. Dwarsdoorsnede model logaritmisch

Tabel A3/2 Ongewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)
0 tot 25.000	375	11.9%	20%
25.000 tot 50.000	105	14.1%	13%
50.000 tot 100.000	33	16.1%	9%
100.000 tot 150.000	15	13.4%	6%
Meer dan 150.000	10	44.4%	5%
Totaal	538	100.0%	17%

Tabel A3/3 Percentage en aantal gemeenten met een te groot negatief herverdeeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten
0 tot 25.000	26%	97
25.000 tot 50.000	13%	14
50.000 tot 100.000	18%	6
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	23%	122

3. Dwarsdoorsnede model lineair

Tabel A3/4 Ongewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)
0 tot 25.000	375	12.0%	26%
25.000 tot 50.000	105	14.2%	17%
50.000 tot 100.000	33	16.2%	10%
100.000 tot 150.000	15	13.6%	10%
Meer dan 150.000	10	44.0%	6%
Totaal	538	100.0%	22%

Tabel A3/5 Percentage en aantal gemeenten met een te groot negatief herverdeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeffecten
0 tot 25.000	29%	108
25.000 tot 50.000	18%	19
50.000 tot 100.000	18%	6
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	26%	138

4. Dwarsdoorsnede model vereenvoudigd en aangepast

Tabel A3/6 Ongewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)
0 tot 25.000	375	12.0%	32%
25.000 tot 50.000	105	14.2%	16%
50.000 tot 100.000	33	16.2%	11%
100.000 tot 150.000	15	13.6%	13%
Meer dan 150.000	10	44.0%	6%
Totaal	538	100.0%	26%

Tabel A3/7 Percentage en aantal gemeenten met een te groot negatief herverdeeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten
0 tot 25.000	40%	150
25.000 tot 50.000	16%	17
50.000 tot 100.000	24%	8
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	33%	180

5. Dwarsdoorsnede model objectief in combinatie met historisch

Tabel A3/8 Ongewogen gemiddelden van de (absolute waarde van) de gemiddelde procentuele verschillen tussen de voorspelde en gerealiseerde Abw-uitgaven per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	Aantal gemeenten	Aandeel in de Abw-uitgaven	Gemiddeld procentueel verschil, (ongewogen)
0 tot 25.000	375	12.0%	11%
25.000 tot 50.000	105	14.2%	8%
50.000 tot 100.000	33	16.2%	11%
100.000 tot 150.000	15	13.6%	13%
Meer dan 150.000	10	44.0%	7%
Totaal	538	100.0%	10%

Tabel A3/9 Percentage en aantal gemeenten met een te groot negatief herverdeeeffect (minimum van f15,- per inwoner en 15% herverdeeeffect), bij 25% objectief en 75% op declaratiebasis per gemeentegrootteklasse voor alle gemeenten in 1998

Gemeentegrootteklasse	% gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten	Aantal gemeenten met te negatieve herverdeeeffecten
0 tot 25.000	15%	58
25.000 tot 50.000	11%	12
50.000 tot 100.000	18%	6
100.000 tot 150.000	27%	4
Meer dan 150.000	10%	1
Totaal	15%	81

Appendix 4 Gesprekken met gemeenten

Als onderdeel van het onderzoek is gesproken met vertegenwoordigers van een zestal gemeenten. De gesprekken zijn steeds per twee gemeenten gevoerd, waarbij gemeenten van vergelijkbare omvang met een duidelijk negatief en duidelijk positief herverdeeleffect gekoppeld werden.

Opzet

De gesprekken hadden tot doel om te bezien:

1. Of de effecten, die op basis van het verklaringsmodel (met paneldata structuur) gegenereerd werden, plausibel waren in het licht van de situatie in de gemeenten;
2. Of er ten onrechte belangrijke objectieve factoren in het model ontbraken.

In de gesprekken is niet gepoogd de kwaliteit van het beleid objectief te meten. Zou dit kunnen, dan was er geen verdeelmodel nodig op basis van objectieve factoren maar zou de directe weg bewandeld zijn, budgettering op basis van beleid. Wel is gepoogd enig inzicht te verkrijgen in de bestuurlijke omstandigheden van gemeenten. Daarbij kwam aan de orde:

- Een subjectief oordeel van de aanwezige beleidsambtenaren over de kwaliteit en betrokkenheid van de wethouder, waarbij ook gevraagd is of bijstandsbeleid als bestuurlijke prioriteit geldt;
- De continuïteit van beleid (de situatie nu vergeleken met vijf jaar geleden);
- Samenwerking sociale dienst en arbeidsvoorziening;
- Is er actief en effectief werkgelegenheidsbeleid of uitstroombeleid;
- Is er actief en effectief poortwachters- en sanctiebeleid;
- Zijn er relevante regionale samenwerkingsverbanden;
- Specifieke lokale en regionale omstandigheden die het modelmatige effect kunnen verklaren.

Beleid

Uit de gesprekken kwam het beeld naar voren dat de uitkomsten van het verklaringsmodel wat betreft de grotere gemeenten qua richting overeenkomen met de subjectieve impressie die in de gesprekken werd gewekt. Gemeenten met een positief herverdeeleffect lijken bijvoorbeeld een strengere poortwachter te hebben, waarbij aanvragers voor ene uitkering bijvoorbeeld eerst verplicht wordt bij een uitzendbureau voorbij te gaan alvorens de aanvraag in behandeling wordt genomen. De aanwezigheid van een uitzendbureau binnen de gemeentegrenzen werd

overigens als relevante variabele genoemd. Hierover waren geen data beschikbaar. Indien de factor werkelijk relevant is, zouden gemeenten de vestiging van uitzendbureaus met beleid kunnen ondersteunen, waarmee het niet geheel voldoet aan het criterium dat het een 'objectieve', van het beleid onafhankelijke variabele betreft.

De mate waarin het poortwachterseffect een rol kan spelen neemt volgens sommige gemeenten af. De bijstandspopulatie bestaat in toenemende mate uit cliënten in 'fase 4'. Er is minder instroom dan vroeger, uitstroom hangt sterker af van de kwaliteiten van de cliënten. De fase-indeling was overigens nog niet beschikbaar voor gebruik in het verdeelmodel.

Verschillen in beleid lijken volgens de gesprekspartners in het verdere verleden (vijf jaar) een grotere rol gespeeld te hebben dan in het meer recente verleden. Dit komt mede door de veranderende arbeidsmarktsituatie.

Bij de kleinere gemeenten speelde de toevalsfactor een grote rol en was het verschil in beleid niet zo in het oog springend dat dit de verschillen in verdeeleeffecten zou kunnen verklaren. Het al dan niet aanwezig zijn van een goede consulent maakt op dit niveau al een groot verschil. Overigens kan dit wel als beleidsmatige variabele worden aangemerkt.

Objectieve factoren

In de gesprekken is uitgebreid aandacht besteed aan mogelijke objectieve factoren die in het model gemist worden. Daarbij zijn met name zeer specifieke factoren genoemd (de ligging aan een grote rivier) en factoren die niet beschikbaar zijn (zoals zeer specifieke groepen allochtonen, aanwezigheid van een asielzoekerscentrum, woonwagengedwongen). Ook is kerkelijke gezindheid als factor genoemd. Omdat dit een merkwaardige grond voor het vaststellen van budgetten lijkt is deze factor niet in de analyse meegenomen.

Verder is de regionale opvangfunctie van gemeenten genoemd. Deze factor is in de analyse ondervangen door de invloed van andere centrumfunctiekenmerken te onderzoeken. Ook wordt de arbeidsmarktsituatie in verschillende bedrijfstakken genoemd. Dit is in eerdere analyses met het paneldata model kwantitatief onderzocht en bleek toen (met uitzondering van de sector handel en horeca) niet van belang te zijn bij het verklaren van de bijstand.

Een genoemde factor die met andere woorden ook in andere gremia is genoemd, is de aanwezigheid van goedkope huisvesting. Het percentage sociale huurwoningen geldt hiervoor als indicatie en is in het model opgenomen. Ook genoemd is de WOZ-waarde. Deze bleek geen bruikbare factor (zie hoofdstuk).

Een genoemde factor die niet nader kwantitatief geanalyseerd is, is de beschikbaarheid van kinderopvang. De overweging daarbij was dat beperkingen in de beschikbaarheid in de periode waarvoor het model geschat is (1998) nog niet als belangrijke reden wordt gezien voor relatief hoge bijstandsdruk. Na het aanscherpen van de sollicitatieplicht voor bijstandsmoeders zou dit in de toekomst kunnen veranderen.

Tot slot: in een van de gesprekken is vanuit de gemeenten opgemerkt dat men het betreurt, dat herverdeling plaats zal vinden op basis van factoren die door het CBS aangeleverd worden. Dit, terwijl gemeenten zeer veel actuele informatie in de doeltreffendheidsrapporten ('en alle andere rapporten die ingevuld moeten worden') verstrekken. Een directe meting van beleidskwaliteit zou volgens sommige gemeentelijke vertegenwoordigers mogelijk moeten zijn. Dit lijkt een te optimistische stellingname.

Appendix 5 Simulaties

De begeleidingscommissie heeft een zevental cases voorgesteld die de gevoeligheid van het model voor Abw-uitgaven tot 65 jaar in kaart brengt. Daarbij was de bedoeling om de gevolgen van bepaalde veranderingen in een gemeente met een lage of hoge bijstandsdruk te analyseren.

De aangeleverde cases waren niet altijd direct geschikt voor verwerking in het model, doordat ze niet 1-op-1 aansloten op de gebruikte variabelen. Bovendien waren in een paar gevallen de voorgestelde simulaties dermate extreem, dat deze niets met feitelijk mogelijke veranderingen te maken hebben en daarom ook geen inzicht konden verschaffen in mogelijke gevolgen voor de budgettering van de bijstand. Om die redenen zijn de cases zodanig geformuleerd dat deze hoewel vaak nog wel extreem, ook nog 'realistisch' en informatief zijn. Bovendien is een zo goed mogelijke vergelijkbaarheid nagestreefd.

In elke case gaan wij uit van een of twee gemeenten waar zich een verandering van samenstelling van de populatie voor doet. Door nu te kijken naar de geschatte bijstandsuitgaven per inwoner van 20 tot 65 jaar en totale bijstandsuitgaven voor en na de simulatie kunnen wij bepalen of het model plausibele uitkomsten genereert.

In de eerste vijf cases gaan wij steeds uit van twee bestaande gemeenten. Een gemeente 'A' met ongeveer 100 duizend inwoners heeft een groot positief herverdeeeffect (met relatief weinig mensen in de bijstand) en een bestaande gemeente 'B' van ongeveer 100 duizend inwoners heeft een groot negatief herverdeeeffect (met relatief veel mensen in de bijstand). Voor beide gemeenten veranderen we de samenstelling van de bevolking en ramen de voor beide gemeenten.

De zesde case gaat over een Vinex-gemeente en de laatste case gaat over een gemeente met een zwakke structuur met emigratiesaldo.

Eerste Case

Toename van 2000 inwoners, waarvan 400 de leeftijd hebben tussen 15 en 19 jaar. Deze jongeren gaan allemaal in de handel en horeca sector werken, waarbij de karakteristieken van de 1600 volwassenen niet afwijken van de oorspronkelijke inwoners van beide gemeenten. Het gemiddelde aantal inwoners tussen de 15 en 19 is voor beide gemeenten ruim 5%. Bij de nieuwelingen is het gemiddelde beduidend hoger, namelijk 20%.

In Tabel A5/1 staan de waarden van de objectieve factoren van beide gemeenten en de uitkomst van de simulatie. Doordat in het model de werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau is opgenomen verandert het gemiddelde amper (verschil is pas zichtbaar bij drie cijfers achter de komma).

De bijstandsuitgaven per inwoner van 20 tot 65 jaar dalen voor beide gemeenten met ongeveer f15,-. De totale bijstandsuitgaven stijgen voor beide gemeenten. Voor 'B' is de stijging van de totale bijstandsuitgaven¹⁸ groter dan voor 'A', omdat in 'B' meer mensen een bijstandsuitkering hebben dan in 'A'.

¹⁸ De verandering wordt in duizenden guldens aangegeven.

Tabel A5/1 Case 1: Waarden objectieve factoren van twee gemeenten voor en na simulatie

Factoren	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect
	Waarden objec- tieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objec- tieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objec- tieve factoren na simulering	Waarden objec- tieve factoren na simulering
Percentage lage inkomens	30.00	33.00	30.00	33.00
Percentage WW-ers met maximale duur	0.49	0.50	0.49	0.50
Verandering in Bevolking			2,000	2,000
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar	3.11	3.85	3.11	3.85
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA – niveau	11.18	7.41	11.18	7.41
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA -	25.24	20.81	25.24	20.81
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar **	5.41	5.79	5.66	6.03
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar	17.82	14.09	17.82	14.09
RBA- werkloosheidspercentage	3.30	6.80	3.30	6.80
Percentage sociale huurwoningen	39.34	39.57	39.34	39.57
Gemiddelde woningbezetting	237.11	232.91	237.11	232.91
Percentage arbeidsongeschikten	6.11	6.60	6.11	6.60
Bijstandsuitgaven per inwoner 20 – 64 jaar	1,181	1,473	1,166	1,459
Totale bijstandsuitgaven (*f1000)	92,650	106,900	93,030	107,640
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)	.	.	-15	-14
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven *f1000	.	.	380	740
Vershil in % per inwoner 20 – 64 jaar	.	.	-1.28%	-0.98%
Vershil in % totale bijstandsuitgaven	.	.	0.41%	0.69%

De factoren met een sterretje zijn door de simulatie van waarde veranderd.

Tweede Case

Nu aanvaarden 1000 bijstandsgerechtigden, die ontheven zijn van de arbeidsverplichting, voor dezelfde twee gemeenten als in case 1 een deeltijdbaan tussen de 12 en 19 uur. Ervan uitgaande dat deze bijstandsgerechtigden vanwege de ontheffing van de arbeidsverplichting niet tot de werkloosheid worden gerekend, neemt de RBA-werkloosheid niet af, de beroepsbevolking neemt wel toe. De beroepsbevolking zit echter niet in het model. De overige waarden van de exogene factoren blijven gelijk.

Voordat wij naar de uitkomst kijken is een opmerking wel op zijn plaats. Een besteedbaar inkomen tot f25.500 per jaar wordt als laag inkomen gerekend. Doordat de 1000 bijstandsgerechtigden een deeltijdbaan vinden, zou het besteedbaar inkomen voor een aantal van deze mensen niet meer tot een laag inkomen gerekend kunnen worden. In dat geval zal de geschatte bijstandsuitgaven wat lager uitvallen dan nu uit de simulatie rolt.

De gevonden effecten zijn vrij klein, dit komt omdat het percentage parttimers per RBA gebied is.

Tabel A5/2 Case 2: Waarden objectieve factoren van twee gemeenten voor en na simulatie

Factoren	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect
	Waarden objec- tieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objec- tieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objec- tieve factoren na simulering	Waarden objec- tieve factoren na simulering
Percentage lage inkomens	30.00	33.00	30.00	33.00
Percentage WW-ers met maximale duur	0.49	0.50	0.49	0.50
Verandering in Bevolking			0	0
Percentage eenouderhuidhoudens tussen 20 en 64 jaar	3.11	3.85	3.11	3.85
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA- niveau**	11.18	7.41	11.18	7.42
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau	25.24	20.81	25.24	20.81
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar	5.41	5.79	5.41	5.79
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar	17.82	14.09	17.82	14.09
RBA- werkloosheidspercentage	3.30	6.80	3.30	6.80
Percentage sociale huurwoningen	39.34	39.57	39.34	39.57
Gemiddelde woningbezetting	237.11	232.91	237.11	232.91
Percentage arbeidsongeschikten	6.11	6.60	6.11	6.60
Bijstandsuitgaven per inwoner 20-64 jaar	1,181	1,473	1,181	1,473
Totale bijstandsuitgaven in duizenden gulden	92,650	106,900	92,660	106,900
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)	.	.	0	0
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven in *f1000	.	.	10	0
Vershil in % per inwoner 20 – 64 jaar	.	.	0.02%	0.00%
Vershil in % totale bijstandsuitgaven	.	.	0.01%	0.00%

De factoren met een sterretje zijn door de simulatie van waarde veranderd.

Derde Case

In deze derde case worden in beide gemeenten 1000 asielzoekers met een A-status toegelaten. Voor beide gemeenten geldt dat 700 asielzoekers de leeftijd hebben tussen 20 en 64 jaar. Ze hebben allen een laag inkomen en komen in aanmerking voor de bijstand.

De verandering in de bijstandsuitgaven per inwoner tussen 20 en 64 jaar en de totale bijstandsuitgaven verschillen amper tussen de twee gemeenten. Omgerekend per hoofd asielzoeker met een leeftijd tussen de 20 en 64 jaar stijgt de bijstandsuitgaven f600 per maand.

Tabel A5/3 Case 3: Waarden objectieve factoren van twee gemeenten voor en na simulatie

Factoren	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect
	Waarden objec- tieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objec- tieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objec- tieve factoren na simulering	Waarden objec- tieve factoren na simulering
% lage inkomens **	30.00	33.00	30.62	33.64
Percentage WW-ers met maximale duur **	0.49	0.50	0.48	0.49
Verandering in Bevolking			1,000	1,000
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar	3.11	3.85	3.11	3.85
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA- niveau **	11.18	7.41	11.15	7.41
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau **	25.24	20.81	25.17	20.78
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar	5.41	5.79	5.41	5.79
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar	17.82	14.09	17.82	14.09
RBA- werkloosheidspercentage **	3.30	6.80	3.29	6.79
Percentage sociale huurwoningen	39.34	39.57	39.34	39.57
Gemiddelde woningbezetting	237.11	232.91	237.11	232.91
Percentage arbeidsongeschikten	6.11	6.60	6.00	6.47
Bijstandsuitgaven per inwoner 20 – 64 jaar	1,181	1,473	1,235	1,529
Totale bijstandsuitgaven in duizenden guldens	92,650	106,900	97,680	111,880
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)	.	.	54	56
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven in *f1000	.	.	5,030	4,980
Vershil in % per inwoner 20 – 64 jaar	.	.	4.54%	3.78%
Vershil in % totale bijstandsuitgaven	.	.	5.43%	4.66%

De factoren met een sterretje zijn door de simulatie van waarde veranderd.

Vierde Case

Analoog aan de derde case, maar nu verhuist de genoemde groep van 1000 asielzoekers van 'A' naar 'B'.

We zien dat wat 'A' minder krijgt, 'B' meer krijgt.

Tabel A5/4 Case 4: Waarden objectieve factoren van twee gemeenten voor en na simulatie

Factoren	Gemeente A: met groot po- sitief herver- deeffect	Gemeente B: met groot ne- gatief herver- deeffect	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect
	Waarden ob- jectieve facto- ren in uit- gangssituatie	Waarden ob- jectieve facto- ren in uit- gangssituatie	Waarden objec- tieve factoren na simulering	Waarden objec- tieve factoren na simulering
% lage inkomens**	30.00	33.00	29.37	33.64
Percentage WW-ers met maximale duur**	0.49	0.50	0.50	0.49
Verandering in Bevolking**			-1,000	1,000
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar	3.11	3.85	3.11	3.85
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA- niveau**	11.18	7.41	11.28	7.34
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau**	25.24	20.81	25.47	20.61
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar	5.41	5.79	5.41	5.79
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar	17.82	14.09	17.82	14.09
RBA- werkloosheidspercentage**	3.30	6.80	3.31	6.79
Percentage sociale huurwoningen	39.34	39.57	39.34	39.57
Gemiddelde woningbezetting	237.11	232.91	237.11	232.91
Percentage arbeidsongeschikten	6.11	6.60	6.22	6.47
Bijstandsuitgaven per inwoner 20-65	1,181	1,473	1,126	1,530
Totale bijstandsuitgaven in duizenden guldens	92,650	106,900	87,550	111,990
Absoluut verschil per inwoner 20-65 (f)	.	.	-55	57
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven in *f1000	.	.	-5,100	5,090
Vershil in % per inwoner 20-65	.	.	-4.68%	3.89%
Vershil in % totale bijstandsuitgaven	.	.	-5.50%	4.76%

De factoren met een sterretje zijn door de simulatie van waarde veranderd.

Vijfde Case

Analoog aan de derde en vierde case, maar nu verhuist de genoemde groep van 1000 asielzoekers van 'B' naar 'A'.

We zien dat wat 'B' minder krijgt, 'A' meer krijgt.

Tabel A5/5 Case 5: Waarden objectieve factoren van twee gemeenten voor en na simulatie

Factoren	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect	Gemeente A: met groot posi- tief herverdee- leffect	Gemeente B: met groot nega- tief herverdee- leffect
	Waarden objec- tieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objec- tieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objec- tieve factoren na simulering	Waarden objec- tieve factoren na simulering
% lage inkomens **	30.00	33.00	30.62	32.35
Percentage WW-ers met maximale duur **	0.49	0.50	0.48	0.51
Verandering in Bevolking			1,000	-1,000
Percentage eenouderhuidhoudens tussen 20 en 64 jaar	3.11	3.85	3.11	3.85
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA- niveau **	11.18	7.41	11.08	7.49
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau **	25.24	20.81	25.02	21.01
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar	5.41	5.79	5.41	5.79
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar	17.82	14.09	17.82	14.09
RBA- werkloosheidspercentage **	3.30	6.80	3.29	6.81
Percentage sociale huurwoningen	39.34	39.57	39.34	39.57
Gemiddelde woningbezetting	237.11	232.91	237.11	232.91
Percentage arbeidsongeschikten	6.11	6.60	6.00	6.73
Bijstandsuitgaven per inwoner 20 – 64 jaar	1,181	1,473	1,236	1,415
Totale bijstandsuitgaven in duizenden guldens	92,650	106,900	97,740	101,790
Absoluut verschil per inwoner 20-64 jaar (f)	.	.	54	-58
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven in *f1000	.	.	5,090	-5,110
Vershil in % per inwoner 20 – 64 jaar	.	.	4.60%	-3.96%
Vershil in % totale bijstandsuitgaven	.	.	5.49%	-4.78%

De factoren met een sterretje zijn door de simulatie van waarde veranderd.

Zesde Case

Deze case gaat over één welvarende gemeente met Vinex-uitbreiding. De kenmerken van deze gemeente 'C' wijken sterk af van de gemeenten 'A' en 'B' uit de vorige cases. Het gaat nu over een gemeente met 70.000 inwoners met een gemiddeld aandeel inwoners tussen 20 en 64 jaar, met relatief weinig lage inkomens¹⁹, relatief veel jongeren, relatief laag werkloosheidspercentage, gemiddeld percentage parttimers, relatief weinig handel-horeca, relatief weinig eenoudergezinnen, relatief laag arbeidsongeschiktheid en relatief laag percentage WW-ers met maximale duur. De precieze waarden van de kenmerken staan van deze Vinex gemeente beschreven in Tabel A5/6.

Nu komt er in deze gemeente 3000 inwoners vanuit andere gemeenten bij, waarvan 2000 een leeftijd hebben van 20 tot en met 64 jaar. Wij gaan er van uit dat de karakteristieken van de nieuwe inwoners gunstig zijn voor een lage bijstandsnood. Het percentage met een laag inkomen van de oorspronkelijke bewoners bedraagt ongeveer 25 procent. Voor de nieuwkomers bedraagt dit percentage de helft, dus 12½ procent. Wij hebben dan ook voor de nieuwkomers handel-horeca, jongeren tussen 15 en 19 jaar, éénoudergezinnen, arbeidsongeschikten en percentage WW-ers met maximale duur het percentage gehalveerd ten opzichte van de oorspronkelijke bewoners. Voor de overige factoren hebben wij het percentage constant gehouden.

We zien dat de bijstandsuitgaven per inwoner van 20 tot en met 64 jaar daalt en dat de totale bijstandsuitgaven wat toeneemt.

¹⁹ Bij deze case en de volgende case gebruiken wij de term 'relatief laag' voor een waarde van een kenmerk die 10% lager ligt dan een kenmerk van een gemiddelde gemeente met ongeveer de zelfde aantal inwoners. De term 'relatief hoog' gebruiken wij als een kenmerk die 10% hoger ligt dan een kenmerk van een gemiddelde gemeente met ongeveer hetzelfde aantal inwoners.

Tabel A5/6 Case 6: Waarden objectieve factoren van een Vinex gemeente voor en na simulatie.

Factoren	Gemeente C: Vinex-gemeente	Gemeente C: Vinex-gemeente
	Waarden objectieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objectieve factoren na simulering
% lage inkomens **	27.46	26.88
Percentage WW-ers met maximale duur **	0.49	0.48
Verandering in Bevolking **		3,000
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar **	2.93	2.81
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA-niveau	8.57	8.57
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau **	18.75	17.95
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar **	6.54	6.26
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar **	13.37	13.44
RBA-werkloosheidspercentage	4.46	4.46
Percentage sociale huurwoningen		
Gemiddelde woningbezetting		
Percentage arbeidsongeschikten **	7.56	7.24
Bijstandsuitgaven per inwoner 20 – 64 jaar	656	632
Totale bijstandsuitgaven in duizenden gulden	29,380	29,600
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)	.	-23
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven *f1000	.	220
Vershil in % per inwoner 20-65	.	-3.55%
Vershil in % totale bijstandsuitgaven	.	0.75%

De factoren met een sterretje zijn door de simulatie van waarde veranderd.

Zevende Case

Het gaat nu om een gemeente met een zwakke structuur met emigratiesaldo. De kenmerken van deze gemeente 'D' wijkt ook sterk af van de gemeenten 'A', 'B' en 'C' uit de vorige cases. Het gaat nu over een gemeente met 100 duizend inwoners met een relatief laag percentage inwoners tussen 20 en 64 jaar. Met relatief veel lage inkomens, relatief hoog werkloosheidspercentage, relatief veel handel-horeca, relatief veel eenoudergezinnen, relatief veel arbeidsongeschiktheid en relatief hoog percentage WW-ers met maximale duur. De overige kenmerken zijn gelijk aan de gemiddelde kenmerken van gemeenten met inwoners tussen de 80 duizend en 120 duizend inwoners.

Nu gaan er 2000 inwoners weg uit de gemeente, waarvan 1300 een leeftijd hebben van 20 tot 64 jaar. Wij zijn er vanuit gegaan dat de inwoners die weggaan gunstiger karakteristieken hebben dan de blijvers. Op analoge wijze als in de zesde case gaan we er van uit dat de vertrekkers 50% gunstiger karakteristieken waarden hebben dan de blijvers. Dit is toegepast op de volgende kenmerken: lage inkomens, jongeren tussen 15-19 jaar en volwassenen tussen 25-29 jaar, éénoudergezinnen, arbeidsongeschikten en het percentage WW-ers met maximale duur. Voor de overige factoren is het percentage constant gehouden.

We zien dat de bijstandsuitgaven per inwoner tussen 20 en 64 jaar stijgen. De totale bijstandsuitgaven dalen.

Tabel A5/7 Case 7: Waarden objectieve factoren van een gemeente met zwakke structuur

Factoren	Gemeente D: zwakke structuur	Gemeente D: zwakke structuur
	Waarden objectieve factoren in uitgangssituatie	Waarden objectieve factoren na simulering
% lage inkomens **	33.57	33.93
Percentage WW-ers met maximale duur **	0.60	0.61
Verandering in Bevolking **		-2,000
Percentage eenouderhuishoudens tussen 20 en 64 jaar **	3.58	3.62
Percentage parttimers 12 – 19 uur per week op RBA-niveau	8.57	8.57
Werkgelegenheid in handel en horeca op RBA-niveau **	22.91	23.25
Percentage inwoners tussen 15 en 19 jaar **	5.95	6.03
Percentage inwoners tussen 25 en 29 jaar **	13.37	13.52
RBA-werkloosheidspercentage	5.45	5.45
Percentage sociale huurwoningen	0.00	0.00
Gemiddelde woningbezetting	0.00	0.00
Percentage arbeidsongeschikten **	9.24	9.38
Bijstandsuitgaven per inwoner 20 – 64 jaar	1,274	1,301
Totale bijstandsuitgaven in duizenden gulden	77,450	77,420
Absoluut verschil per inwoner 20 – 64 jaar (f)	.	27
Absoluut verschil totale bijstandsuitgaven in *f1000	.	-30
Verschil in % per inwoner 20 – 64 jaar	.	2.14%
Verschil in % totale bijstandsuitgaven	.	-0.04%

De factoren met een sterretje zijn door de simulatie van waarde veranderd.

Appendix 6 Samenstelling begeleidingscommissie

Drs. H. de Wolf	Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (voorzitter)
Drs. A.L.J. Veraart	Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid
Drs. F.M. Nieuweboer	Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid
Drs. F.J. van Sloten	Ministerie van Binnenlandse Zaken
Dhr. H. Tanja	Ministerie van Binnenlandse Zaken
Drs. M.S. Heekelaar	Ministerie van Financiën
Drs. S. van den Elshout	Centraal Bureau voor de Statistiek
Dhr. F. Kentin	Vereniging van Nederlandse Gemeenten
Drs. G.A. Oskam	Vereniging van Nederlandse Gemeenten
Dhr. R. Hielckert	Gemeente Amsterdam
Drs. A.J.W.M. Verhagen	Gemeente Den Haag
Dhr. J. Minnaard	Gemeente Groningen
Dr. J.W.G. Scheltinga	Gemeente Heusden

Adviseur van de begeleidingscommissie: dr. L.J.M. Aarts

Literatuurbijlage

Aarts, L.J.M., Ph. R. de Jong, E.S. Mot, m.m.v. M. Brander, E. Brouwer, A.W.M. de Groot, Berekenende bijstand: een onderzoek t.b.v de interdepartementale werkgroep heroverweging bijstandsregelingen naar de haalbaarheid van een objectief verdeelmodel in de financiering van de gemeentelijke Abw-uitgaven, *Financieringssysteem van de Algemene Bijstandswet*, Rapport 1, Interdepartementaal Beleidsonderzoek Financieringssysteem van de Algemene Bijstandswet, s.n., Den Haag, 1996, Leidse Stichting voor Economie en Recht, Leiden, Stichting voor Economisch Onderzoek, Amsterdam, 1996.

Aarts, Leo (Lester), Erik Brouwer, Esther Mot (SEO), Pieter van Winden, Robert Olieman, Jaap de Koning, Elwin de Vries (NEI), *Berekende bijstand in model: eindrapportage*; vervolgonderzoek t.b.v. de interdepartementale Projectgroep Objectief Verdeelmodel naar de haalbaarheid van een objectief verdeelmodel in de financiering van de gemeentelijke Abw-uitgaven, SEO-rapport nr. 478, Stichting voor Economisch Onderzoek, Amsterdam, 1998.

Brouwer, E., E. Mot en I. Overtoom, met advies van L. Aarts (1999), *Actualisatie berekenende bijstand in model*, eindrapportage, SEO-rapport nr. 501, Stichting voor Economisch Onderzoek, Amsterdam.

Mot, E.S., F. Felsö en E. Brouwer (1999), met advies van L. Aarts, *Beantwoording aanvullende vragen bij geactualiseerd objectief verdeelmodel voor de bijstand*, Stichting voor Economisch Onderzoek, Amsterdam.

Verhagen, A.J.W.M. (1997), Criteria aan de verdeelmaatstaven van specifieke uitkeringen, COELO, rapport 1997-4.