

**Stabiliteit en herverdeeleffecten
van het verdeelmodel
voor de bijstand, 1998-2000**

**R. Goudriaan
R.S. Halbersma
L.J.M. Aarts**

Advies voor het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

© **A**arts De Jong Wilms Goudriaan **P**ublic **E**conomics bv (APE)

Den Haag, februari 2003

INHOUD

1	INLEIDING EN SAMENVATTING	5
1.1	Inleiding	5
1.2	Probleemstelling	6
1.3	Indeling van het rapport	7
1.4	Samenvatting	7
1.4.1	Patronen in de waarden van de verdeelkenmerken	7
1.4.2	Verdelende werking van het huidige verdeelmodel 1998 in de tijd	8
1.4.3	Robuustheid en stabiliteit van de verdeelmodellen	8
1.4.4	Verdelende werking van de modellen 1998, 1999 en 2000	9
1.4.5	Patronen in de herverdeeeffecten, 1998-2000	10
1.4.6	Resultaten voor de 60.000-gemeenten	11
1.5	Aanbevelingen	11
2	AANPAK VAN HET ONDERZOEK	15
2.1	Inleiding	15
2.2	Gegevens en structuur van het verdeelmodel	15
2.2.1	Algemeen	15
2.2.2	Gegevens	16
2.2.3	De 40.000+ gemeenten	17
2.2.4	De 60.000- gemeenten	18
2.3	Gehanteerde begrippen en instrumenten	19
2.3.1	Robuustheid en invloedrijke waarnemingen	19
2.3.2	Correlatiecoëfficiënten	20
2.3.3	Weging	21
2.3.4	Analyse van de stabiliteit van de verdeelmodellen	21
2.4	Analyse van patronen in de herverdeeeffecten	22
3	DE VERDEELKENMERKEN: PATROON EN ONTWIKKELING, 1998-2000	25
3.1	Inleiding	25
3.2	Veranderingen in de definitie of registratie van de verdeelkenmerken	26
3.3	Ontwikkeling van de kenmerken, 1998-2000	27
3.3.1	Verdeelkenmerken, 1998-2000	27
3.3.2	Bijstandsuitgaven, 1998-2000	29
3.3.3	Lage inkomens, 1998-2000	31
3.3.4	Arbeidsongeschiktheid, 1998-2000	32
3.3.5	Regionaal klantenpotentieel, 1998-2000	34
3.4	Samenhang tussen de verdeelkenmerken, 1998-2000	35

3.5 Eenouderhuishoudens en verhuizingen, 1998-2000	36
3.5.1 Eenouderhuishoudens, 1998-2000	36
3.5.2 Verhuizingen, 1998-2000	37
3.6 Samenvatting en conclusies	38
4 VERDELENDE WERKING VAN HET HUIDIGE VERDEELMODEL, 1998-2000	41
4.1 Inleiding	41
4.2 Herverdeeeffecten van het huidige verdeelmodel naar gemeentegrootte, 1998-2000	41
4.3 Bandbreedte van de herverdeeeffecten van het huidige verdeelmodel naar gemeentegrootte	43
4.4 Verdeling van de gemeenten naar grootte van de herverdeeeffecten	45
4.5 Samenvatting en conclusies	46
5 SYSTEMATISCHE HERVEEEFFECTEN VAN HET HUIDIGE VERDEELMODEL, 1998-2000	49
5.1 Inleiding	49
5.2 Structurele herverdeeeffecten	49
5.2.1 Aanwezigheid van structurele patronen	49
5.2.2 Structurele versus incidentele herverdeeeffecten	51
5.3 Achtergronden van structurele herverdeeeffecten	52
5.3.1 Inleiding	52
5.3.2 Toetsresultaten	53
5.3.3 Gemeentekennmerken en herverdeeeffecten in de 40.000+ gemeenten	54
5.4 Samenvatting en conclusies	57
6 HERSCHATTING EN STABILITEIT VAN DE VERDEELMODELLEN VOOR DE GROTE GEMEENTEN, 1998-2000	59
6.1 Inleiding	59
6.2 Nieuwe gemeente-indeling, nieuwe arbeidsongeschiktheidsdefinitie en schattingsresultaten, 1998	60
6.3 Actualisering van de schattingsresultaten, 1999 en 2000	61
6.4 Robuustheid van de schattingsresultaten	63
6.5 Stabiliteit van de schattingsresultaten	64
6.5.1 Inleiding	64
6.5.2 Stabiliteit van de gewichten	64
6.5.3 Stabiliteit van de bijstandsbudgetten	66
6.6 Samenvatting en conclusies	67
7 VERDELENDE WERKING VAN DE GEACTUALISEERDE VERDEELMODELLEN, 1998-2000	69
7.1 Inleiding	69

7.2	Nieuwe gemeente-indeling, nieuwe arbeidsongeschiktheids-definitie en herverdeeeffecten, 1998	69
7.2.1	Procentuele herverdeeeffecten naar gemeentegrootte, 1998	69
7.2.2	Bandbreedte van de herverdeeeffecten naar gemeentegrootte, 1998	71
7.3	Actualisering van het verdeelmodel en herverdeeeffecten, 1998-2000	72
7.3.1	Procentuele herverdeeeffecten naar gemeentegrootte, 1998-2000	72
7.3.2	Bandbreedte van de herverdeeeffecten naar gemeentegrootte, 1998-2000	76
7.3.3	Verdeling van de gemeenten naar grootte van de herverdeeeffecten	77
7.4	Samenvatting en conclusies	78
8	SYSTEMATISCHE HERVEELEEFFECTEN VAN DE GEACTUALISEERDE VERDEELMODELLEN, 1998-2000	81
8.1	Inleiding	81
8.2	Structurele herverdeeeffecten	82
8.2.1	Aanwezigheid van structurele patronen	82
8.2.2	Structurele versus incidentele herverdeeeffecten	84
8.3	Profiel van gemeenten met structurele herverdeeeffecten	85
8.4	Achtergronden van structurele herverdeeeffecten	89
8.4.1	Inleiding	89
8.4.2	Toetsresultaten	90
8.4.3	Gemeentekennmerken en herverdeeeffecten in de 40.000+ gemeenten	91
8.5	Samenvatting en conclusies	95
9	RESULTATEN VOOR DE 60.000- GEMEENTEN EN COMPARTIMENTERING VAN HET MACROBUDGET	97
9.1	Inleiding	97
9.2	Nieuwe gemeente-indeling en schattingsresultaten, 1998	97
9.3	Actualisering van de schattingsresultaten, 1999 en 2000	99
9.4	Stabiliteit van de schattingsresultaten	100
9.5	Compartimentering van het macrobudget, 1998-2000	101
9.6	Samenvatting en conclusies	104
	LITERATUUR	105
	BIJLAGE 1: 40.000+ GEMEENTEN	107
	BIJLAGE 2: 60.000- GEMEENTEN	115
	APE	3

1 INLEIDING EN SAMENVATTING

1.1 Inleiding

Sinds januari 2001 declareren de gemeenten 75% van de uitkeringslasten van de Abw, loaw en loaz bij het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (SZW). Voor de resterende 25% van de uitkeringslasten ontvangen de gemeenten een budget. In 2002 zijn de gemeentelijke budgetten voor het eerst ten dele gebaseerd op het door APE en SEO ontwikkelde verdeelmodel (Goudriaan *et al.* 2001).

De Vereniging van Nederlandse Gemeenten (VNG) en het ministerie van SZW hebben besloten dat periodiek de statistische kwaliteit van het verdeelmodel moet worden onderzocht. Dit is noodzakelijk om rekening te houden veranderingen in de sociaal-economische context waarbinnen de gemeenten de Abw uitvoeren, veranderingen in de bevolkingssamenstelling en verschillen in economische ontwikkeling tussen gemeenten en regio's. Stabiliteit van de gewichten van de verdeelmaatstaven in het verdeelmodel en afwezigheid van systematische onverklaarbare herverdeeleffecten zijn twee belangrijke dimensies van de kwaliteit van het verdeelmodel.

De werkgroep die op verzoek van het ministerie van SZW en de VNG adviseert over het onderhoud aan het objectief verdeelmodel meent dat in de eerste 'onderhoudsbeurt' vooral deze twee dimensies aan de orde moeten komen. APE heeft eerder de stabiliteit van het verdeelmodel voor de jaren 1997 en 1998 onderzocht (Goudriaan en Aarts 2001). Uit dat onderzoek kwam naar voren dat de gewichten van de verdeelkenmerken in beide jaren redelijk stabiel zijn, ondanks het grote aantal gemeentelijke herindelingen in beide jaren. De herverdeeleffecten vertonen in beide jaren een vergelijkbaar patroon.

Het ministerie van SZW heeft Aarts de Jong Wilms Goudriaan Public Economics bv (APE) verzocht een onderzoek uit te voeren naar de stabiliteit van de gewichten in het verdeelmodel en de aanwezigheid van systematische herverdeeleffecten. Het onderzoek richt zich nadrukkelijk niet op het zoeken naar nieuwe verdeelkenmerken die de verdelende werking van het model zouden kunnen verbeteren. De voorliggende rapportage concentreert zich op het verdeelmodel voor de *grote* gemeenten (40.000+), dat in 2002 voor het eerst is

toegepast. Het verdeelmodel voor de kleinere gemeenten (60.000-) krijgt minder aandacht.¹

1.2 Probleemstelling

Doel van het beoogde onderzoek is inzicht te krijgen in ten eerste de stabiliteit van het verdeelmodel en ten tweede de aan- of afwezigheid van systematische herverdeeleeffecten. Bij de stabiliteit gaat het om de stabiliteit van: (1) de verdeelkenmerken, (2) de gewichten van de verdeelkenmerken en (3) de herverdeeleeffecten. Het onderzoek heeft betrekking op de periode 1998 tot en met 2000. Het doel van het onderzoek is door het ministerie van SZW nader gespecificeerd in zes onderzoeksvragen, waarvan er vier betrekking hebben op de stabiliteit van het verdeelmodel en twee op de aan- of afwezigheid van systematische patronen in de herverdeeleeffecten. De zes onderzoeksvragen luiden:

1. Wat is de ontwikkeling van de *waarden van de verdeelkenmerken* sinds 1998? Zijn de definities of registraties gewijzigd of zijn er wijzigingen te verwachten?
2. Welke *herverdeeleeffecten* treden op als het *huidige* verdeelmodel 1998 wordt toegepast op de waarde van verdeelkenmerken in 1998, 1999 en 2000?
3. Bestaan er systematische patronen in de omvang en richting van de herverdeeleeffecten tussen groepen van gemeenten bij toepassing van het model 1998 op de gegevens van 1998, 1999 en 2000?
4. Hoe veranderen de *gewichten van de verdeelkenmerken* als het huidige verdeelmodel (verdeelmodel 1998) wordt herschat met op de gemeentelindeling van 2002 gebaseerde gegevens voor 1998, 1999 en 2000?
5. Hoe verhouden de *herverdeeleeffecten* van het verdeelmodel 1998 zich tot de herverdeeleeffecten van de *geactualiseerde* verdeelmodellen 1999 en 2000?
6. Bestaan er systematische verschillen tussen groepen van gemeenten in de omvang en de richting van de herverdeeleeffecten bij de toepassing van de (geactualiseerde) verdeelmodellen 1998, 1999 en 2000?

De bovenstaande zes vragen worden onderzocht voor de groep van gemeenten met meer dan 40.000 inwoners. Voor deze groep van gemeenten vindt de bekostiging van het gebudgetteerde deel van Abw geheel (meer dan 60.000

¹ Het ministerie van SZW gebruikt het verdeelmodel voor de kleinere gemeenten op dit moment alleen voor de compartimentering van het macrobudget voor de bijstandsuitgaven in deelbudgetten voor de kleinere gemeenten, middelgrote gemeenten en grotere gemeenten; niet voor de budgettoewijzing aan de kleinere gemeenten.

inwoners) of gedeeltelijk (meer dan 40.000 en minder dan 60.000 inwoners) met het objectieve verdeelmodel plaats. Voor de gemeenten tot 60.000 inwoners vindt een meer globale analyse van de onderzoeksvragen plaats. Die analyse concentreert zich vooral op de actualisering van het verdeelmodel en de *compartimentering* van het macrobudget.

1.3 Indeling van het rapport

De indeling van het rapport is als volgt. Hoofdstuk 2 schetst de aanpak van het onderzoek in hoofdlijnen. Hoofdstuk 3 schenkt aandacht aan de ontwikkeling van de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven in de tijd. Hoofdstuk 4 brengt de herverdeeleffecten van het huidige verdeelmodel 1998 in de periode 1998 tot en met 2000 in kaart. Hoofdstuk 5 onderzoekt of er bij - toepassing van het huidige verdeelmodel 1998 - systematische herverdeeleffecten optreden in de periode 1998 tot en met 2000. De resultaten van de herschatting van het verdeelmodel voor de jaren 1998 tot en met 1998 komen in hoofdstuk 6 aan de orde, evenals de stabiliteit van de gewichten van de verdeelkenmerken. Hoofdstuk 7 geeft inzicht in de verdelende werking van de geactualiseerde verdeelmodellen. Daarna wordt in hoofdstuk 8 ingegaan op de vraag of de toepassing van de geactualiseerde verdeelmodellen (1998 tot en met 2000) tot een systematisch patroon van herverdeeleffecten leidt. Hoofdstukken 3 tot en met 8 hebben betrekking op de grote gemeenten (40.000+ inwoners). Hoofdstuk 9 sluit het rapport af met een beknopte analyse van de resultaten voor de kleinere gemeenten (60.000- inwoners). De presentatie van technische en cijfermatige details geschiedt in de bijlagen.

1.4 Samenvatting

1.4.1 Patronen in de waarden van de verdeelkenmerken

Bij twee verdeelkenmerken is de definitie of de wijze van registratie ingrijpend gewijzigd: arbeidsongeschiktheid en eenouderhuishoudens. De relatief sterke toename in 1999 van de waarde van deze kenmerken is aan deze wijzigingen toe te schrijven. De wijzigingen hebben een beperkt effect op het patroon van de herverdeeleffecten. Daarnaast is de definitie en registratie van het kenmerk regionaal klantenpotentieel vanaf 2001 licht gewijzigd.

De waarden van de verdeelkenmerken voor de afzonderlijke gemeenten vertonen in de periode 1998-2000 een sterke samenhang in de tijd: voor alle verdeelkenmerken is de correlatie tussen de waarden in de verschillende jaren hoog. Desondanks treden er verschillen op tussen de gemeenten in de ont-

wikkeling van enkele kenmerken. Zo is het aandeel van de inkomenstrekkingen met lage inkomens (dat landelijk per definitie gelijk aan 30% blijft) gestegen in de weinig stedelijke en kleinere gemeenten, terwijl het daarentegen is gedaald in de zeer stedelijke en grote gemeenten. De stijging van het aantal eenouderhuishoudens is groter naarmate de gemeenten meer verstedelijkt zijn. De stijging van het regionaal klantenpotentieel is daarentegen in de matig stedelijke en middelgrote gemeenten juist groter dan in de overige gemeenten. In de vier grootste gemeenten is de daling van de bijstandsuitgaven per 20-plusser kleiner dan gemiddeld, terwijl in de gemeenten met 150.000 tot 250.000 inwoners de daling juist veel sterker is dan gemiddeld. In het algemeen is in de onderzochte periode sprake van stabiele patronen in de verdeelkenmerken en in de bijstandsuitgaven.

1.4.2 Verdelende werking van het huidige verdeelmodel 1998 in de tijd

De spreiding van de herverdeeleeffecten neemt toe in de tijd als het huidige verdeelmodel wordt toegepast op de waarden van de verdeelmaatstaven in de jaren 1998, 1999 en 2000. Vooral in de gemeenten met minder dan 150.000 inwoners nemen de herverdeeleeffecten in de tijd toe. De bandbreedte tussen het meest positieve en het meest negatieve herverdeeleeffect blijft in de tijd min of meer gelijk. Dit komt omdat zowel de minimum- als de maximumwaarde van de herverdeeleeffecten voor alle jaren door dezelfde kleine groep van gemeenten wordt bepaald. Dit zijn deels de tien gemeenten die in de periode 1998-2002 met belangrijke herindelingen te maken hebben gehad. De herverdeeleeffecten van het huidige verdeelmodel zijn in alle jaren het grootst voor de kleinste gemeenten (40.000 tot 60.000 inwoners), en het kleinst voor de vier grootste gemeenten (G4).

1.4.3 Robuustheid en stabiliteit van de verdeelmodellen

De stabiliteit van het verdeelmodel is onderzocht door het model van 1998 te vergelijken met de modellen van 1999 en 2000 die zijn gebaseerd op schattingen met de actuele waarden van de bijstandsuitgaven en de verdeelmaatstaven. Deze analyse wijst uit dat de gewichten van de kenmerken van het verdeelmodel stabiel zijn in de jaren 1999 en 2000. Het verdeelmodel 1998 wijkt echter iets af. Dit ligt aan de wijziging in de registratie van de arbeidsongeschiktheid en van de eenouderhuishoudens na 1998.

Het verdeelmodel is behalve stabiel ook robuust: de gewichten zijn tamelijk ongevoelig voor herschattingen van de modellen met weglating van enkele gemeenten met een relatief sterke invloed op de schattingsresultaten. Daarnaast hebben ook de gemeentelijke herindelingen slechts een beperkt effect op de geschatte gewichten. De gemeentelijke bijstandsbudgetten zijn betrek-

kelijk ongevoelig voor de keuze van het schattingsjaar van het verdeelmodel. De drie versies van het verdeelmodel leiden dan ook tot een stabiel middelenperspectief voor de afzonderlijke gemeenten.

1.4.4 Verdelende werking van de modellen 1998, 1999 en 2000

De spreiding van de procentuele herverdeeeffecten hangt sterk samen met de gemeentegrootte. De procentuele herverdeeeffecten zijn het grootst bij gemeenten met 40.000 tot 60.000 inwoners en het kleinst bij de vier grootste gemeenten. Dit patroon vloeit deels voort uit het steekproefkarakter van sommige verdeelkenmerken; dat maakt de meting van bijvoorbeeld het percentage lage inkomens in de kleinere gemeenten minder nauwkeurig dan bij de grotere gemeenten. De belangrijkste reden is echter de grote invloed van de grootste gemeenten op de schattingsresultaten. Deze gemeenten hebben zowel veel inwoners als hoge bijstandsuitgaven per 20-plusser. In de grootste gemeenten sluiten de modelmatig berekende bijstandsbudgetten daardoor het beste aan bij de werkelijke uitgaven. Als de herverdeeeffecten worden gemeten in euro's per inwoner (van 20 jaar en ouder), is de samenhang tussen gemeentegrootte en herverdeeeffecten minder geprononceerd dan bij de procentuele herverdeeeffecten.

Over de gehele periode bezien, neemt de spreiding van de herverdeeeffecten toe. Waarschijnlijk is dit te wijten aan tempoverschillen in het terugbrengen van de bijstandsuitgaven. Dat gaat niet bij alle gemeenten even snel. Vooral de vier grootste gemeenten raken enigszins achter op de rest, zonder dat de ontwikkeling van de verdeelkenmerken daarvoor een duidelijke aanleiding geeft. Dit tempoverschil draagt - gezien de grote invloed van deze gemeenten op de schattingsresultaten - bij aan de verslechtering van de aansluiting tussen budgetten en uitgaven bij de overige gemeenten. Voor de onderlinge verhoudingen tussen de overige gemeenten heeft deze ontwikkeling overigens geen consequenties.

De werkelijke herverdeeeffecten zijn in de praktijk vermoedelijk kleiner dan de hier gepresenteerde herverdeeeffecten. Hiervoor zijn twee redenen aan te geven. Ten eerste hebben de uitgaven per gemeente niet noodzakelijk betrekking op hetzelfde jaar als de berekende bijstandsbudgetten. Dit komt doordat de gebruikte uitgavengegevens op kasbasis - in plaats van op transactiebasis - en exclusief boetes en strafkortingen zijn gemeten. Sommige fluctuaties in de uitgaven hebben daarom uitsluitend een boekhoudkundige achtergrond en beïnvloeden de in dit onderzoek berekende verschillen tussen uitgaven en budgetten per gemeente.² Ten tweede komen de grote herver-

² De gewichten van het verdeelmodel die ten grondslag liggen aan de budgetberekening zijn weliswaar eveneens gebaseerd op de uitgavencijfers op kasbasis, maar

deeleffecten bij de gemeenten met minder 100.000 inwoners voor rekening van gemeenten die recent met gemeentelijke herindelingen zijn geconfronteerd. In de ter beschikking gestelde gegevens zijn deze herindelingen op globale wijze verwerkt. Bij een exacte verwerking kunnen de budgetten preciezer worden berekend en zijn de verschillen met de werkelijke uitgaven naar verwachting kleiner.

1.4.5 Patronen in de herverdeeleffecten, 1998-2000

De herverdeeleffecten vertonen in de tijd een structureel patroon. De herverdeeleffecten in het ene jaar kunnen voor ruim de helft worden verklaard uit de herverdeeleffecten van het voorafgaande jaar. Ruim 10% van de gemeenten heeft alle drie de jaren een positief herverdeeleffect van meer dan 10%. Een vergelijkbaar aantal heeft over de hele periode een negatief herverdeeleffect van meer dan -10%.

De systematiek achter de herverdeeleffecten is geanalyseerd door toetsing van het verband tussen de herverdeeleffecten en enkele factoren die niet als verdeelmaatstaf in het model voorkomen. Deze analyse geeft aan dat de herverdeeleffecten in elk geval *niet significant* verschillen naar stedelijkheid en naar landsdeel. Daarentegen vinden wij *significante* verschillen herverdeeleffecten naar grootte van de volgende kenmerken:

- het aantal inwoners (gemeentegrootte);
- de mate van segregatie van niet-westerse allochtonen;
- de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens;
- het bevolkingsaandeel van de bejaarden;
- het deel van de bevolking dat in achterstandwijken woont.

Sommige van deze significante verbanden zijn positief, andere negatief. De interpretatie van de resultaten is soms lastig. Het gaat immers *niet* om directe samenhangen met de hoogte van de bijstandsuitgaven, maar om samenhangen van de onderzochte factoren met het verschil tussen de uitgaven en de berekende budgetten; dat wil zeggen dat het effect van de onderzochte factoren aangeeft of in het huidige verdeelmodel onder- of overcompensaties van bepaalde typen gemeenten plaatsvinden.³ Bovendien blijken de gevonden verbanden niet-lineair. Dit bemoeilijkt de eventuele opname van deze kenmerken in het verdeelmodel.

worden veel minder sterk door kasfluctuaties beïnvloed. Dat komt doordat de kasfluctuaties op macroniveau goeddeels uitmiddelen.

³ Als de betreffende factoren direct in het verdeelmodel zouden worden opgenomen, is de interpretatie van de resultaten veel directer.

1.4.6 Resultaten voor de 60.000-gemeenten

De tot nu toe besproken uitkomsten hebben betrekking op de gemeenten met meer dan 40.000 inwoners. Analoge analyses voor de gemeenten met minder dan 40.000 inwoners geven globaal dezelfde resultaten. Het verdeelmodel is stabiel. De herverdeeeffecten volgen een structureel patroon.

In de huidige budgettering bestaat het macrobudget uit drie compartimenten: één voor de gemeenten met minder dan 40.000 inwoners, één voor de gemeenten met 40.000 tot 60.000 inwoners en één voor de gemeenten met meer dan 60.000 inwoners. De budgetaandelen van deze drie compartimenten veranderen slechts geleidelijk in de tijd. Dat komt door de stabiele patronen in de spreiding van de verdeelkenmerken en van de bijstandsuitgaven over de gemeenten. De aansluiting tussen de budget- en uitgavenaandelen van de drie compartimenten is met toepassing van het huidige verdeelmodel 1998 minder goed dan met toepassing van de modellen 1999 en 2000. Dit is vooral het gevolg van de gewijzigde registratie van arbeidsongeschiktheid en eenouderhuishoudens en wellicht ook van de gemeentelijke herindelingen.

1.5 Aanbevelingen

Het onderzoek naar de stabiliteit van het verdeelmodel en de systematiek in de herverdeeeffecten leidt tot de volgende aanbevelingen voor de verdere ontwikkeling van het verdeelmodel.

1. Meer aandacht voor de kwaliteit van de gegevens

De gewichten van het verdeelmodel zijn betrekkelijk ongevoelig voor onnauwkeurigheden in de verwerking van gemeentelijke herindelingen en voor het al dan niet opnemen van relatief invloedrijke waarnemingen. Een verbetering van de kwaliteit van de gebruikte gegevens is desondanks belangrijk wegens de consequenties van onnauwkeurigheden voor de berekening van de budgetten en de herverdeeeffecten in individuele gemeenten. Bij de bepleite kwaliteitslag dient prioriteit te worden gegeven aan:

- Verbetering van de verwerking van gemeentelijke herindelingen in de verdeelkenmerken.
- Verbetering van de gegevens over de bijstandsuitgaven (correctie van kasuitgaven voor verplichtingen uit vroegere jaren en correctie voor opgelegde boetes). Dit zorgt ervoor dat budget en uitgaven steeds betrekking hebben op hetzelfde jaar.
- Verbetering van de verwerking (met terugwerkende kracht) van veranderingen in definities en registraties van verdeelkenmerken; bijvoorbeeld met hulp van het CBS.

2. Kritische beschouwing van de modelspecificatie

De huidige selectie van verdeelkenmerken is voor een belangrijk deel historisch bepaald. Vermoedelijk is deze selectie niet optimaal. Bij een kritische beschouwing van de modelspecificatie wordt de invloed van individuele kenmerken op de patronen in de herverdeeeffecten onderzocht. Daarbij wordt nagegaan of vervanging door andere kenmerken, die ongeveer hetzelfde meten, leidt tot verbeteringen in de verdelende werking. De bepleite kritische beschouwing leidt waarschijnlijk tot een op onderdelen gewijzigde set van kenmerken die in hun onderlinge samenhang een beter model opleveren dan het huidige. Onder een beter model verstaan wij in dit verband een model met kleinere en meer plausibele patronen van herverdeeeffecten. Wij verwachten minder veel van nader onderzoek naar tot op heden niet in beschouwing genomen factoren. De hoge verklaringsgraad van het huidige model en de analyse van de systematiek achter de herverdeeeffecten bevestigen het vermoeden dat de verzameling kenmerken waaruit kan worden gekozen inmiddels goeddeels compleet is. Toevoeging van nieuwe, tot nu toe ongebruikte, variabelen kan daarom slechts beperkt soelaas bieden.

3. Meer aandacht voor beleidsmatige significantie

De ontwikkeling van het huidige verdeelmodel is sterk econometrisch gedreven. Bij de opstelling hebben de statistische significantie en plausibiliteit van de gewichten de hoofdrol gespeeld. Tot nu toe is weinig aandacht geschonken aan de systematiek van de herverdeeeffecten. De plausibiliteit van, bijvoorbeeld, de systematisch kleinere herverdeeeffecten in de grootste gemeenten heeft geen rol van betekenis gespeeld. Voor de doorontwikkeling van het huidige model naar een vernieuwde versie met beter te duiden herverdeelpatronen, is het gewenst naast econometrische criteria ook beleidsmatige criteria en randvoorwaarden aan te leggen. Hierbij denken wij aan criteria in termen van minimale en maximale herverdeeeffecten (procentueel of euro's) en aan randvoorwaarden bij de acceptatie van uitbijters en bij de behandeling van de grootste gemeenten.

4. Kritische beschouwing van de schattingsmethode

De aanbeveling tot een kritische beschouwing van de huidige schattingsmethode ligt in het verlengde van de vorige aanbeveling. Als statistische significantie en verklaringsgraad niet meer de enige leidraad zijn, ontstaan mogelijkheden om bij de econometrische analyses andere methoden dan de huidige gewogen kleinstekwadratenmethode toe te passen en daarmee te corrigeren voor de dominantie van de grootste gemeenten. Dan ontstaat bovendien ruimte om beleidsmatige randvoorwaarden in de schattingen mee te nemen.

5. Actualisering van het verdeelmodel

Ten slotte leidt de wijziging in de definitie en registratie van arbeidsongeschiktheid en eenouderhuishoudens onvermijdelijk tot de aanbeveling dat het huidige verdeelmodel 1998 dient te worden vervangen door een *geactualiseerd* verdeelmodel.

2 AANPAK VAN HET ONDERZOEK

2.1 Inleiding

In dit hoofdstuk schetsen we de aanpak van het onderzoek in hoofdlijnen. Het hoofdstuk borduurt voort op eerder onderzoek van APE naar de vormgeving van een operationeel verdeelmodel voor de bijstandsbudgetten (Goudriaan *et al.* 2001) en de stabiliteit van dat model in 1997 en 1998 (Goudriaan en Aarts 2001). Voor een uitgebreidere beschrijving van de achtergrond van het verdeelmodel en de keuze van de verdeelkenmerken wordt verwezen naar de genoemde publicaties. In dit hoofdstuk beperken we ons tot een beschrijving op hoofdlijnen. Het huidige onderzoek richt zich op de stabiliteit van het regionale patroon van verdeelkenmerken, de stabiliteit van de gewichten van het verdeelmodel en de aan- of afwezigheid van structurele herverdeeleffecten.

Het hoofdstuk kent de volgende indeling. Paragraaf 2.2 beschrijft de structuur van het verdeelmodel en de gegevens die daaraan ten grondslag liggen. Paragraaf 2.3 gaat in op een aantal begrippen en instrumenten die in het onderzoek worden gehanteerd. Paragraaf 2.4 schetst de contouren van de analyse van systematische herverdeeleffecten.

2.2 Gegevens en structuur van het verdeelmodel

2.2.1 Algemeen

Het verdeelmodel berust op een model waarin de *totale* bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder worden verklaard uit objectieve kenmerken van de gemeenten en hun bevolking. Deze kenmerken duiden we aan als verdeelkenmerken. Gezien de verschillen in de aard en de omvang van de bijstandsbepalende factoren voor grotere en kleinere gemeenten hanteren we afzonderlijke modellen voor respectievelijk gemeenten met ten minste 40.000 inwoners en gemeenten met minder dan 60.000 inwoners.

Het model voor de gemeenten onder de 60.000 inwoners wordt op dit moment door het ministerie van SZW alleen gebruikt bij de compartimentering van het macrobudget in drie klassen. De verdeling van de middelen per compartiment geschiedt voor de 40.000- gemeenten geheel op basis van de historische kosten. Het ministerie van SZW hanteert het model voor de 40.000+ gemeenten zowel voor de compartimentering van het macrobudget als voor

de toedeling van budgetten aan de 60.000+ gemeenten. Voor de compartimentering van het macrobudget van gemeenten tussen de 40.000 en 60.000 inwoners gebruikt het ministerie van SZW een gewogen combinatie van de modellen voor de 40.000+ gemeenten en de 60.000- gemeenten. De verdeling van de middelen uit dit compartiment vindt plaats op basis van gewogen combinatie van historische kosten en het normatieve verdeelmodel voor de 40.000+ gemeenten.

De schattingen van het verdeelmodel geschieden steeds met *gewogen* regressie-analyse ('weighted least squares', WLS). Weging vindt plaats met de omvang van de bevolking van 20 jaar en ouder in een gemeente. Deze werkwijze zorgt ervoor dat de grote gemeenten (met veel bijstandsontvangers) bij de schatting meer gewicht krijgen dan de overige gemeenten.⁴ Dat betekent tevens dat de kwaliteit van de gegevens voor de grote gemeenten voor de schattingsresultaten van cruciaal belang zijn. De gewichten van het verdeelmodel worden voor een belangrijk deel juist door de karakteristieken van de grotere gemeenten bepaald. De kwaliteit van alle gegevens is uiteraard voor de schatting van elk verdeelmodel belangrijk. In het onderhavige geval leidt de gekozen schattingsmethode er echter toe dat vooral de kwaliteit van gegevens van de *grotere* gemeenten van cruciaal belang is. Eventuele problemen met de gegevens van kleinere gemeenten komen vooral tot uiting in de grootte van de herverdeeleffecten.

De schattingen van de twee onderscheiden verdeelmodellen vinden uit praktische overwegingen steeds plaats voor een *vaste* set van gemeenten, die in 2000 ten minste 40.000 inwoners tellen dan wel in 2000 minder dan 60.000 inwoners tellen. Het is mogelijk dat deze gemeenten in 1998 of 1999 onder of boven deze inwonergrenzen uitkomen. Voor de vergelijkbaarheid in de tijd hebben we gekozen om de verdeelmodellen toch steeds voor dezelfde groepen gemeenten te schatten. Bij de compartimentering van het macrobudget houden we uiteraard wel rekening met het werkelijke aantal inwoners in de onderzochte jaren.

2.2.2 Gegevens

De gegevens die ten grondslag liggen aan de schattingen zijn steeds verkregen van het ministerie van SZW. APE heeft op deze gegevens alleen globale plausibiliteits- en consistentiecontroles toegepast. Voor de kwaliteit van de gegevens is het ministerie van SZW verantwoordelijk. Het ministerie heeft gemeentelijke herindelingen tot en met 1 januari 2002 op globale wijze in de

⁴ Bovendien is dit een noodzakelijke correctie voor heteroscedasticiteit in verband met het gebruik van gegroepeerde waarnemingen.

cijfers verwerkt. Soms moeten hiervoor noodgedwongen arbitraire knopen worden doorgemaakt: bijvoorbeeld bij de berekening van het regionale klantenpotentieel van gefuseerde gemeenten. Het gegevensbestand berust op de gemeente-indeling op 1 januari 2002. Niet in alle gevallen zijn CBS-bijstellingen van de gegevens van oudere jaren door het ministerie van SZW in het gebruikte gegevensbestand verwerkt.

De definitie of de registratie van de verdeelkenmerken blijft niet altijd in de tijd constant. Problemen treden vooral op bij de verdeelkenmerken arbeidsongeschiktheid en eenouderhuishoudens (zie hoofdstuk 3). Dit leidt soms tot vertekeningen van de in dit rapport gepresenteerde resultaten en vaak tot een *overschatting* van de werkelijke herverdeeleeffecten. Vooral de resultaten van analyses voor het jaar 1998 zijn lastig vergelijkbaar met resultaten voor 1999 en 2000. Bij de interpretatie van de resultaten dient hiermee rekening te worden gehouden.

Ten slotte is de wijze van registratie van de bijstandsuitgaven nog een belangrijk aandachtspunt. Het ministerie van SZW beschikt bij navraag alleen over uitgaven die op *kasbasis* zijn geregistreerd. Dit betekent dat de uitgaven en de door ons berekende budgetten niet noodzakelijk hetzelfde zijn als wanneer de uitgaven op *transactiebasis* zouden zijn geregistreerd. Nabetalingen, voorschotten, afrekeningen, opgelegde boetes, enzovoort kunnen het beeld voor de afzonderlijke gemeenten verstoren. Daardoor mag worden verwacht dat een deel van de in het rapport gepresenteerde herverdeeleeffecten in werkelijkheid niet zal optreden. Voor het doel van het onderhavige onderzoek verdient het idealiter aanbeveling om gebruik te maken van uitgaven op transactiebasis. In dat geval kan immers een realistischer beeld van de herverdeeleeffecten worden geschetst. Helaas is dat op dit moment niet mogelijk.

2.2.3 De 40.000+ gemeenten

Volledigheidshalve brengt tabel 2.1 de gegevensdefinities en de structuur van het verdeelmodel voor 40.000+ gemeenten in beeld. Naast de genoemde tien verdeelkenmerken bevat het verdeelmodel ook een constante term. Gegevens over de gemeentelijke (werkzame) beroepsbevolking berusten steeds op een driejaarsgemiddelde. Voor verdere details wordt verwezen naar Goudriaan *et al.* (2001).

De kenmerken worden in het voorliggende rapport steeds aangeduid met de *verkorte* naam uit de tabel. Wanneer we bijvoorbeeld spreken over eenouderhuishoudens bedoelen we het aantal eenouderhuishoudens uitgedrukt als percentage van het aantal inwoners van 20 tot en met 64 jaar, enzovoort.

Tabel 2:1: *Gegevensdefinities in het model voor de 40.000+ gemeenten*

Verdeelkenmerk	1998	1999	2000
1. Lage inkomens (in % van de personen met inkomen)	1998	1999	2000
2. Eenouderhuishoudens (in % van inwoners 20-64 jaar)	1998	1999	2000
3. Verhuizingen (binnenlands vertrek per 100 inwoners)	1998	1999	2000
4. Arbeidsongeschikten: WAO, WAJONG en WAZ (in % van inwoners 20-64 jaar) ^a	1998	1999	2000
5. Totaal alloctonen (in % van alle inwoners)	1998	1999	2000
6. Vrouwen 25-29 jaar (in % van inwoners 20-64 jaar)	1998	1999	2000
7. Huurwoningen (in % van alle woningen)	1998	1999	2000
8. Werkzame beroepsbevolking gemeente (in % tot. beroepsbevolking gemeente)	1996-1998	1997-1999	1998-2000
9. Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	1998	1999	2000
10. Omgevingsadressendichtheid (x 1.000)	1998	1999	2000
Totale bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder (in euro's)	1998	1999	2000

a Bij de schatting van het oude verdeelmodel 1998 is het aantal arbeidsongeschikten gemeten op basis van het aantal WAO-ers en AAW-ers in 1997. In verband met de vervanging van de AAW door de WAJONG en de WAZ in 1998 gebruiken we bij vergelijkingen in de tijd steeds de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid.

Bron: APE

2.2.4 De 60.000- gemeenten

Tabel 2.2 geeft een overzicht van de gegevensdefinities en de structuur van het model voor de 60.000- gemeenten. Dit model bevat naast de genoemde negen verdeelkenmerken eveneens een constante term (Goudriaan *et al.* 2001). Voor deze kenmerken hanteren we in de tekst eveneens doorgaans de verkorte namen. De specificatie van het model wijkt licht af van het verdeelmodel van de grotere gemeenten. Deels komt dat doordat bepaalde gegevens niet beschikbaar zijn voor de kleinere gemeenten. Voor een ander deel heeft dat te maken met het feit dat voor de kleinere gemeenten andere bijstandsbepalende factoren relevant zijn.

Tabel 2:2: *Gegevensdefinities in het model voor de 60.000- gemeenten*

Verdeelkenmerk	1998	1999	2000
1. Lage inkomens (in % van de personen met inkomen)	1998	1999	2000
2. Eenouderhuishoudens (in % van inwoners 20-64 jaar)	1998	1999	2000
3. Totaal allochtonen (in % van alle inwoners)	1998	1999	2000
4. Vrouwen 25-29 jaar (in % van inwoners 20-64 jaar)	1998	1999	2000
5. Huurwoningen (in % van alle woningen)	1998	1999	2000
6. Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	1998	1999	2000
7. Werklozen met maximale WW-duur (in % van inwoners 20-64 jaar)	1998	1999	2000
8. Werkzame beroepsbevolking RBA (in % totale beroepsbevolking RBA-regio)	1998	1999	2000
9. Banen handel, horeca en schoonmaak (in % totaal aantal banen RBA-regio)	1998	1999	2000
Totale bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder (in euro's)	1998	1999	2000

Bron: APE

2.3 Gehanteerde begrippen en instrumenten

2.3.1 Robuustheid en invloedrijke waarnemingen

De robuustheid van het verdeelmodel onderzoeken we aan de hand van de betekenis van *invloedrijke waarnemingen* (Krasker *et al.* 1983). Invloedrijke waarnemingen hebben betrekking op een beperkt aantal gemeenten dat een *disproportionele* invloed uitoefent op de relatie tussen de bijstandsuitgaven en de verdeelkenmerken. Daardoor bestaat het gevaar dat de aansluiting tussen de resultaten van het verdeelmodel en de bijstandsuitgaven bij de overige gemeenten te wensen overlaat. Dit probleem speelt vooral bij de grote gemeenten, waar de waarde van de gewichten van de verdeelkenmerken sterk wordt beïnvloed door de vier grootste gemeenten (G4). Onderzocht wordt of de relatie tussen de bijstandsuitgaven en de verdeelkenmerken sterk verandert wanneer de invloedrijke waarnemingen bij de modelschatting buiten beschouwing worden gelaten; bijvoorbeeld of bepaalde verdeelkenmerken sterk aan betekenis inboeten.

2.3.2 Correlatiecoëfficiënten

In een groot aantal analyses maken we gebruik van correlatiecoëfficiënten. Voorbeelden zijn onder meer:

- analyses van structurele regionale patronen in de verdeelkenmerken (blijft de verdeling van de verdeelkenmerken over de gemeenten in de tijd constant?);
- analyses van structurele herverdeeleeffecten in de tijd (zijn het dezelfde gemeenten die steeds met positieve of negatieve herverdeeleeffecten worden geconfronteerd?);
- analyses van de samenhang tussen de herverdeeleeffecten en bepaalde gemeentekennmerken (verklaart de waarde van de gemeentekennmerken de aard en de omvang van de herverdeeleeffecten?).

De correlatiecoëfficiënt is een maatstaf voor de *lineaire* samenhang tussen de waarden van twee variabelen (verdeelkenmerken, herverdeeleeffecten, enzovoort) in één jaar of tussen de waarden van één variabele in twee verschillende jaren. Een correlatiecoëfficiënt van bijna +1 (of -1) duidt op een sterk positief (of negatief) lineair verband tussen twee variabelen of de waarden van een variabele in twee verschillende jaren. Een waarde voor de correlatiecoëfficiënt van rond nul duidt op de afwezigheid van een dergelijke lineaire samenhang. In dit rapport toetsen we steeds of een correlatiecoëfficiënt significant van nul verschilt: is dit het geval dan kan de hypothese dat er *geen* lineaire samenhang is tussen de betreffende variabelen worden verworpen.⁵

In het rapport gebruiken we twee typen correlatiecoëfficiënten:

- Pearson's correlatiecoëfficiënt, die berust op de samenhang tussen de *niveaus* van twee variabelen of tussen de niveaus van dezelfde variabele in twee jaren.
- Spearman's rangordecorrelatiecoëfficiënt, die gebaseerd is op de samenhang tussen de *rangordes* van twee variabelen of tussen de rangordes van dezelfde variabele in twee jaren. Spearman's rangordecorrelatiecoëfficiënt is in feite hetzelfde als de gewone Pearson's correlatiecoëfficiënt, met dat verschil dat de niveaus van de variabelen zijn vervangen door de rangordes.

Indien nodig maken we bij de berekening van de correlatiecoëfficiënten gebruik van weegfactoren, zoals het aantal inwoners op 1 januari 2000 (zie bijvoorbeeld 3.4).

⁵ Er bestaat geen statistische zinvolle methode om te toetsen of een correlatiecoëfficiënt significant van +1 of -1 verschilt.

2.3.3 Weging

In dit rapport wordt voor diverse variabelen de gemiddelde waarde (bijstands-uitgaven, verdeelkenmerken, herverdeeeffecten, enzovoort) gepresenteerd. Doorgaans betreft het *gewogen* gemiddelden, omdat we een representatief beeld voor Nederland willen schetsen. Daarbij horen grotere gemeenten zwaarder te wegen dan kleinere gemeenten. Dezelfde argumentatie ligt in grote lijnen ook ten grondslag aan de uitvoering van gewogen regressie-analyses of de berekening van gewogen correlaties. De weegfactoren die hiervoor gebruikt worden zijn niet in alle gevallen hetzelfde.

Hieronder geven we globaal aan welke wegingen bij de berekening van gemiddelden worden toegepast:

- In hoofdstuk 3 geven we de jaarlijkse en cumulatieve groeipercentages voor de bijstandsuitgaven en de verschillende verdeelkenmerken voor de jaren 1998 tot en met 2000. Omdat het hier de *relatieve* groei van een variabele in jaar $t+1$ of $t+2$ ten opzichte van jaar t betreft, gebruiken we bij de weging de waarde van de betreffende variabele in jaar t .
- In hoofdstukken 4 en 7 worden gewogen gemiddelde absolute *procentuele* herverdeeeffecten gepresenteerd. Aangezien het hier om de herverdeel-effecten ten opzichte van de totale uitgaven gaat, wegen we uiteraard met *de totale bijstandsuitgaven* voor de gemeenten in het betreffende jaar.
- In hoofdstukken 5 en 8 presenteren we de gewogen gemiddelde herverdeeeffecten in *euro's*. In dit geval betreft het de herverdeeeffecten per inwoner van 20 jaar en ouder. Daarom wordt in dit geval gewogen met *het aantal inwoners van 20 jaar en ouder* per gemeente in het betreffende jaar.

2.3.4 Analyse van de stabiliteit van de verdeelmodellen

Bij de analyse van de ontwikkeling van de gewichten van de verdeelkenmerken in de tijd speelt de inflatie een rol. Door de inflatie neemt de waarde van alle gewichten toe, zonder dat de relatieve verhoudingen tussen de gewichten veranderen. Om te voorkomen dat het beeld in de tijd wordt vertekend door inflatie, corrigeren we de bijstandsuitgaven eerst voor de stijging van de bijstandnorm.⁶ Daarna schatten we de verdeelmodellen opnieuw met de voor inflatie gecorrigeerde gegevens. De nieuw geschatte modellen vormen de basis voor de stabiliteitstoetsen van de gewichten van de verdeelkenmerken.

De stabiliteit van de gewichten van het verdeelmodel kan op verschillende manieren worden onderzocht. Ten eerste kan voor de *afzonderlijke* verdeel-

⁶ Ten opzichte van 1998 is de bijstandsnorm in 1999 en 2000 gemiddeld met respectievelijk 3,8% en 5,8% gestegen (bron: ministerie van SZW).

kenmerken worden getoetst of de gewichten onveranderd blijven. Dit geschiedt met de *t*-toets. Ten tweede kan voor de gewichten van *alle* verdeelkenmerken *samen* worden getoetst of zij in de tijd ongewijzigd blijven. Hiervoor gebruiken we de *Wald*-toets (zie bijlage 1). De *Wald*-toets is bij benadering Chi^2 verdeeld.

2.4 Analyse van patronen in de herverdeeleffecten

In paragrafen 5.3 en 8.3 proberen we via een exploratieve analyse licht te werpen op de achtergronden van de structurele herverdeeleffecten. We richten ons op de herverdeeleffecten in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder. Deze volgen direct uit de schattingsresultaten van het verdeelmodel. Om te bezien of er een relatie bestaat tussen de herverdeeleffecten en de onderstaande kenmerken van de gemeenten, voeren we een aantal variantie-analyses uit.

Met het oog hierop hebben we de aanvullende gemeentekennmerken in een aantal klassen ingedeeld. De reden dat we de aanvullende gemeentekennmerken niet als continue variabele in regressie-analyses opnemen, maar een discrete klasse-indeling hanteren, is dat we zicht willen krijgen op mogelijke niet-lineaire samenhangen tussen de herverdeeleffecten en de aanvullende gemeentekennmerken. Deze blijven anders buiten beeld. We toetsen steeds met de *F*-toets of er significante verschillen in de gemiddelde waarde van de herverdeeleffecten bestaan voor de onderscheiden klassen van het geanalyseerde gemeentekennmerk in de drie jaren.⁷

Voor de volgende gemeentekennmerken onderzoeken we de mogelijke relatie met de herverdeeleffecten:

- Het aantal inwoners, als indicator van eventuele schaaleffecten.
- De stedelijkheid, benaderd via de CBS-indeling van omgevingsadressendichtheid naar stedelijkheidsklassen. Stedelijkheidsklassen vier en vijf (weinig stedelijk en niet-stedelijk) zijn in verband met het beperkte aantal waarnemingen samengevoegd.
- Landsdeel, als indicator van regionale verschillen in conjunctuur of als indicator van de niet in het verdeelmodel opgenomen kenmerken met een regionale component.
- Groei- versus krimpgemeenten, om te zien of de dynamiek adequaat in de verdeelmodellen is verwerkt.

⁷ We hebben de herverdeeleffecten van drie jaren 'gepooled' tot één variabele en maken geen onderscheid tussen de drie jaren. Dit vergroot het onderscheidingsvermogen van de uitgevoerde toetsen.

- De mate van segregatie van respectievelijk het totaal aantal allochtonen, het aantal niet-westerse allochtonen en mensen met lage inkomens in gemeenten. Deze maatstaf beziet of deze bevolkingsgroepen sterk in bepaalde postcodegebieden zijn geconcentreerd en geeft aan hoeveel procent van de bevolking van een gemeente moet verhuizen om een gelijke spreiding over de postcodegebieden te verkrijgen.
- Gezondheid, een kenmerk dat in het verdeelmodel ontbreekt. Vermoedelijk vergroot een slechtere gezondheid de kans op bijstand.⁸
- Cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens. Deze maatstaf meten we als het product van lage inkomens en eenouderhuishoudens.
- Inwoners van 65 jaar en ouder als percentage van de bevolking van 20 jaar en ouder. Het verdeelmodel is gewogen met het aantal inwoners van 20 jaar en ouder, terwijl de bijstand aan bejaarden maar voor een beperkt aantal gemeenten relevant is.
- Het deel van de bevolking dat in een achterstandswijk woont, als benadering voor de cumulatie van achterstandsscores.⁹

⁸ De gezondheidsvariabele is gebaseerd op (de inverse van) de verwachte kosten van somatische aandoeningen (Goudriaan *et al.* 2002). Psychische aandoeningen blijven noodgedwongen grotendeels buiten beeld. Dit is een duidelijke beperking.

⁹ Achterstandswijken zijn op postcodeniveau gedefinieerd conform de CTG-indeling. Zie *CTG-tariefbeschikking 5000-1000-02-3* van 15 april 2002. Het betreft in totaal 95 postcodegebieden.

3 DE VERDEELKENMERKEN: PATROON EN ONTWIKKELING, 1998-2000

3.1 Inleiding

Voorafgaande aan de analyse van het verdeelmodel en de herverdeeleffecten onderzoeken we in het voorliggende hoofdstuk hoe de niveaus van de verdeelkenmerken zich tussen 1998 en 2000 hebben ontwikkeld, en of het patroon van de verdeelkenmerken tussen de gemeenten is gewijzigd. Het hoofdstuk beperkt zich tot de 40.000+ gemeenten.

De volgende vragen komen aan de orde:

- Zijn er veranderingen in de definities en/of de wijze van registratie van de verdeelkenmerken opgetreden, en/of zijn deze in de nabije toekomst te verwachten?
- Wat is de ontwikkeling van de waarden van verdeelkenmerken in de tijd, en in hoeverre wijken bepaalde (groepen) gemeenten af van deze trend?
- In hoeverre vertonen de verdeelkenmerken in de tijd een stabiel patroon?
- Wat is in het bijzonder de ontwikkeling en het patroon van het aantal verhuizingen en het aantal eenouderhuishoudens?

In het hoofdstuk brengen we voor de verdeelkenmerken en bijstandsuitgaven afwijkingen van de gemiddelde trend in beeld voor verschillende typen gemeenten (naar gemeentegrootte en naar stedelijkheid). Tevens onderzoeken we of de verdeelkenmerken een structureel patroon vertonen; met andere woorden, of de verdeling van de verdeelkenmerken over de gemeenten in de tijd constant blijven. Daartoe berekenen we correlatiecoëfficiënt tussen de verschillende jaren van de waarde van de verdeelkenmerken in de geanalyseerde gemeenten.

Bijzondere aandacht wordt geschonken aan de kenmerken verhuizingen en eenouderhuishoudens. Het aantal verhuizingen (= vertrek) is in het verdeelmodel een maatstaf voor de sociale cohesie in een gemeente. Tegelijkertijd wordt ook het aantal verhuizingen naar verwachting sterk beïnvloed door het gereedkomen van grote nieuwbouwlocaties (zoals de Vinexlocaties), die het verband tussen verhuizingen en sociale cohesie gedeeltelijk doorkruisen. Daarom analyseren wij de ontwikkeling en het regionale patroon voor de verhuizingen in detail. Bij de schatting van het verdeelmodel met de cijfers van 1998 is voor de eenouderhuishoudens gebruik gemaakt van experimentele, voor het doel van het project ontwikkelde cijfers van het CBS. Deze zijn n-

middels weliswaar de experimentele status ontgroeid, maar zij worden sinds 1999 ook weer anders geregistreerd. Dat maakt het zinvol om de belangrijkste trends en regionale patronen van de eenouderhuishoudens aan een nadere analyse te onderwerpen.

Het hoofdstuk is als volgt ingedeeld. Paragraaf 3.2 gaat in op veranderingen in de definitie of registratie van de verdeelkenmerken. In paragraaf 3.3 worden de landelijke trends voor de bijstandsuitgaven en alle verdeelkenmerken in kaart gebracht. Verder wordt gedetailleerder aandacht geschonken aan de trends in de bijstandsuitgaven en de verdeelkenmerken lage inkomens, arbeidsongeschiktheid en regionaal klantenpotentieel voor verschillende typen gemeenten uitgesplitst (naar gemeentegrootte en stedelijkheid). Paragraaf 3.4 toont de samenhang tussen de waarden van de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven in de periode 1998-2000. Paragraaf 3.5 concentreert zich op de trends in het aantal eenouderhuishoudens en het aantal verhuizingen. De trends worden uitgesplitst naar gemeentegrootte en stedelijkheid. Tot slot vat paragraaf 3.6 de belangrijkste conclusies van het hoofdstuk kort samen.

3.2 Veranderingen in de definitie of registratie van de verdeelkenmerken

Voor drie verdeelkenmerken zijn veranderingen in de definitie en/of wijze van registratie opgetreden:

- arbeidsongeschiktheid;
- eenouderhuishoudens;
- regionaal klantenpotentieel.

Bij arbeidsongeschiktheid is een belangrijke wijziging opgetreden in de *definitie* van dit verdeelkenmerk. Vanaf 1998 is de uitkeringsregeling AAW vervangen door twee nieuwe uitkeringsregelingen: de WAJONG en de WAZ (bron: toelichting gegevensbestand ministerie van SZW). Daarnaast is in 1998 de registratie van de arbeidsongeschiktheid op gemeenteniveau bij nader inzien onvolledig (zie paragraaf 3.3).

Bij eenouderhuishoudens heeft een verandering in de *registratiewijze* plaatsgevonden. De gegevens zijn tot en met 1998 verzameld via de Enquête Beroepsbevolking (EBB). Sinds 1995 worden deze gegevens ook bepaald via de gemeentelijke basisadministratie (GBA). Deze geven een betrouwbaarder beeld. Vanaf 1999 bevat het gegevensbestand daarom informatie uit deze bron. Behalve de bovengenoemde verandering in registratiewijze hebben er geen definitiewijzigingen plaatsgevonden (bron: CBS, C. Harmsen).

In de definitie van regionaal klantenpotentieel is vanaf 2001 een kleine technische wijziging doorgevoerd. Deze houdt beter rekening met de mogelijkheid dat woonkernen kunnen overlappen. Deze wijziging is specifiek voor de gemeente Zaanstad ingevoerd en heeft voor alle andere gemeenten slechts een marginale invloed (bron: CBS, N. van Leeuwen).

De genoemde definitie- en registratiewijzigingen hebben betrekking op de verdeelkenmerken van het verdeelmodel voor de gemeenten met meer dan 40.000 inwoners. Bij de verdeelkenmerken voor de 60.000- gemeenten hebben zich volgens het CBS geen aanvullende wijzigingen in de definitie of in de registratiewijze voorgedaan.

Naast de wijzigingen in de verdeelkenmerken zijn ook gemeentelijke herindelingen van belang: er is gebruik gemaakt van de gemeente-indeling per 1 januari 2002, terwijl de gegevens stammen uit de periode 1998-2000. Er zijn in de periode 1998-2002 tien gemeenten met meer dan 40.000 inwoners die een belangrijke gemeentelijke herindeling hebben ondergaan of die in deze periode zijn gevormd (bron: CBS, Statline). Bij het omrekenen van gegevens van eerdere jaren naar de indeling van 2002 heeft het ministerie van SZW alleen rekening gehouden met samenvoegingen van gemeenten. Met grenscorrecties waarbij inwoners overgaan van de ene naar de andere gemeente heeft het ministerie op één uitzondering na geen rekening gehouden.¹⁰ Verondersteld is dat deze, veelal kleine, correcties een verwaarloosbaar effect op de waarde van de verdeelkenmerken hebben (bron: toelichting databestand ministerie van SZW).

3.3 Ontwikkeling van de kenmerken, 1998-2000

3.3.1 Verdeelkenmerken, 1998-2000

De meeste verdeelkenmerken in het verdeelmodel voor de gemeenten met meer dan 40.000 inwoners vertonen in de tijd een trendmatige ontwikkeling. In tabel 3.1 geven we van alle verdeelkenmerken achtereenvolgens het groeipercentage in het jaar 1999 ten opzichte van 1998, het groeipercentage in het jaar 2000 ten opzichte van 1999, alsmede het cumulatieve groeipercentage in de periode 1998-2000.

¹⁰ De enige uitzondering vormt de omvangrijke gemeentelijke herindeling rond Den Haag per 1 januari 2002. Het ministerie van SZW heeft deze herindeling zo goed mogelijk met terugwerkende kracht in de gegevens van 1998 tot en met 2000 verwerkt.

Tabel 3.1: Ontwikkeling (in %) van de diverse kenmerken in de 40.000+ gemeenten, 1998-2000

Verdeelkenmerk	Groei (in %)		
	1998-1999	1999-2000	1998-2000
Bijstandsuitgaven	-5,1	-5,6	-10,5
Lage inkomens	-0,1	0,1	0,0
Eenouderhuishoudens	25,3	1,5	27,2
Verhuizingen	-4,5	-3,7	-8,1
Arbeidsongeschikten - nieuw	8,4	3,3	12,0
Totaal allochtonen	2,3	2,1	4,5
Vrouwen 25-29 jaar	-3,1	-4,8	-7,7
Huurwoningen	-2,0	-1,8	-3,7
Werkzame beroepsbevolking	1,3	1,0	2,3
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	0,8	0,7	1,5
Omgevingsadressendichtheid (x 1.000)	0,8	0,8	1,7

Bron: APE

De tabel bevat twee afwijkende groeipercentages, die *cursief* zijn weergegeven: de groei van respectievelijk eenouderhuishoudens en arbeidsongeschikten van 1998 op 1999. Het percentage eenouderhuishoudens in 1999 maar liefst 25,3% hoger dan in 1998, terwijl de arbeidsongeschiktheid in 1999 met 8,4% is gestegen ten opzichte van 1998.

Voor beide verdeelkenmerken geldt dat de groei van 1998 op 1999 veel groter is dan de groei van 1999 op 2000. De eerder beschreven wijzigingen in de registratie van eenouderhuishoudens verklaart de afwijkende ontwikkeling van 1998 op 1999. De afwijkende groei van arbeidsongeschikten is het gevolg van de onderrapportage van het aantal arbeidsongeschikten in het gegevensbestand van 1998. Vergeleken met de nationale totalen uit *Statline* van het CBS ontbreekt ruim 8% van het aantal arbeidsongeschikten in het aangeleverde gegevensbestand op gemeenteniveau.¹¹

¹¹ Het gebruikte gegevensbestand voor 1998 telt in totaal (over alle gemeenten) 813.619 arbeidsongeschikten. Volgens het regionale CBS-bestand in *Statline* telt Nederland in 1998 echter 887.600 arbeidsongeschikten. Vermoedelijk worden deze verschillen veroorzaakt doordat niet van alle arbeidsongeschikten de woongemeente bekend is; ook in het CBS-bestand zélf tellen de aantallen voor de afzonderlijke gemeenten in 1998 bij lange na niet op tot de nationale totalen. Vanaf 1999 zijn deze verschillen marginaal.

Bij een aantal verdeelkenmerken resulteert de uitsplitsing van de groeipercentages naar gemeentegrootte of stedelijkheid soms in trends die voor groepen gemeenten sterk afwijken van de landelijke trend. Onder sterk afwijken van een groep ten opzichte van het landelijke gemiddelde verstaan wij dat de betreffende groep (1) ofwel als enige groep een tegengestelde ontwikkeling vertoont als de landelijk trend, ofwel (2) - bij gelijke richting van groei - als enige groep een veel sterkere dan wel een veel minder sterke groei kent dan het landelijke gemiddelde.

Bij zes kenmerken blijkt bij nadere analyse van de gegevens het bovenstaande zich voor te doen:

- bijstandsuitgaven per 20-plusser;
- lage inkomens;
- arbeidsongeschiktheid;
- regionaal klantenpotentieel;
- eenouderhuishoudens;
- verhuizingen.

Voor deze zes verdeelkenmerken geven wij een uitsplitsing van de groeipercentages naar gemeentegrootte en stedelijkheid. De ontwikkeling van het aantal eenoudergezinnen en het aantal verhuizingen krijgt in paragraaf 3.5 extra aandacht.

Voor de gemeentegrootte hanteren wij een indeling in vijf klassen: de categorieën met 40.000 tot 60.000 inwoners, 60.000 tot 100.000 inwoners, 100.000 tot 150.000 inwoners, 150.000 tot 250.000 inwoners en tot slot de grootste 4 gemeenten (ook wel aangeduid met G4). Voor de mate van stedelijkheid hanteren wij de gebruikelijke vijf klassen van omgevingsadressendichtheid: (1) zeer sterk stedelijk, (2) sterk stedelijk, (3) matig stedelijk, (4) weinig stedelijk en (5) niet-stedelijk. Deze categorieën tellen respectievelijk meer dan 2.500, 1.500-2.500, 1.000-1.500, 500-1.000 en minder dan 500 adressen per km². De niet-stedelijke groep bevat voor de gemeenten met meer dan 40.000 inwoners slechts één gemeente. Wij hebben deze niet-stedelijke gemeente dan ook samengevoegd met de weinig stedelijke gemeenten.

3.3.2 *Bijstandsuitgaven, 1998-2000*

Tabel 3.2 en 3.3 splitsen de groeipercentages van de bijstandsuitgaven per 20-plusser uit naar respectievelijk gemeentegrootte en stedelijkheid. Tabel 3.2 illustreert dat de bijstandsuitgaven van de gemeenten met minder dan 150.000 inwoners ongeveer net zo sterk dalen als het gemiddelde van de 40.000+ gemeenten. Bij de gemeenten met 150.000 tot 250.000 inwoners

dalen de bijstandsuitgaven zowel in 1999 als in 2000 *veel sterker* dan het gemiddelde. Daarentegen nemen in de gemeenten met meer dan 250.000 inwoners de bijstandsuitgaven in beide jaren duidelijk *minder sterk af*.

Tabel 3.2: *Groei (in %) van de bijstandsuitgaven per 20-plusser in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar gemeentegrootte, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 1998	Groei (in %)		
			1998-1999	1999-2000	1998-2000
40.000 - 60.000	34	9,6	-4,8	-6,0	-10,5
60.000 - 100.000	28	18,8	-5,0	-5,3	-10,0
100.000 - 150.000	15	17,0	-5,4	-5,3	-10,4
150.000 - 250.000	6	13,1	-7,3	-8,2	-14,9
Meer dan 250.000	4	41,6	-4,1	-3,7	-7,6
Totaal	87	100,0	-5,1	-5,6	-10,5

Bron: APE

Tabel 3.3: *Groei (in %) van de bijstandsuitgaven per 20-plusser in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar stedelijkheid, 1998-2000*

Omgevingsadres- sendichtheid in 2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 1998	Groei (in %)		
			1998-1999	1999-2000	1998-2000
Meer dan 2.500	12	51,0	-3,6	-4,2	-7,7
1.500-2.500	37	33,4	-5,4	-5,6	-10,7
1.000-1.500	31	13,6	-5,6	-6,3	-11,5
Minder dan 1.000	7	2,0	-6,7	-8,1	-14,2
Totaal	87	100,0	-5,1	-5,6	-10,5

Bron: APE

Tabel 3.3 onthult dat in de zeer sterk stedelijke gemeenten (meer dan 2.500 adressen per km²) de bijstandsuitgaven zowel in 1999 als in 2000 *minder sterk* dan het gemiddelde dalen, terwijl in de weinig stedelijke gemeenten (minder dan 1.000 adressen per km²) de bijstandsuitgaven zowel in 1999 als in 2000 duidelijk *sterker* dan het gemiddelde dalen. Naarmate de stedelijkheid afneemt, dalen de bijstandsuitgaven sterker. Dit beeld komt overeen met de ontwikkeling van de bijstandsuitgaven naar gemeentegrootte.

3.3.3 Lage inkomens, 1998-2000

Tabellen 3.4 en 3.5 brengen een uitsplitsing van de groei van de lage inkomens in beeld naar respectievelijk gemeentegrootte en stedelijkheid.

Tabel 3.4: *Groei (in %) van de lage inkomens in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar gemeentegrootte, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
40.000 - 60.000	34	0,4	0,8	1,2
60.000 - 100.000	28	0,1	-0,0	0,0
100.000 - 150.000	15	-1,2	0,1	-1,1
150.000 - 250.000	6	-0,6	-0,8	-1,5
Meer dan 250.000	4	-0,6	-2,5	-3,1
Totaal	87	-0,1	0,1	0,0

Bron: APE

In de kleine gemeenten (40.000 tot 60.000 inwoners) is het percentage lage inkomens zowel in 1999 als in 2000 *gestegen* (zie tabel 3.4) Daarentegen is het aandeel van de lage inkomens in de grote gemeenten (meer dan 150.000 inwoners) - en vooral in de G4 - *gedaald*. In de overige gemeenten neemt het percentage lage inkomens eveneens minder sterk toe naarmate een gemeente groter is.

Tabel 3.5 onthult dat in de weinig en niet-stedelijke gemeenten (minder dan 1.000 adressen per km²) het aandeel van de lage inkomens in 2000 sterk is *gestegen*. In de zeer sterk stedelijke gemeenten (meer dan 2.500 adressen per km²) is het percentage lage inkomens daarentegen zowel in 1999 als in 2000 *gedaald*. In de overige gemeenten stijgt het percentage lage inkomens minder sterk naarmate een gemeente stedelijker is.

Samenvattend blijkt dat het percentage lage inkomens tussen 1998 en 2000 is gedaald in de grotere en meer stedelijke gemeenten, en is gestegen in de kleinere en mindere stedelijke gemeenten.

Tabel 3.5: *Groei (in %) van de lage inkomens in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar stedelijkheid, 1998-2000*

Omgevingsadres- sendichtheid in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
Meer dan 2.500	12	-0,9	-1,0	-1,9
1.500-2.500	37	-0,5	0,1	-0,4
1.000-1.500	31	0,6	0,2	0,8
Minder dan 1.000	7	0,1	1,6	1,7
Totaal	87	-0,1	0,1	0,0

Bron: APE

3.3.4 Arbeidsongeschiktheid, 1998-2000

In paragraaf 3.2 is reeds opgemerkt dat de afwijkende groei van arbeidsongeschiktheid in 1999 het gevolg is van de onderrapportage van het aantal arbeidsongeschikten in het gegevensbestand van 1998. Om een beter inzicht te krijgen voor welke gemeenten deze onderrapportage het grootst is, geven we in tabellen 3.6 en 3.7 een uitsplitsing van de groei van de arbeidsongeschiktheid naar respectievelijk gemeentegrootte en stedelijkheid.

Tabel 3.6: *Groei (in %) van de arbeidsongeschiktheid in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar gemeentegrootte, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
40.000 - 60.000	34	10,9	2,9	14,2
60.000 - 100.000	28	7,8	3,5	11,6
100.000 - 150.000	15	7,1	3,8	11,2
150.000 - 250.000	6	5,7	2,6	8,4
Meer dan 250.000	4	1,8	3,5	5,4
Totaal	87	8,4	3,3	12,0

Bron: APE

De arbeidsongeschiktheid is in 1999 sterker gestegen naarmate een gemeente minder inwoners telt. In de gemeenten met 40.000 tot 60.000 inwoners groeit de arbeidsongeschiktheid in 1999 veel sterker dan het gemiddel-

de, terwijl de G4 gemeenten een veel kleinere groei kennen. Deze groeiverschillen zijn naar onze inschatting te groot om reëel te zijn. Dit geeft duidelijke aanwijzingen dat de onderrapportage van het aantal arbeidsongeschikten in 1998 het grootst is bij kleinere gemeenten. Van 1999 op 2000 zijn de verschillen in het groeitempo van de arbeidsongeschiktheid minder groot. Deze lopen in 2000 uiteen van 2,6% tot 3,8%.

Tabel 3.7: *Groei (in %) van de arbeidsongeschiktheid in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar stedelijkheid, 1998-2000*

Omgevingsadres- sindictheid in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
Meer dan 2.500	12	3,8	4,0	7,9
1.500-2.500	37	7,7	3,5	11,5
1.000-1.500	31	9,8	2,9	13,0
Minder dan 1.000	7	13,4	2,9	16,7
Totaal	87	8,4	3,3	12,0

Bron: APE

Tabel 3.7 laat hetzelfde effect zien, maar nu uitgesplitst naar stedelijkheid: de groei van de arbeidsongeschiktheid is in 1999 kleiner naarmate een gemeente stedelijker is. De minst stedelijke gemeenten kennen in 1999 een veel sterkere groei dan het gemiddelde, terwijl de meest stedelijke gemeenten een veel kleinere groei kennen. Daarentegen is het beeld in 2000 precies omgekeerd: de groei van het aantal arbeidsongeschikten is het hoogst in de meest stedelijke gemeenten en het laagst in de minst stedelijke gemeenten.

Tabel 3.8: *Groei (in %) van de arbeidsongeschiktheid in de 40.000+ gemeenten, 1997, 1999 en 2000.*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1997-1999	1999-2000	1997-2000
Totaal	87	2,6	3,3	5,9

Bron: APE

Samenvattend: de *onderrapportage* van het aantal arbeidsongeschikten is in 1998 het hoogst in de minst stedelijke en kleinere gemeenten. Daardoor mag *geen* betekenis worden toegekend aan de hoge groeipercentages in 1999. Tabel 3.8 ondersteunt dit. De tabel 3.8 geeft de landelijke groei van de arbeidsongeschiktheid weer voor de jaren 1997, 1999 en 2000; dit om de verstoren-

de invloed van het jaar 1998 te elimineren. De tabel onthult dat de groei van 2,6% in 1999 ten opzichte van 1997 (waarin nog de oude definitie van arbeidsongeschiktheid is gehanteerd), veel lager is dan de groei van 8,4% die in 1999 ten opzichte van 1998 (waarin voor het eerst de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid is gehanteerd) optreedt. Dit ondersteunt de conclusie dat de arbeidsongeschiktheidscijfers voor 1998 eigenlijk onbruikbaar zijn.

3.3.5 Regionaal klantenpotentieel, 1998-2000

Het regionaal klantenpotentieel is voor de kleinere gemeenten (40.000 tot 60.000 inwoners) tussen 1998 en 1999 veel minder sterk is gestegen dan het gemiddelde voor de 40.000+ gemeenten (zie tabel 3.9). Voor de G4 is het regionaal klantenpotentieel in 2000 zelfs licht gedaald; dit is opmerkelijk. Voor de middelgrote gemeenten (100.000 tot 150.000 inwoners) is het regionaal klantenpotentieel in 2000 ruim drie keer zo sterk toegekomen als het gemiddelde.

Tabel 3.9: *Groei (in %) van het regionaal klantenpotentieel in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar gemeentegrootte, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
40.000 - 60.000	34	0,1	0,6	0,7
60.000 - 100.000	28	1,0	0,6	1,6
100.000 - 150.000	15	1,0	2,2	3,3
150.000 - 250.000	6	1,6	0,8	2,4
Meer dan 250.000	4	0,5	-0,2	0,3
Totaal	87	0,8	0,7	1,5

Bron: APE

Tabel 3.10 vertoont een vergelijkbaar beeld naar stedelijkheid. Het regionaal klantenpotentieel is voor de weinig tot niet stedelijke gemeenten (minder 1.000 adressen per km²) in 1999 licht gedaald. Voor de zeer stedelijke gemeenten (meer dan 2.500 adressen per km²) resulteert in 2000 een bescheiden daling. Voor de matig stedelijke gemeenten (1.000-1.500 adressen per km²) is het regionaal klantenpotentieel in 2000 vier keer zo sterk gestegen als het gemiddelde van de 40.000+ gemeenten.

Tabel 3.10: *Groei (in %) van het regionaal klantenpotentieel in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar stedelijkheid, 1998-2000*

Omgevingsadressen- dichtheid in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
Meer dan 2500	12	0,8	-0,0	0,8
1500-2500	37	0,8	0,6	1,5
1000-1500	31	1,0	2,8	3,9
Minder dan 1000	7	-0,3	0,2	-0,1
Totaal	87	0,8	0,7	1,5

Bron: APE

3.4 Samenhang tussen de verdeelkenmerken, 1998-2000

Om te bepalen of de verdeelkenmerken in de tijd een stabiel patroon vertonen, berekenen we de correlatiecoëfficiënten tussen de waarden van de kenmerken in verschillende jaren. Tabel 3.11 brengt de gewogen Pearson's correlatiecoëfficiënten in beeld.¹² Deze geven aan hoe sterk de samenhang is tussen de waarden van de verdeelkenmerken in verschillende jaren.

Voor alle onderzochte kenmerken ligt de correlatie tussen de waarden in verschillende jaren zeer dicht bij +1. Alle getoonde correlatiecoëfficiënten verschillen vanzelfsprekend significant van 0. De correlaties van bijna +1 duiden op een sterk lineaire samenhang tussen de waarden van de kenmerken in opeenvolgende jaren. De waarde van een kenmerk in jaar $t-1$ is een uitstekende voorspeller voor de waarde van hetzelfde verdeelkenmerk in jaar t .

Het is belangrijk om te realiseren dat de correlatiecoëfficiënt *ongevoelig* is voor veranderingen die zich in alle gemeenten even sterk voordoen: dit laat de sterkte van de lineaire samenhang onaangetast. Daarom is de correlatie tussen 1998 en 1999 voor arbeidsongeschiktheid en eenouderhuishoudens toch hoog, ondanks de gewijzigde registratie. Voor deze verdeelkenmerken zijn in 1999 ten opzichte van 1998 weliswaar sterke *overall* veranderingen

¹² Weging geschiedt met het aantal inwoners op 1 januari 2000. Soortgelijke tabellen voor de ongewogen Pearson's correlatiecoëfficiënten en de Spearman's rangorde-correlatiecoëfficiënten vertonen een vrijwel identiek beeld. De presentatie hiervan blijft daarom achterwege.

opgetreden, maar er hebben zich geen al te sterke verschuivingen voorgedaan tussen de gemeenten onderling.

Tabel 3.11: *Correlatie tussen waarden van de diverse kenmerken in verschillende jaren voor de 40.000+ gemeenten, 1998-2000.*

Verdeelkenmerk	Gewogen correlatiecoëfficiënt		
	1998 en 1999	1999 en 2000	1998 en 2000
Bijstandsuitgaven per 20-plusser	0,997	0,998	0,991
Lage inkomens	0,966	0,978	0,968
Eenouderhuishoudens	0,991	0,998	0,989
Verhuizingen	0,968	0,954	0,949
Arbeidsongeschiktheid	0,971	0,995	0,962
Totaal allochtonen	1,000	1,000	0,999
Vrouwen 25-29 jaar	0,996	0,995	0,988
Huurwoningen	0,999	0,999	0,998
Werkzame beroepsbevolking	0,957	0,947	0,883
Regionaal klantenpotentieel	1,000	1,000	1,000
Omgevingsadressendichtheid	1,000	1,000	0,999

Bron: APE

3.5 Eenouderhuishoudens en verhuizingen, 1998-2000

3.5.1 Eenouderhuishoudens, 1998-2000

Tabellen 3.12 en 3.13 geven de groei weer van eenouderhuishoudens uitgesplitst naar respectievelijk gemeentegrootte en stedelijkheid. De gewijzigde registratie van het aantal eenouderhuishoudens in 1999 heeft buitengewoon grote consequenties voor het *niveau* van het percentage eenouderhuishoudens. Dat verklaart de groei met 25,3% in 1999. Aan deze stijging kan geen reële betekenis worden toegekend. De effecten van de gewijzigde registratie vertonen geen duidelijke samenhang met de gemeentegrootte. Van 1999 op 2000 stijgt het aantal eenouderhuishoudens in het gebruikelijke groeitempo. Dit stijgingstempo varieert maar beperkt naar gemeentegrootte.

Tabel 3.13 illustreert dat het aandeel van eenouderhuishoudens in 2000 sterker is gestegen naarmate een gemeente meer verstedelijkt is. In de weinig tot niet-stedelijke gemeenten is het aandeel van de eenouderhuishoudens in 2000 zelfs *gedaald*.

Tabel 3.12: *Groei (in %) van de eenouderhuishoudens in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar gemeentegrootte, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
40.000 - 60.000	34	27,9	1,7	30,1
60.000 - 100.000	28	23,4	1,2	24,9
100.000 - 150.000	15	23,9	1,7	26,1
150.000 - 250.000	6	24,8	1,2	26,3
Meer dan 250.000	4	26,1	1,2	27,6
Totaal	87	25,3	1,5	27,2

Bron: APE

Tabel 3.13: *Groei (in %) van de eenouderhuishoudens in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar stedelijkheid, 1998-2000*

Omgevingsadres- sendichtheid in 2000	Gemeenten	Groeipercentages		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
Meer dan 2.500	12	27,7	2,5	30,9
1.500-2.500	37	23,7	1,8	25,9
1.000-1.500	31	23,9	0,8	25,0
Minder dan 1.000	7	39,2	-0,3	38,7
Totaal	87	25,3	1,5	27,2

Bron: APE

3.5.2 Verhuizingen, 1998-2000

Tabellen 3.14 en 3.15 splitsen de groei van het percentage verhuizingen (vertrek) uit naar respectievelijk gemeentegrootte en stedelijkheid. Bij de gemeenten met 150.000 tot 250.000 inwoners is het verhuispercentage in 2000 veel sterker dan het gemiddelde gedaald (zie tabel 3.14). Deze gemeentegroep kent in 1999 echter een minder dan gemiddelde daling van het aantal verhuizingen. Bij de G4 heeft in 1999 een bovengemiddelde daling van het verhuispercentage plaatsgevonden, terwijl daarentegen in 2000 juist een stijging optreedt; dit in tegenstelling tot de overige gemeentegroepen, waar het verhuispercentage zowel in 1999 als in 2000 is *gedaald*. Tabel 3.15 illu-

streert dat het percentage verhuizingen minder is gedaald naarmate een gemeente *stedelijker* is.

Tabel 3.14: *Groei (in %) van de verhuizingen in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar gemeentegrootte, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
40.000 - 60.000	34	-3,8	-4,2	-7,8
60.000 - 100.000	28	-6,1	-2,8	-8,7
100.000 - 150.000	15	-3,7	-4,8	-8,3
150.000 - 250.000	6	-2,1	-8,1	-10,1
Meer dan 250.000	4	-5,7	3,0	-2,9
Totaal	87	-4,5	-3,7	-8,1

Bron: APE

Tabel 3.15: *Groei (in %) van de verhuizingen in de 40.000+ gemeenten, uitgesplitst naar stedelijkheid, 1998-2000*

Omgevingsadres- sendichtheid in 2000	Gemeenten	Groei (in %)		
		1998-1999	1999-2000	1998-2000
Meer dan 2.500	12	-4,2	-2,4	-6,5
1.500-2.500	37	-4,9	-3,0	-7,7
1.000-1500	31	-4,5	-4,8	-9,1
Minder dan 1.000	7	-2,9	-6,8	-9,5
Totaal	87	-4,5	-3,7	-8,1

Bron: APE

3.6 Samenvatting en conclusies

In het voorliggende hoofdstuk is onderzocht hoe de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven zich gedurende de periode 1998-2000 hebben ontwikkeld in de 40.000+ gemeenten. Tevens is gezien of en hoe de regionale patronen in de verdeelkenmerken zich hebben gewijzigd. Daarnaast is aandacht geschonken aan mogelijke veranderingen in de definitie of de registratie van de verdeelkenmerken.

De belangrijkste bevindingen van het hoofdstuk luiden als volgt:

- Er zijn tien gemeenten met meer dan 40.000 inwoners waar in de periode 1998-2002 belangrijke gemeentelijke herindelingen zijn opgetreden.
- Verdeelkenmerken met wijzigingen in definitie of registratie zijn arbeidsongeschiktheid, eenouderhuishoudens en regionaal klantenpotentieel.
- De veranderingen in de definitie/registratie van arbeidsongeschiktheid en eenouderhuishoudens hebben in 1999 sterk afwijkende groeipercentages tot gevolg. Hieraan mag echter geen reële betekenis worden toegekend.
- De verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven vertonen in de tijd een stabiel patroon. De correlaties tussen de waarden van de verdeelkenmerken in verschillende jaren zijn bijna gelijk aan +1.
- In de vier grootste gemeenten is de daling van de bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder - zonder dat de ontwikkeling van de verdeelkenmerken daartoe een duidelijke aanleiding geeft - aanzienlijk geringer dan het gemiddelde van de overige gemeenten. Daarentegen zijn de bijstandsuitgaven in de gemeenten met 150.000 tot 250.000 inwoners juist veel sterker gedaald dan het gemiddelde.
- Het aandeel van de lage inkomens is gestegen in de weinig stedelijke en kleinere gemeenten, terwijl het is gedaald in de zeer stedelijke en grotere gemeenten.
- Het regionaal klantenpotentieel is in de matig stedelijke en middelgrote gemeenten veel sterker gestegen dan het gemiddelde.
- Het aandeel van de eenoudergezinnen neemt in 2000 sterker toe naarmate de gemeenten meer verstedelijkt zijn.
- Het aantal verhuizingen daalt in de onderzochte periode minder sterk in de meer verstedelijkte gemeenten. In de G4 stijgt het aantal verhuizingen in 2000 zelfs. De gemeenten met 150.000 tot 250.000 inwoners kennen daarentegen in 2000 juist een sterke daling in het percentage verhuizingen.

4 VERDELLENDE WERKING VAN HET HUIDIGE VERDEELMODEL, 1998-2000

4.1 Inleiding

In dit hoofdstuk komt de verdelende werking van het *huidige* verdeelmodel 1998 voor de 40.000+ gemeenten aan de orde. Het model is in 2002 voor het eerst gebruikt om de bijstandsbudgetten voor de grotere gemeenten (gedeeltelijk) vast te stellen. Het verdeelmodel 1998 is geschat met gegevens van 1998 (Goudriaan *et al.* 2001), die omgerekend zijn naar de gemeente-indeling van 1 januari 1999. Het verdeelmodel wordt in dit rapport steeds aangeduid als het *verdeelmodel 1998*. We presenteren de verdelende werking van het model 1998 voor de jaren 1998 tot en met 2000. Dat betekent dat in dit hoofdstuk *alleen* de waarden van de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven worden geactualiseerd, maar *niet* de gewichten van het verdeelmodel. De actualisering van de gewichten vindt in hoofdstuk 6 plaats, terwijl de presentatie van de herverdeeleffecten van de geactualiseerde verdeelmodellen in hoofdstuk 7 aan de orde komt.

Het hoofdstuk heeft de volgende indeling. Paragraaf 4.2 schenkt aandacht aan de gemiddelde procentuele herverdeeleffecten per grootteklasse van gemeenten. Paragraaf 4.3 bespreekt de bandbreedte van de herverdeeleffecten. De verdeling van de gemeenten naar grootte van de herverdeeleffecten wordt in paragraaf 4.4 in beeld gebracht. Paragraaf 4.5 vat de belangrijkste conclusies kort samen.

4.2 Herverdeeleffecten van het huidige verdeelmodel naar gemeentegrootte, 1998-2000

Tabellen 4.1 en 4.2 brengen respectievelijk de ongewogen en de gewogen procentuele herverdeeleffecten in beeld naar de grootteklassen van de gemeenten. De ongewogen en de gewogen procentuele herverdeeleffecten *namen* in het algemeen *toe* naarmate in het verdeelmodel 1998 wordt gerekend met *actuelere* waarden voor de verdeelkenmerken. Dit valt te verklaren uit het feit dat het verdeelmodel 1998 is geoptimaliseerd voor de waarden van de verdeelkenmerken in 1998 (en een andere gemeente-indeling). In het vorige hoofdstuk hebben we tevens gezien dat de totale bijstandsuitgaven zijn ge-

daald in 1999 en 2000. Daardoor leiden gelijkblijvende *nominale* herverdeel-effecten (in euro's) tot *grotere* procentuele herverdeeeffecten.

Tabel 4.1: *Ongewogen herverdeeeffecten (in %) bij volledige normatieve budgettering in de 40.000+ gemeenten met het huidige verdeelmodel, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 2000	Ongewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in %)		
			1998 ^a	1999	2000
40.000 - 60.000	34	9,5	15,9	17,8	20,7
60.000 - 100.000	28	18,7	7,3	10,8	11,4
100.000 - 150.000	15	16,9	8,4	8,5	13,0
150.000 - 250.000	6	13,1	6,4	6,6	6,0
Meer dan 250.000	4	42,5	2,3	3,6	3,2
Totaal	87	100,0	10,5	12,5	14,6

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WA-JONG).

Bron: APE

Tabel 4.1 toont het bekende beeld van een *afnemende* spreiding herverdeel-effecten bij een toenemende gemeentegrootte. Dit is deels het gevolg van de *schattingsmethode* die bij de opstelling van het verdeelmodel 1998 het verdeelmodel is toegepast. Bij de schatting van het model krijgen de grootste gemeenten - naast het feit dat zij de hoogste bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder hebben - het meeste gewicht. Daardoor is de aansluiting tussen de budgetten en de uitgaven van de grootste gemeenten in de regel relatief goed. Daarnaast worden de getoonde herverdeeeffecten van de grotere gemeenten afgezwakt doordat de presentatie van de herverdeeeffecten geschiedt in termen van procentuele afwijkingen tussen budgetten en uitgaven. Het effect van eventuele afwijkingen tussen budgetten en uitgaven in euro's vermindert doordat deze afwijkingen bij de grotere gemeenten worden gerelateerd aan een hoger *uitgavenniveau*.

Tabel 4.2 laat een soortgelijk beeld zien als tabel 4.1, met een afnemende spreiding van de herverdeeeffecten bij een toenemende gemeentegrootte. In tabel 4.2 zijn de herverdeeeffecten gewogen met de gemeentelijke bijstandsuitgaven. Dit leidt tot een beter zicht op de aansluiting tussen de berekende budgetten en de feitelijke bijstandsuitgaven. De tabel geeft immers meer gewicht aan gemeenten met hogere bijstandsuitgaven. De gewogen herverdeeeffecten zijn in het algemeen kleiner dan de ongewogen herverdeeeffecten. Dat komt doordat de aansluiting tussen budgetten en uitgaven bij de (grote-

re) gemeenten met hogere bijstandsuitgaven beter is dan bij de overige gemeenten.

Tabel 4.2: Gewogen herverdeeeffecten (in %) bij volledige normatieve budgettering in de 40.000+ gemeenten met het huidige verdeelmodel, 1998-2000

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in %)		
			1998 ^a	1999	2000
40.000 - 60.000	34	9,5	13,2	14,0	16,5
60.000 - 100.000	28	18,7	6,8	10,3	10,2
100.000 - 150.000	15	16,9	7,2	7,6	9,6
150.000 - 250.000	6	13,1	6,7	7,4	5,8
Meer dan 250.000	4	42,5	2,3	2,7	2,5
Totaal	87	100,0	5,5	6,6	6,9

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

Bron: APE

4.3 Bandbreedte van de herverdeeeffecten van het huidige verdeelmodel naar gemeentegrootte

Tabel 4.3 biedt inzicht in de bandbreedte (minimum en maximum waarden) van de procentuele herverdeeeffecten voor de onderscheiden grootteklasse van gemeenten. De bandbreedte van de herverdeeeffecten is in alle jaren fors en vertoont geen duidelijke trend. De grootste negatieve afwijking wordt steeds door dezelfde (heringedeelde) gemeente veroorzaakt. Twee gemeenten kennen zowel in 1999 als in 2000 de twee grootste positieve herverdeeeffecten. De bandbreedte van de herverdeeeffecten is in het algemeen kleiner voor de grotere gemeenten dan voor de kleinere gemeenten. Steeds zijn het de gemeenten uit de klasse van 40.000 tot 60.000 inwoners, die de bandbreedte van de herverdeeeffecten voor de 40.000+ gemeenten bepalen. Bij de kleinere gemeenten is de variatie in de bijstandsuitgaven en de herverdeeeffecten verhoudingsgewijs het grootst. Dat laatste vloeit deels voort uit de gehanteerde schattingsmethode van het verdeelmodel. Overigens is het de vraag of de geschetste herverdeeeffecten een reëel beeld geven van de feitelijke situatie. Doordat de uitgaven op kasbasis zijn gemeten kunnen fluctuaties in de betalingen het beeld voor de *afzonderlijke* gemeenten sterk vertekenen. Deze vertekening is naar verwachting van grotere betekenis voor de

kleinere gemeenten dan voor de grotere gemeenten. Figuur 4.1 brengt voor 2000 het beeld van afnemende procentuele herverdeeleffecten bij een toenemende gemeentegrootte nog eens treffend in beeld.

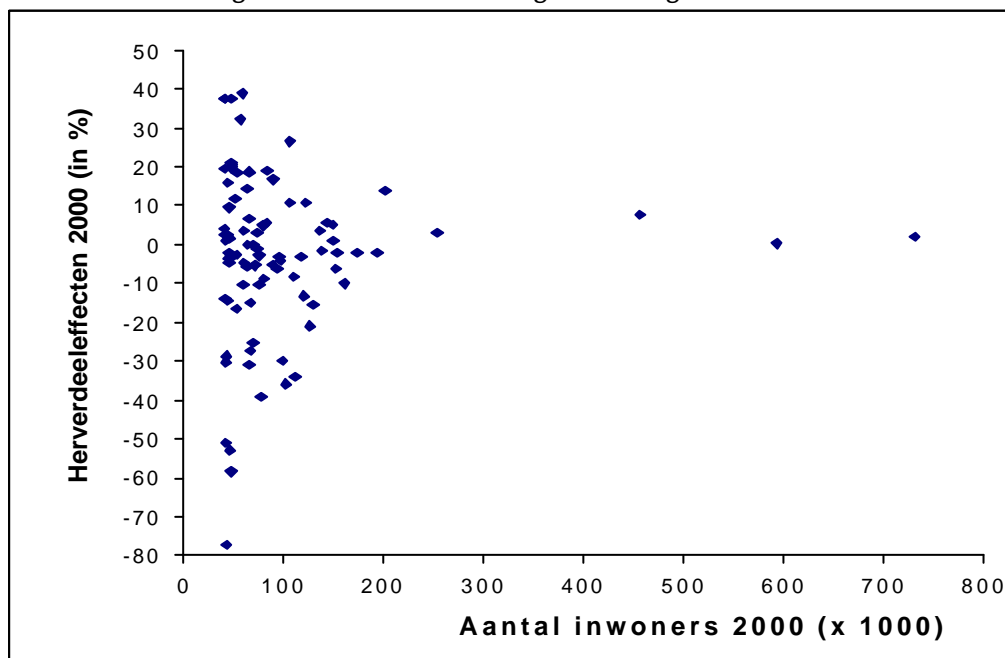
Tabel 4.3: *Bandbreedte van de herverdeeleffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering met huidige verdeelmodel, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	1998 ^a		1999		2000	
	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum
40.000 - 60.000	-70,5	38,2	-87,5	35,1	-77,2	38,9
60.000 - 100.000	-32,3	20,9	-22,5	23,2	-39,1	18,9
100.000 - 150.000	-28,4	17,9	-26,4	18,4	-35,9	26,5
150.000 - 250.000	-17,0	6,4	-13,2	10,6	-10,0	13,7
Meer dan 250.000	-3,1	3,1	-0,4	7,4	0,3	7,8
Totaal	-70,5	38,2	-87,5	35,1	-77,2	38,9

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

Bron: APE

Figuur 4.1: *Spreiding van de herverdeeleffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van het huidige verdeelmodel naar gemeentegrootte, 2000*



Bron: APE

Een belangrijk deel van herverdeeeffecten (positief en negatief) komt tot stand in de kleine groep van gemeenten die een majeure gemeentelijke herindeling hebben ondergaan. In de periode 1998-2002 hebben tien grote herindelingen plaatsgevonden. Daarom hebben we in tabel 4.4 de gewogen procentuele herverdeeeffecten aangegeven voor de (vrijwel) niet heringedeelde gemeenten als de heringedeelde gemeenten.

Tabel 4.4: *Gewogen herverdeeeffecten (in %) bij volledige normatieve budgettering in de 40.000+ gemeenten met het huidige verdeelmodel, 1998-2000*

Gemeente-indeling	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in %)		
			1998 ^a	1999	2000
1998-2002					
Vrijwel ongewijzigd	77	96,0	5,0	6,0	6,1
Gewijzigd	10	4,0	19,7	22,1	24,7
Totaal	87	100,0	5,5	6,6	6,9

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

Bron: APE

Tabel 4.4 laat zien dat de heringedeelde gemeenten ruwweg een vier maal zo grote spreiding van de herverdeeeffecten kennen dan de (nagenoeg) ongewijzigde gemeenten. Gemeentelijke herindelingen zijn veelal op globale wijze in de in de ter beschikking gestelde gegevens verwerkt. Daardoor zijn de berekende budgetten voor deze gemeenten met onzekerheden omgeven. Dit komt tot uiting in de spreiding van de herverdeeeffecten bij deze gemeenten. Ten slotte treffen we de meeste grote herindelingen aan onder de kleinere gemeenten, die in het algemeen een grotere spreiding van de herverdeeeffecten kennen.

4.4 Verdeling van de gemeenten naar grootte van de herverdeeeffecten

Ten slotte geven we een overzicht van de verdeling van de herverdeeeffecten bij de 40.000+ gemeenten. Tabel 4.5 toont de ongewogen verdeling van de herverdeeeffecten. Tabel 4.6 biedt dezelfde informatie, maar dan op basis van de (met de uitgaven) gewogen verdeling. Het overgrote deel van de gemeenten wordt geconfronteerd met herverdeeeffecten van minder dan 30%. De toepassing van het verdeelmodel 1998 in latere jaren leidt in de tijd tot grotere herverdeeeffecten en tot een daling van het aantal gemeenten dat de

betreffende klasse van herverdeeeffecten bezet. Dat geldt zowel voor de ongewogen als voor de gewogen verdeling van de herverdeeeffecten.

Tabel 4.5: *Ongewogen verdeling van de 40.000+ gemeenten naar grootte van het herverdeeeffect bij volledige normatieve budgettering met het huidige verdeelmodel, 1998-2000*

	Verdeling absolute waarde ongewogen herverdeeeffecten (in %)			
	Kleiner dan 30%	Kleiner dan 20%	Kleiner dan 15%	Kleiner dan 10%
1998 ^a	94,3	85,1	77,0	59,8
1999	93,1	78,2	69,0	56,3
2000	83,9	74,7	64,4	50,6

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

Bron: APE

Tabel 4.6: *Gewogen verdeling gemeenten naar grootte van het herverdeeeffect in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering met het huidige verdeelmodel, 1998 tot en met 2000*

	Verdeling absolute waarde ongewogen herverdeeeffecten (in %)			
	Kleiner dan 30%	Kleiner dan 20%	Kleiner dan 15%	Kleiner dan 10%
1998 ^a	99,0	96,2	91,1	82,9
1999	99,0	94,2	89,8	78,5
2000	96,5	92,3	87,9	76,7

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

Bron: APE

4.5 Samenvatting en conclusies

Het voorliggende hoofdstuk heeft aandacht geschonken aan de herverdeeeffecten van het huidige verdeelmodel 1998 in de periode 1998-2000. Het hoofdstuk beperkt zich tot de 40.000+ gemeenten. Alleen de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven zijn geactualiseerd, maar niet de gewichten van het verdeelmodel. De actualisering van de gewichten komt in hoofdstuk 6 aan de orde.

Het hoofdstuk leidt tot de volgende conclusies:

- De procentuele herverdeeeffecten van het verdeelmodel 1998 nemen in de tijd toe. Dit komt doordat het verdeelmodel 1998 berust op de gemeentelijke patronen van de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven in 1998. Actualisatie van de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven leidt onvermijdelijk tot een toename van de herverdeeeffecten.
- De spreiding van de procentuele herverdeeeffecten neemt toe met de gemeentegrootte. De procentuele herverdeeeffecten zijn het grootst bij gemeenten met 40.000 tot 60.000 inwoners. Bij de budgetberekening wordt het normatieve verdeelmodel voor deze gemeenten maar gedeeltelijk toegepast. De herverdeeeffecten zijn het kleinst bij de G4, waar de berekende budgetten goed aansluiten bij de uitgaven.
- De geconstateerde procentuele afnemende herverdeeeffecten bij een toename van de gemeentegrootte zijn deels het gevolg van de gehanteerde schattingsmethode van het verdeelmodel. Bij de schatting krijgen de grotere gemeenten (met hogere bijstandsuitgaven per 20-plusser) meer gewicht.
- Vooral bij gemeenten die in de periode 1998-2002 met omvangrijke gemeentelijke herindelingen te maken hebben gehad, treffen we een grote spreiding van de herverdeeeffecten aan. Dit houdt mede verband met de veelal globale wijze waarop de herindelingen in het ter beschikking gestelde gegevensbestand zijn verwerkt.
- De in het hoofdstuk gepresenteerde herverdeeeffecten geven vermoedelijk een *overschatting* van de feitelijke herverdeeeffecten. Naast de problematiek van de gemeentelijke herindelingen komt dit naar verwachting mede doordat de gebruikte uitgavengegevens op kasbasis in plaats van op transactiebasis zijn gemeten. Daardoor hebben de uitgaven en de budgetten niet noodzakelijk betrekking op dezelfde periode.

5 SYSTEMATISCHE HERVEEEFFECTEN VAN HET HUIDIGE VERDEELMODEL, 1998-2000

5.1 Inleiding

In het vorige hoofdstuk zijn de herverdeeeffecten van het *huidige* verdeelmodel voor de afzonderlijke jaren in kaart gebracht. In dit hoofdstuk bekijken we of er sprake is van een structureel patroon van herverdeeeffecten. In de eerste plaats onderzoeken we of het steeds dezelfde gemeenten zijn die worden gekenmerkt door substantiële positieve of negatieve herverdeeeffecten. In de tweede plaats analyseren we welke factoren mogelijkwijs aan de geconstateerde structurele herverdeeeffecten ten grondslag liggen. Laatstgenoemde analyse heeft een *explorerend* karakter. In hoofdstuk 8 voeren we vergelijkbare analyses uit, maar dan voor de geactualiseerde verdeelmodellen.

Het is niet eenvoudig om harde indicaties te verkrijgen van factoren die de herverdeeeffecten 'verklaren'. Dat komt doordat de verklaarde variantie van het huidige verdeelmodel hoog is. Daardoor blijft er weinig te verklaren over (zie ook hoofdstuk 8). Het beeld van de 'overall' aansluiting tussen de budgetten en de uitgaven wordt sterk gedomineerd door de G4. Deze gemeenten kennen een relatief goede aansluiting tussen budget en bijstandsuitgaven, en krijgen in de schattingen veel gewicht. Daarom laten we in een aantal analyses de G4 weg en beperken we ons tot de overige gemeenten (met de grote herverdeeeffecten).

Het voorliggende hoofdstuk kent de volgende indeling. Paragraaf 5.2 richt zich op een beschrijving van het patroon van structurele herverdeeeffecten in de tijd. Paragraaf 5.3 probeert een aantal factoren in kaart te brengen die ten grondslag liggen aan de structurele herverdeeeffecten. Paragraaf 5.4 sluit af met de belangrijkste conclusies van het hoofdstuk.

5.2 Structurele herverdeeeffecten

5.2.1 Aanwezigheid van structurele patronen

Als de herverdeeeffecten voor de afzonderlijke gemeenten van jaar op jaar een vast patroon vormen, komt dit onder meer tot uiting in een sterke correlatie tussen de herverdeeeffecten in de onderzochte jaren. Tabel 5.1 toont daarom de correlaties tussen de herverdeeeffecten (in %) in de onderzochte

jaren. De tabel geeft zowel de gebruikelijke (Pearson) correlatiecoëfficiënten als de rangordecorrelatiecoëfficiënten. De rangordecorrelatie geeft in dit geval aan of de rangorde van de gemeenten naar grootte van de herverdeeeffecten in de tijd al dan niet constant is. Bij de presentatie van de correlaties in tabel 5.1 beperken we ons tot de ongewogen varianten. Daarmee voorkomen we in beginsel dat het beeld sterk wordt gedomineerd door de grotere gemeenten met een relatief goede aansluiting tussen budget en kosten (zie figuur 4.1).

De herverdeeeffecten vertonen in de tijd een structureel patroon. De correlaties zijn hoog en verschillen significant van nul. Dit duidt op een sterke samenhang tussen de herverdeeeffecten in de tijd, ondanks het feit dat de uitgaven op kasbasis zijn gemeten.¹³ De rangorde van de gemeenten naar grootte van de herverdeeeffecten is in de tijd eveneens stabiel.

Tabel 5.1: *Samenhang tussen de herverdeeeffecten (in %) voor de 40.000+ gemeenten in de tijd op basis van het huidige verdeelmodel, 1998-2000: ongewogen correlatiecoëfficiënten*

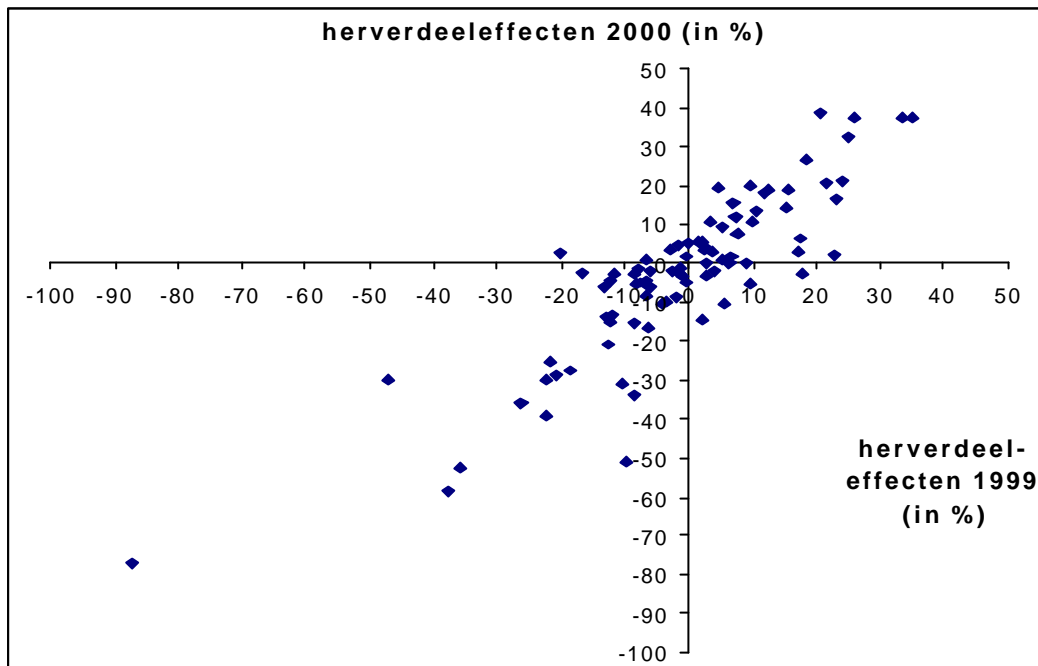
Model	Pearson's correlatie		Spearman's rangordecorrelatie	
	1998	1999	1998	1999
1999	0,777		0,682	
2000	0,706	0,866	0,641	0,837

Bron: APE

Vooraf in twee nabijgelegen jaren is de correlatie hoog. Dat geldt in het bijzonder voor de jaren 1999 en 2000, waar de definitie en registratie van de verdeelkenmerken goed vergelijkbaar zijn. Daardoor bedraagt de correlatie tussen de herverdeeeffecten in die jaren circa 0,85. Dat betekent dat ruim 70% van de herverdeeeffecten in 2000 kan worden 'verklaard' uit de herverdeeeffecten in 1999. Dat de herverdeeeffecten in 2000 een vergelijkbaar patroon vertonen als in 1999 blijkt ook uit figuur 5.1. In deze figuur zijn de herverdeeeffecten in 2000 uitgezet tegen die in 1999.

¹³ De registratie van de uitgaven op kasbasis kan aan de ene kant voor extra fluctuaties (kasfluctuaties) en incidentele herverdeeeffecten zorgen. Aan de kant kan de registratie op kasbasis ook leiden tot structurele herverdeeeffecten wanneer bepaalde gemeenten structureel veel later (vroeger) met afrekenen zijn dan andere gemeenten.

Figuur 5.1: *Herverdeeeffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van het huidige verdeelmodel in 1999 en 2000*



Bron: APE

5.2.2 Structurele versus incidentele herverdeeeffecten

In tabel 5.2 geven we de procentuele verdelingen van de gemeenten naar grootte van de procentuele herverdeeeffecten in de periode 1998-2000. We hanteren vier klassen van herverdeeeffecten.

Tabel 5.2: *Verdeling gemeenten naar grootte van het herverdeeeffect in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering met het huidige verdeelmodel, 1998-2000*

Jaar	Verdeling van de gemeenten naar herverdeeeffecten (in %)			
	< -10%	-10% tot 0%	0% tot 10%	> 10%
1998	16,1	26,4	33,3	24,1
1999	23,0	29,9	26,4	20,7
2000	26,4	26,4	24,1	23,0

Bron: APE

Tabel 5.2 geeft aan dat in elk jaar de gemeenten ruwweg gelijkmatig over de vier klassen van herverdeeeffecten zijn verdeeld. In elk jaar kampt ruim 20% van de gemeenten met sterk negatieve herverdeeeffecten (tot en met -10%),

en heeft in elk jaar eveneens ruim twintig procent van de gemeenten sterk positieve (groter dan 10%) herverdeeeffecten.

Om het structurele karakter van de herverdeeeffecten in kaart te brengen, geeft tabel 5.3 de procentuele verdeling van de gemeenten naar het aantal jaren dat gemeenten een bepaalde klasse van herverdeeeffecten bezetten.

Tabel 5.3: *Verdeling gemeenten naar grootte van het herverdeeeffect in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering met het huidige verdeelmodel, 1998-2000*

Aantal jaren	Verdeling van de gemeenten naar herverdeeeffecten (in %)			
	< -10%	-10% tot 0%	0% tot 10%	> 10%
Minstens 1 jaar	34,5	47,1	56,3	34,5
Minstens 2 jaren	19,5	26,4	21,8	22,9
3 jaren	11,5	9,2	5,7	10,3

Bron: APE

Tabel 5.3 laat zien dat 11,5% van de gemeenten met *structureel* negatieve (drie jaar achtereen kleiner dan -10%) herverdeeeffecten kampen, en dat 10,3% van de gemeenten *structureel* positieve (drie jaar achtereen groter dan 10%) herverdeeeffecten hebben. Uit de onderste rij van de tabel kan ten slotte worden afgeleid dat bij 36,7% van de 40.000+ gemeenten drie jaar achtereen vergelijkbare herverdeeeffecten optreden. Een vergelijking van tabellen 5.2 en 5.3 leert dat er ongeveer tweemaal zoveel gemeenten zijn met *incidenteel* sterk positieve of negatieve herverdeeeffecten als gemeenten met *structureel* sterk positieve of negatieve herverdeeeffecten.

5.3 Achtergronden van structurele herverdeeeffecten

5.3.1 Inleiding

De in de vorige paragraaf gevonden sterke correlaties tussen de verdeelkenmerken in verschillende jaren en de aanwezigheid van groepen gemeenten met structureel negatieve of positieve herverdeeeffecten geven aanleiding tot een nadere analyse van de achtergronden van deze systematische herverdeeeffecten. Daarom verrichten we een exploratieve analyse van de achtergronden van de herverdeeeffecten in de tijd voor bepaalde categorieën gemeenten. Om te bezien of er een relatie bestaat tussen een nader aan te geven kenmerken van de gemeenten en de herverdeeeffecten, voeren we een aantal variantie-analyses uit. Met het oog hierop hebben we de aanvullende

gemeentekennmerken in een aantal klassen ingedeeld. De betekenis van de volgende kenmerken voor de herverdeeleeffecten wordt onderzocht:

- het aantal inwoners;
- de stedelijkheid;
- landsdeel;
- groei- versus krimpgemeenten.
- de mate van segregatie van het totaal aantal allochtonen, het aantal niet-westerse allochtonen en mensen met lage inkomens;
- gezondheid (alleen somatisch);
- cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens;
- inwoners van 65 jaar en ouder als percentage van de bevolking van 20 jaar en ouder;
- het deel van de bevolking dat in een achterstandswijk woont.

5.3.2 Toetsresultaten

Tabel 5.4 brengt de resultaten van de uitgevoerde toetsen voor de 40.000+ gemeenten in beeld. Met uitzondering van de toetsen op de betekenis van de eerste vier kenmerken - aantal inwoners, stedelijkheid en landsdeel - blijven steeds de vier grootste gemeenten (G4) buiten beschouwing. De G4 drukken door hun grote gewicht en hun beperkte herverdeeleeffecten anders een te grote stempel op de resultaten. Door het weglaten van G4 vermijden we dat deze gemeenten het zicht op de relatie tussen de gemeentekennmerken en de herverdeeleeffecten bij de overige gemeenten bemoeilijken.

Tabel 5.4: *Toetsresultaten voor de relatie tussen gemeentekennmerken en herverdeeleeffecten op basis van het huidige verdeelmodel*

Hypothese: herverdeeleeffecten verschillen niet per klasse van	Beslissing
Aantal inwoners	Verwerpen
Stedelijkheid	Niet verwerpen
Landsdeel	Niet verwerpen
Groei- versus krimpgemeenten	Niet verwerpen
Segregatie totaal allochtonen	Niet verwerpen
Segregatie niet-westerse allochtonen	Verwerpen
Segregatie lage inkomens	Niet verwerpen
Gezondheid	Niet verwerpen
Cumulatie eenouderhuishoudens en lage inkomens	Verwerpen
Bejaarden	Verwerpen
Achterstandswijken	Verwerpen

Bron: APE

Tabel 5.4 laat zien dat de herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) significant verschillen bij een indeling van gemeenten naar het aantal inwoners, de segregatie van niet-westerse allochtonen, de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens, het aantal bejaarden en het aantal inwoners van achterstandswijken. Alleen voor deze gemeentekennmerken kan de hypothese worden verworpen dat de herverdeeeffecten niet verschillen voor de onderscheiden klassen van gemeentekennmerken. Niet in alle gevallen vinden we overigens een monotoon stijgend of dalend verband tussen de waarde van de betreffende gemeentekennmerken en de herverdeeeffecten. Dit wijst op niet-lineaire samenhangen. In de volgende tabellen brengen we de significante verbanden tussen de gemeentekennmerken en de herverdeeeffecten in beeld.

5.3.3 Gemeentekennmerken en herverdeeeffecten in de 40.000+ gemeenten

Tabel 5.5 biedt inzicht in de relatie tussen het aantal inwoners en de herverdeeeffecten in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder. Gemeenten met 150.000 tot 250.000 inwoners hebben – gemeten in euro's per 20-plusser – grotere negatieve herverdeeeffecten dan vooral de G4 gemeenten en de gemeenten met minder dan 60.000 inwoners. Bij de gemeenten met 60.000 tot 150.000 inwoners verschillen de herverdeeeffecten niet significant van die van de gemeenten met 150.000 tot 250.000 inwoners.

Tabel 5.5: *Herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering in de 40.000+ gemeenten met het huidige verdeelmodel, uitgesplitst naar aantal inwoners, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde herverdeeeffecten (in euro's)		
			1998 ^a	1999	2000
40.000 - 60.000	34	9,5	9,59	5,54	5,85
60.000 - 100.000	28	18,7	5,88	-6,29	-15,02
100.000 - 150.000	15	16,9	-1,41	-12,75	-7,46
150.000 - 250.000	6	13,1	-19,08	-14,06	-5,74
Meer dan 250.000	4	42,5	-2,19	20,56	20,43
Totaal	87	100,0	0,00	0,00	0,00

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

Bron: APE

Tabel 5.6 geeft een uitsplitsing van de herverdeeeffecten naar de mate van segregatie van niet-westerse allochtonen. We gebruiken hiervoor de CBS-definitie. De segregatiemaatstaf geeft aan welk deel van het aantal inwoners in een gemeente dient te verhuizen om een gelijke spreiding van niet-westerse allochtonen over de postcodegebieden te bewerkstelligen. Gemeenten met een segregatie-index van 25 tot 35 ondervinden significant grotere negatieve herverdeeeffecten dan de gemeenten met de sterkste segregatie. Vermoedelijk worden de meest gesegregeerde gemeenten via de andere verdeelmaatstaven al indirect gecompenseerd voor hun hoge segregatie. Daardoor bestaat een niet-lineaire samenhang tussen de mate van segregatie en de herverdeeeffecten. De aard van de samenhang is in de tijd niet constant.

Tabel 5.6: *Herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering in de 40.000+ gemeenten met het huidige verdeelmodel, uitgesplitst naar de segregatie van niet-westerse allochtonen, 1998-2000*

Segregatie van niet-westerse allochtonen in 2000	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in euro's)		
			1998 ^a	1999	2000
Minder dan 15	6	5,3	3,30	-7,98	-20,59
15 – 25	32	34,1	3,79	5,25	7,53
25 – 35	21	44,6	-3,01	-18,19	-21,55
Meer dan 35	14	16,0	2,47	-2,80	5,82
Totaal	83 ^b	100,0	0,70	-6,56	-6,48

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

b Met uitzondering van de G4 gemeenten.

Bron: APE

Tabel 5.7 toont de herverdeeeffecten uitgesplitst naar de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens. De klasse met de hoogste waarde voor de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens kampt met significant grotere negatieve herverdeeeffecten. In het verdeelmodel wordt met deze cumulatie *geen* rekening gehouden.

Tabel 5.7: *Herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering in de 40.000+ gemeenten met het huidige verdeelmodel, uitgesplitst naar eenouderhuishoudens met lage inkomens, 1998-2000*

Eenouderhuishoudens x lage inkomens in 2000	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in euro's)		
			1998 ^a	1999	2000
Minder dan 100	21	9,5	-2,38	-9,01	-24,79
100 – 125	31	29,8	11,97	-2,39	-3,35
125 – 150	18	28,5	14,15	10,87	9,74
Meer dan 150	13	32,2	-34,00	-34,86	-16,72
Totaal	83 ^b	100,0	0,70	-6,56	-6,48

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

b Met uitzondering van de G4 gemeenten.

Bron: APE

Tabel 5.8 biedt een uitsplitsing van de herverdeeeffecten naar het aandeel van 65-plussers in de bevolking van 20 jaar en ouder. Gemeenten waar het percentage bejaarden 15 à 17,5% bedraagt, ervaren de grootste negatieve herverdeeeffecten. De achtergrond hiervan is lastig te duiden.

Tabel 5.8: *Herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering in de 40.000+ gemeenten met het huidige verdeelmodel, uitgesplitst naar het percentage bejaarden, 1998-2000*

Bejaarden in 2000 (in %)	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in euro's)		
			1998 ^a	1999	2000
Minder dan 15	13	11,0	8,56	-1,14	-4,91
15 – 17,5	21	32,7	-15,00	-28,34	-24,43
17,5 – 20	29	41,3	5,57	4,13	4,62
Meer dan 20	20	15,1	8,41	-0,18	-3,91
Totaal	83 ^b	100,0	0,70	-6,56	-6,48

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

b Met uitzondering van de G4 gemeenten.

Bron: APE

Tabel geeft 5.8 geen ondersteuning aan de hypothese dat het verdeelmodel voor gemeenten met veel bejaarden in een overcompensatie resulteert. Voor het overige is het beeld in tabel 5.8 betrekkelijk *diffuus*.

Tabel 5.9 splitst de herverdeeleeffecten van gemeenten uit naar het percentage inwoners dat in een achterstandswijk woont. Achterstandswijken kenmerken zich onder meer door een *cumulatie* van sociaal-economische problemen. De tabel geeft aan dat er geen monotone samenhang bestaat tussen de herverdeeleeffecten en het deel van de bevolking dat in een achterstandswijk woont. Gemeenten met weinig inwoners in achterstandswijken kennen in tegenstelling tot gemeenten zonder achterstandswijken positieve herverdeeleeffecten. Daarentegen kampen gemeenten met veel inwoners in achterstandswijken (meer dan 10%) met forse negatieve herverdeeleeffecten. Deze cumulatie van achterstandssituaties is in het verdeelmodel niet verwerkt.

Tabel 5.9: *Gewogen herverdeeleeffecten (in euro's) voor de totale bijstand bij volledige normatieve budgettering in de 40.000+ gemeenten met het huidige verdeelmodel, uitgesplitst naar inwoners van achterstandswijken, 1998-2000*

Inwoners achterstandswijken in 2000 (in %)	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeleeffecten (in euro's)		
			1998 ^a	1999	2000
Geen	72	68,1	5,87	-2,18	-8,25
0 - 10	4	8,7	21,45	32,03	35,9
Meer dan 10	7	23,1	-41,2	-53,7	-19,4
Totaal	83 ^b	100,0	0,7	-6,6	-6,5

a Op basis van de nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO, WAZ en WAJONG).

b Met uitzondering van de G4 gemeenten.

Bron: APE

5.4 Samenvatting en conclusies

In dit hoofdstuk is de aanwezigheid van structurele patronen in de herverdeeleeffecten voor de 40.000+ gemeenten beschreven. Tevens is geanalyseerd welke factoren daaraan ten grondslag kunnen liggen. De gepresenteerde herverdeeleeffecten hebben betrekking op de toepassing van het huidige verdeelmodel 1998 in de periode 1998-2000. Een vergelijkbare analyse voor de jaarlijks geactualiseerde verdeelmodellen vindt in hoofdstuk 8 plaats.

Het hoofdstuk leidt tot de volgende conclusies:

- De herverdeeeffecten vertonen in de periode 1998-2000 een *structureel* patroon. Meer dan de helft van de herverdeeeffecten kan worden 'verklaard' uit de waarde van de herverdeeeffecten in het voorafgaande jaar.
- Ongeveer 10% van de gemeenten kampt met structureel negatieve herverdeeeffecten; een even grote groep ervaart structureel positieve herverdeeeffecten.
- De herverdeeeffecten verschillen *niet* naar landsdeel en niet naar stedelijkheid.
- Het patroon van herverdeeeffecten vertoont een significante samenhang met de gemeentegrootte, de mate van segregatie van niet-westerse allochtonen, de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens, het aantal bejaarden en het aantal inwoners van achterstandswijken.
- Gemeenten met een cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens of met veel inwoners in achterstandswijken (meer dan 10%) worden geconfronteerd met duidelijke negatieve herverdeeeffecten.
- Niet alle gevonden verbanden laten zich eenvoudig interpreteren. Vaak is er sprake van niet-lineaire samenhangen tussen de onderzochte gemeentekennmerken en de herverdeeeffecten.

6 HERSCHATTING EN STABILITEIT VAN DE VERDEEL- MODELLEN VOOR DE GROTE GEMEENTEN, 1998-2000

6.1 Inleiding

In het voorliggende hoofdstuk wordt het verdeelmodel voor de 40.000+ gemeenten geschat voor de jaren 1999 en 2000. De aan de schattingen in dit hoofdstuk ten grondslag liggende gegevens zijn gebaseerd op de gemeente-indeling van 1 januari 2002. Daarom vindt ook een herschatting van het verdeelmodel 1998 plaats op basis van deze nieuwe gemeente-indeling. Het (oude) verdeelmodel 1998 berust immers op de gemeente-indeling van 1999. Op deze manier kunnen we zien of de schattingsresultaten gevoelig zijn voor de gemeentelijke herindelingen; bijvoorbeeld omdat door gemeentelijke herindelingen steeds meer gemeenten de grens van 40.000 inwoners passeren, die als ondergrens voor de grotere gemeenten wordt gehanteerd. Daarnaast is de AAW per 1 januari 1998 afschaft en vervangen door de WAJONG en de WAZ. We onderzoeken of de schattingsresultaten van het verdeelmodel 1998 gevoelig zijn voor deze gewijzigde arbeidsongeschiktheidsdefinitie.

De schattingen vinden steeds plaats voor alle gemeenten die in 2000 ten minste 40.000 inwoners tellen. Het betreft een vaste groep van 87 gemeenten.¹⁴ Dit vergemakkelijkt de vergelijking van de schattingsresultaten in de tijd. Verder schenkt het hoofdstuk aandacht aan de robuustheid en de stabiliteit van het verdeelmodel. Ten eerste voeren we een analyse uit van de betekenis van *invloedrijke* waarnemingen voor het verdeelmodel. Onderzocht wordt of de relatie tussen de bijstandsuitgaven en de verdeelkenmerken sterk verandert als de invloedrijke waarnemingen bij de schatting van de verdeelmodellen buiten beschouwing blijven. Ten tweede onderzoeken we de *stabiliteit* van de geschatte verdeelmodellen in de tijd. Die analyse richt zich op de vraag of de gewichten van de verdeelkenmerken in de tijd sterk veranderen dan wel (nagenoeg) constant blijven.

Het hoofdstuk kent de volgende indeling. Paragraaf 6.2 bevat de herschatting van het verdeelmodel 1998 met de nieuwe gemeente-indeling en de wijziging van de arbeidsongeschiktheidsdefinitie. Paragraaf 6.3 behandelt de actualisatie van de schattingen van het verdeelmodel met gegevens van 1999 en

¹⁴ Twee gemeenten tellen in 1998 nog net geen 40.000 inwoners. De schattingsresultaten worden niet door deze keuze beïnvloed, omdat beide gemeenten (met meer dan 39.500 inwoners) maar een beperkt gewicht bij de schattingen krijgen.

2000. In paragraaf 6.4 komt een analyse van de robuustheid van het verdeelmodel aan de orde. In paragraaf 6.5 wordt de stabiliteit van het verdeelmodel in de tijd onderzocht. Paragraaf 6.6 vat de belangrijkste conclusies van het hoofdstuk samen.

6.2 Nieuwe gemeente-indeling, nieuwe arbeidsongeschiktheidsdefinitie en schattingsresultaten, 1998

Het verdeelmodel 1998 is opnieuw geschat met de nieuwe gemeente-indeling en de nieuwe arbeidsongeschiktheidsdefinitie. Alle gewichten luiden in euro's. Tabel 6.1 toont de schattingsresultaten. De tabel bevat de volgende resultaten:

1. het model 1998, met de oude gemeente-indeling en de oude arbeidsongeschiktheidsdefinitie (= huidige verdeelmodel);
2. het model 1998-tussen, met de nieuwe gemeente-indeling en de oude arbeidsongeschiktheidsdefinitie;
3. het model 1998-nieuw, met de nieuwe gemeente-indeling en de nieuwe arbeidsongeschiktheidsdefinitie.

De waarden van de gewichten in de drie modellen verschillen nauwelijks. De kwaliteit van de schattingsresultaten is goed. Alle gewichten in de drie modellen verschillen significant van nul bij een significantieniveau van 5%, behalve het gewicht van de allochtonen in het (huidige) verdeelmodel 1998, dat alleen bij een significantieniveau van 10% significant van nul verschilt (zie tabel b6.1 in bijlage 1). De modellen verklaren 98% van de variatie in de gemeentelijke bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder.

Het aantal gemeenten met meer dan 40.000 inwoners is door gemeentelijke herindelingen gestegen van 79 tot 87.¹⁵ Dit heeft nauwelijks invloed op de geschatte gewichten van de verdeelkenmerken (vergelijk de modellen 1998 en 1998-tussen). De meeste gewichten veranderen maar beperkt. De nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid heeft evenmin een betekenisvolle invloed op de schattingsresultaten (vergelijk de modellen 1998-nieuw en 1998-tussen). Alle gewichten blijven nagenoeg onveranderd. Bij de vergelijking van de schattingsresultaten in de tijd hanteren we daarom consequent de *nieuwe* arbeidsongeschiktheidsdefinitie.

¹⁵ Strikt genomen, leiden de gemeentelijke herindelingen na 1 januari 2000 in 1998 tot een stijging van het aantal 40.000+ gemeenten van 79 naar 85. We hebben echter twee gemeenten die in 1999 de grens van 40.000 inwoners passeren in de analyse betrokken.

Tabel 6.1: *Het APE-model voor de totale bijstand in de 40.000+ gemeenten, 1998*

Verdeelkenmerk	Gewicht (euro's)		
	1998 ^a	1998-tussen ^b	1998-nieuw ^c
Lage inkomens	25,974	24,829	24,845
Eenouderhuishoudens	50,950	52,721	55,837
Verhuizingen	14,770	18,177	19,199
Arbeidsongeschikten – oud ^d	-16,250	-15,813	
Arbeidsongeschikten – nieuw ^e			-17,199
Totaal allochtonen	2,742	2,803	2,859
Vrouwen 25-29 jaar	35,601	32,288	33,903
Huurwoningen	3,058	2,904	2,923
Werkzame beroepsbevolking	-23,908	-23,703	-23,027
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	0,130	0,134	0,133
Omgevingsadressendichtheid (x 1.000)	-27,090	-25,958	-26,278
Constante	1346,497	1363,722	1278,534
Verklaarde variantie (R ²)	0,982	0,981	0,982

a 1998: huidige verdeelmodel op basis van gemeente-indeling 1999 (N = 79).

b 1998-tussen: herschatting verdeelmodel op basis van gemeente-indeling 2002 voor gemeente met meer dan 40.000 inwoners in 2000 (N = 87).

c 1998-nieuw: herschatting verdeelmodel met nieuwe definitie arbeidsongeschiktheid op basis van gemeente-indeling 2002 voor gemeente met meer dan 40.000 inwoners in 2000 (N = 87).

d Aantal WAO- en AAW-ontvangers per 31 december 1997.

e Aantal WAO-, WAZ en WAJONG-ontvangers per 31 december 1998.

Bron: APE

6.3 Actualisering van de schattingsresultaten, 1999 en 2000

Voor de jaren 1999 en 2000 is het verdeelmodel opnieuw geschat. Tabel 6.2 brengt de resultaten in beeld. Ter vergelijking bevat de tabel ook de schattingsresultaten van model 1998-nieuw. De kwaliteit van de schattingsresultaten is goed. Alle gewichten in de drie modellen verschillen significant van nul bij een significantieniveau van 5%. De enige uitzondering hierop vormt het gewicht van de allochtonen in het verdeelmodel 1999, dat alleen bij een significantieniveau van 10% significant van nul verschilt (zie tabel b6.2 in bij-

lage 1). De modellen verklaren 98% van de variatie in de gemeentelijke bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder.

Tabel 6.2: *Het APE-model voor de totale bijstand in de 40.000+ gemeenten, 1998, 1999 en 2000*

Verdeelkenmerk	Gewicht (euro's)		
	1998-nieuw ^a	1999	2000
Lage inkomens	24,845	19,466	22,934
Eenouderhuishoudens	55,837	42,640	52,002
Verhuizingen	19,199	26,925	18,324
Arbeidsongeschikten - nieuw	-17,199	-13,038	-18,377
Totaal allochtonen	2,859	2,410	3,191
Vrouwen 25-29 jaar	33,903	27,881	30,865
Huurwoningen	2,923	3,558	3,174
Werkzame beroepsbevolking	-23,027	-26,222	-19,510
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	0,133	0,141	0,148
Omgevingsadressendichtheid (x 1.000)	-26,278	-30,017	-38,913
Constante	1278,534	1734,593	1057,942
Verklaarde variantie (R ²)	0,982	0,980	0,978

a 1998-nieuw: herschatting verdeelmodel met nieuwe definitie arbeidsongeschiktheid op basis van gemeente-indeling 2002 voor gemeente met meer dan 40.000 inwoners in 2000 (N = 87).

Bron: APE

De schattingsresultaten van de drie modellen zijn redelijk goed vergelijkbaar, ondanks het feit dat de bijstandsuitgaven in de tijd dalen en niet zijn gecorrigeerd voor inflatie.¹⁶ Op het eerste gezicht heeft de gewijzigde registratie van de eenouderhuishoudens in 1999 en de onderrapportage van arbeidsongeschiktheid in het gegevensbestand 1998 (zie paragraaf 3.2) maar een beperkte invloed op de gewichten; bij de stabiliteitstoetsen komen we hier nog op terug. Door de genoemde twee trendbreuken in de gegevens nemen we in 1999 een ongeveer een kwart meer eenouderhuishoudens en ruim 10% meer arbeidsongeschikten waar dan in 1998. Dat verklaart voor een belangrijk deel de absolute afname van de gewichten van eenouderhuishoudens en arbeidsongeschikten van 1998 op 1999 en de repercussies voor de overige gewich-

¹⁶ Merk op dat de bijstandsuitgaven op kasbasis zijn geregistreerd. Dit kan van jaar op jaar tot beperkte fluctuaties in de schattingsresultaten leiden. De aard en omvang van dit effect laat zich voorhand moeilijk duiden.

ten. Voor het overige vormen de schattingsresultaten het spiegelbeeld van de in hoofdstuk 3 beschreven trends in de bijstandsuitgaven en de verdeelkenmerken.

6.4 Robuustheid van de schattingsresultaten

Invloedrijke waarnemingen hebben betrekking op een beperkt aantal gemeenten dat een disproportionele invloed uitoefent op de relatie tussen de bijstandsuitgaven en de verdeelkenmerken (zie paragraaf 2.3.1). Daardoor bestaat het gevaar dat de aansluiting tussen de resultaten van het verdeelmodel en de bijstandsuitgaven bij de overige gemeenten verslechtert. We hebben de betekenis van de invloedrijke waarnemingen voor de schattingsresultaten in de drie jaren onderzocht. Dit levert de volgende resultaten op:

- Model 1998-nieuw telt zeven invloedrijke waarnemingen, waaronder de vier grootste gemeenten. Bij herschatting van het model zonder de invloedrijke waarnemingen zijn het verdeelkenmerk huurwoningen en de constante term niet langer significant.
- Model 1999 kent vijf invloedrijke waarnemingen, bestaande uit de vier grootste gemeenten en een gemeente die ook in 1998 als invloedrijke waarneming is aangemerkt. Bij herschatting van het model zonder de invloedrijke waarnemingen zijn de verdeelkenmerken huurwoningen en OAD niet langer significant.
- Model 2000 kent dezelfde invloedrijke waarnemingen als model 1999. Bij herschatting van het model zonder de invloedrijke waarnemingen zijn de verdeelkenmerken huurwoningen en OAD, alsmede de constante term niet significant.
- De verdeelkenmerken met een niet-significant gewicht bij de schattingsresultaten zonder de invloedrijke waarnemingen zijn vooral belangrijk om de herverdeeleffecten voor de grootste gemeenten te beperken. Dit geldt in het bijzonder voor huurwoningen.
- Simulatie met de zonder de invloedrijke waarnemingen geschatte modellen leiden tot grotere gemiddelde herverdeeleffecten voor de 40.000+ gemeenten, in het bijzonder voor de grootste gemeenten.
- Bij de significante verdeelkenmerken vertonen de geschatte gewichten in alle jaren steeds een met tabel 6.2 vergelijkbaar patroon. Dat laat onverlet dat het relatieve belang van de verschillende verdeelkenmerken soms licht verandert.
- Samenvattend kan worden gesteld dat de schattingsresultaten robuust zijn. Weglating van de invloedrijke waarnemingen veroorzaakt geen extreme veranderingen in de waarde van de gewichten van de modellen.

6.5 Stabiliteit van de schattingsresultaten

6.5.1 Inleiding

In deze paragraaf onderzoeken we of gewichten van de verdeelkenmerken in de tijd stabiel zijn; dat wil zeggen, (vrijwel) niet veranderen, anders dan door de prijsontwikkeling. Daarnaast is het van belang dat de geschatte verdeelmodellen voor de gemeenten tot een *voorspelbaar* middelenperspectief leiden. Met andere woorden, stel dat de waarden van de verdeelkenmerken van de gemeenten in de tijd nagenoeg constant blijven, dan mag het voor de afzonderlijke gemeenten weinig uitmaken of de middelen met het verdeelmodellen van 1998, 1998 of 2000 worden toegedeeld. Deze vraag komt hier eveneens aan de orde.

6.5.2 Stabiliteit van de gewichten

Bij de analyse van de ontwikkeling van de gewichten van de verdeelkenmerken in de tijd speelt de inflatie een rol. Door de inflatie neemt de waarde van alle gewichten toe, zonder dat de relatieve verhoudingen tussen de gewichten veranderen. Om te voorkomen dat het beeld in de tijd wordt vertekend door inflatie, corrigeren we de bijstandsuitgaven eerst voor de stijging van de bijstandnorm.¹⁷ Daarna schatten we de verdeelmodellen opnieuw met de voor inflatie gecorrigeerde gegevens. De nieuw geschatte modellen vormen de basis voor de stabiliteittoetsen van de gewichten van de verdeelkenmerken.

De stabiliteit van de gewichten van het verdeelmodel kan op verschillende manieren worden onderzocht. Ten eerste kan voor de *afzonderlijke* verdeelkenmerken worden getoetst of de gewichten onveranderd blijven. Dit geschiedt met de *t*-toets. Ten tweede kan voor de gewichten van alle verdeelkenmerken *samen* worden getoetst of zij in de tijd ongewijzigd blijven. Hiervoor gebruiken we de *Wald*-toets.¹⁸ De hypothese dat *alle* gewichten in 1998 en 1999 gelijk moeten zijn, impliceert in het verdeelmodel voor de grote gemeenten 11 restricties op de gewichten. We toetsen deze hypothese met een *Wald*-toets met 11 vrijheidsgraden. De hypothese dat *alle* gewichten in 1998, 1999 en 2000 gelijk moeten zijn, houdt 22 restricties op de gewichten in. Deze hypothese toetsen we dan ook met een *Wald*-toets met 22 vrijheidsgraden. Voor details wordt verwezen naar bijlage 1.

De toets op de stabiliteit van de gewichten van de *afzonderlijke* verdeelkenmerken levert de volgende resultaten op:

¹⁷ Ten opzichte van 1998 is de bijstandsnorm in 1999 en 2000 gemiddeld met respectievelijk 3,8% en 5,8% gestegen (bron: ministerie van SZW).

¹⁸ De *Wald*-toets is χ^2 verdeeld, waarbij het aantal vrijheidsgraden gelijk is aan het aantal te toetsen restricties.

1. De hypothese dat de gewichten in 1999 niet zijn veranderd ten opzichte van 1998 kan voor elk van de *afzonderlijke* gewichten niet worden verworpen bij een significantieniveau van 5% of 10% (zie tabel b6.3 in bijlage 1). De afzonderlijke gewichten zijn stabiel; de betrouwbaarheidsintervallen overlappen elkaar. Dit is opmerkelijk in het licht van de gewijzigde registratie van de eenouderhuishoudens in 1999 en de onderrapportage van arbeidsongeschiktheid in het gegevensbestand 1998.
2. De hypothese dat de gewichten in 2000 niet zijn veranderd ten opzichte van 1998 kan voor elk van de *afzonderlijke* gewichten evenmin worden verworpen bij een significantieniveau van 5% of 10% (zie tabel b6.3 in bijlage 1).
3. De hypothese dat de gewichten in 2000 niet zijn veranderd ten opzichte van 1999 kan voor elk van de *afzonderlijke* gewichten evenmin worden verworpen bij een significantieniveau van 5% of 10% (zie tabel b6.3 in bijlage 1).

Na de toets op de stabiliteit van de gewichten van de afzonderlijke verdeelkenmerken hebben we de stabiliteit van de gewichten van *alle* verdeelkenmerken *samen* onderzocht. Tabel 6.3 vat de resultaten samen.

Tabel 6.3: *Toetsresultaten voor de stabiliteit van alle verdeelkenmerken samen in het APE-model voor de totale bijstand in de 40.000+ gemeenten, 1998, 1999 en 2000^a*

Hypothese	Beslissing
Alle gewichten samen in 1998 en 1999 gelijk	verwerpen
Alle gewichten samen in 1998 en 2000 gelijk	verwerpen
Alle gewichten samen in 1999 en 2000 gelijk	niet verwerpen
Alle gewichten samen in 1998, 1999 en 2000 gelijk	verwerpen

a Bij de toetsing is gebruik gemaakt van de Waldtoets. Voor de gedetailleerde toetsuitslagen wordt verwezen naar tabel b6.4 in bijlage 1.

Bron: APE

De toetsresultaten in tabel 6.3 geven aanleiding tot de volgende conclusies:

1. De hypothese dat *alle* gewichten *samen* in 1999 niet zijn veranderd ten opzichte van 1998 wordt verworpen bij een significantieniveau van 5%. Dit is een strengere test dan de test op de afzonderlijke gewichten. Geen enkel gewicht mag (een beetje) zijn veranderd. Het totale verdeelmodel is van 1998 op 1999 niet stabiel. Dit is goed verklaarbaar gezien de sterk gewijzigde registratie van eenouderhuishoudens na 1998 en de geconstateerde onderrapportage van arbeidsongeschiktheid in 1998.
2. De hypothese dat *alle* gewichten *samen* in 2000 niet zijn veranderd ten opzichte van 1998 wordt eveneens verworpen. Het totale verdeelmodel is

- van 1998 op 2000 evenmin stabiel. Dit hangt eveneens samen met de gewijzigde definitie van de eenouderhuishoudens en de onderrapportage van arbeidsongeschiktheid.
3. De hypothese dat *alle* gewichten samen in 2000 onveranderd blijven ten opzichte van 1999 wordt niet verworpen. Het totale verdeelmodel is van 1999 op 2000 *stabiel*.
 4. Hoewel *alle* gewichten *samen* (= het totale verdeelmodel) gedurende de periode 1998-2000 niet constant blijven, is de stabiliteit van het verdeelmodel bevredigend. Ten eerste kan de hypothese dat de afzonderlijke gewichten onveranderd blijven, niet worden verworpen. Ten tweede zijn de verschillen tussen 1998 en beide andere jaren goed verklaarbaar. Ten derde presteert een verdeelmodel met de restrictie van in de tijd constante gewichten - in termen van verklaarde variantie over de periode 1998 tot en met 2000 - vrijwel even goed als drie afzonderlijke verdeelmodellen voor elk van de jaren: de verklaarde variantie over de gehele periode bedraagt in het eerste geval 97,6% tegen 98,0% in het tweede geval.

6.5.3 Stabiliteit van de bijstandsbudgetten

Naast de stabiliteit van de gewichten is ook de stabiliteit van de budgetten (of de budgetaandelen) van de gemeenten van belang. Voor gemeenten moet het niet of nauwelijks uitmaken of de bijstandsbudgetten worden berekend met de modellen van 1998, 1999 en 2000. Daarom onderzoeken we of en in hoeverre de gemeentelijke bijstandsbudgetten veranderen als de budgetten met de drie modellen worden bepaald. Om het zuivere effect van de keuze van het verdeelmodel te isoleren, hanteren we bij de budgetberekening de waarde van verdeelkenmerken in één jaar en berekenen we het budget voor dat jaar met de drie modellen. De keuze is gevallen op het jaar 2000, omdat voor dit jaar geen majeure gegevensproblemen bekend zijn.¹⁹

De eerste indicatie voor de stabiliteit van de budgetten kan worden verkregen door de (on)gewogen correlatie te berekenen van de bijstandsbudgetten per inwoner van 20 jaar en ouder op basis van de drie modellen. De (on)gewogen correlaties bedragen in alle drie gevallen ten minste 0,997. Rangordecorrelaties leveren dezelfde resultaten op. Deze resultaten duiden op *stabiele* bijstandsbudgetten per gemeente. De tweede indicatie voor de stabiliteit van de gemeentelijke bijstandsbudgetten volgt uit een vergelijking van het gemiddelde van de absolute waarde van de procentuele verandering van de budgetten in 1998 en 1999 ten opzichte van de budgetten in 2000. Het gewogen gemid-

¹⁹ De berekende budgetten met de drie modellen worden zodanig geschaald dat het totale budget voor de 40.000+ gemeenten in alle drie modellen gelijk is aan de totale uitgaven van deze groep gemeenten in 2000.

delde van deze veranderingen bedraagt in 1998 4,0% en in 1999 3,4%. Dit zijn relatief beperkte veranderingen van de budgetten. Dit duidt eveneens op een redelijk stabiele verdeling van de budgetten. Afsluitend kan worden geconcludeerd dat de berekende budgetten van de afzonderlijke gemeente betrekkelijk ongevoelig zijn voor de keuze van het schattingsjaar van het verdeelmodel.

6.6 Samenvatting en conclusies

In het voorliggende hoofdstuk is de herschatting, en de robuustheid en stabiliteit van het verdeelmodel in de periode 1998-2000 aan de orde gekomen. Tevens hebben we aandacht geschonken aan de effecten van gemeentelijke herindelingen en de gewijzigde definitie van arbeidsongeschiktheid. Het hoofdstuk leidt tot de volgende bevindingen:

- De effecten van gemeentelijke herindelingen op de gewichten van het verdeelmodel zijn beperkt. Datzelfde geldt voor de effecten van de gewijzigde definitie van arbeidsongeschiktheid.
- De actualisering van de schattingsresultaten van het verdeelmodel met gegevens van respectievelijk 1999 en 2000 resulteert in gewichten die goed vergelijkbaar zijn. Alleen de resultaten van 1998 wijken iets af van de overige twee jaren. Dit komt door de onderrapportage van het aantal arbeidsongeschikten in 1998 en de veranderde registratie van eenouderhuishoudens na 1998.
- De schattingsresultaten van het verheelmodel zijn in alle drie onderzochte jaren robuust. Herschatting van de modellen met weglating van een aantal gemeenten met een disproportionele invloed op de schattingsresultaten resulteert niet in extreme veranderingen in de waarde van de gewichten van de verdeelmodellen in de jaren 1998 tot en met 2000.
- De gewichten van het verdeelmodel zijn stabiel in de jaren 1999 en 2000. Het verdeelmodel 1998 wijkt om de eerder genoemde redenen iets af van de verdeelmodellen 1999 en 2000. De effecten hiervan zijn relatief te scheiden.
- De gemeentelijke bijstandsbudgetten blijken betrekkelijk ongevoelig zijn voor de keuze van het schattingsjaar van het verdeelmodel. De drie verdeelmodellen leiden tot een stabiel middelenperspectief voor de afzonderlijke gemeenten.

7 VERDELLENDE WERKING VAN DE GEACTUALISEERDE VERDEELMODELLEN, 1998-2000

7.1 Inleiding

In het vorige hoofdstuk is de schatting van de geactualiseerde verdeelmodellen gepresenteerd. Daarnaast hebben we aandacht geschonken aan de effecten van gemeentelijke herindelingen en de gewijzigde definitie van arbeidsongeschiktheid op de schattingsresultaten. Verwacht mag worden dat deze herschattingen van het verdeelmodel niet geheel zonder gevolgen zijn voor de herverdeeeffecten. Daarom vergelijkt het voorliggende hoofdstuk de verdeelende werking van de nieuw geschatte verdeelmodellen.

Het hoofdstuk is als volgt ingedeeld. Paragraaf 7.2 vergelijkt de herverdeeeffecten van het oude model 1998 met die van het model 1998-tussen en 1998-nieuw. Daardoor kan respectievelijk de invloed van de nieuwe gemeente-indeling en de nieuwe arbeidsongeschiktheidsdefinitie op de aansluiting tussen de bijstandsbudgetten en de bijbehorende uitgaven worden getraceerd. Paragraaf 7.3 brengt de herverdeeeffecten van de actualisatie van de verdeelmodellen in 1999 en 2000 in beeld. Paragraaf 7.4 vat de belangrijkste conclusies van het hoofdstuk samen.

7.2 Nieuwe gemeente-indeling, nieuwe arbeidsongeschiktheidsdefinitie en herverdeeeffecten, 1998

7.2.1 Procentuele herverdeeeffecten naar gemeentegrootte, 1998

In deze paragraaf brengen we de herverdeeeffecten van de modellen uit tabel 7.1 naar grootteklasse van de gemeenten in beeld. De modellen hebben steeds betrekking op 1998. De grootteklasse is steeds geoperationaliseerd aan de hand van het aantal inwoners in 2000. Allereerst schenken we aandacht aan:

- de ongewogen procentuele herverdeeeffecten naar grootteklasse van de gemeenten (zie tabel 7.1);
- de gewogen procentuele herverdeeeffecten naar grootteklasse van de gemeenten (zie tabel 7.2).

Tabel 7.1 toont voor alle modellen het verwachte beeld van een *afnemende* spreiding van de herverdeeeffecten bij een toenemende gemeentegrootte. Dit

vloeit deels voort uit de gehanteerde *schattingsmethode* van het verdeelmodel (gewogen regressie-analyse), waarbij de grootste gemeenten - naast het feit dat zij de hoogste bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder hebben - het meeste gewicht krijgen. Daardoor is de aansluiting tussen budgetten en uitgaven bij de grootste gemeenten in principe relatief goed. Daarnaast worden de getoonde herverdeeleeffecten van de grotere gemeenten afgezwakt doordat de presentatie van de herverdeeleeffecten geschiedt in termen van procentuele afwijkingen tussen budgetten en uitgaven. Het effect van eventuele afwijkingen tussen budgetten en uitgaven vermindert doordat deze afwijkingen bij de grotere gemeenten worden gerelateerd aan een hoger *uitgavenniveau*.

Tabel 7.1: *Ongewogen herverdeeleeffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van drie verdeelmodellen, 1998*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 1998	Ongewogen gemiddelde absolute herverdeeleeffecten (in %)		
			1998 ^a	1998-tussen ^a	1998-nieuw
40.000 - 60.000	34	9,6	15,7	14,9	14,8
60.000 - 100.000	28	18,8	7,1	7,4	7,4
100.000 - 150.000	15	17,0	8,1	7,3	7,9
150.000 - 250.000	6	13,1	5,8	5,7	5,6
Meer dan 250.000	4	41,6	3,0	3,1	3,1
Totaal	87	100,0	10,4	10,0	10,1

a Op basis van de oude definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO en AAW).

Bron: APE

Qua omvang en patroon van de herverdeeleeffecten zijn de drie modellen goed vergelijkbaar. Vanzelfsprekend scoort het (oude) model 1998 in termen van herverdeeleeffecten het slechtst. Dit model is immers in tegenstelling tot de overige twee modellen geschat op een ander gegevensbestand met de gemeente-indeling 1999; dit in tegenstelling tot de gemeente-indeling 2002, die in het huidige onderzoek wordt gehanteerd. Tabel 7.1 onthult verder dat het voor de herverdeeleeffecten weinig uitmaakt of de oude of nieuwe definitie van arbeidsongeschiktheid wordt gehanteerd (vergelijk 1998-tussen en 1998-nieuw). De correlatie tussen de herverdeeleeffecten in de drie gepresenteerde modellen is hoog: ruim 0,98. Dit duidt op een sterke samenhang tussen de herverdeeleeffecten van de drie modellen. Ook voor de afzonderlijke gemeenten maakt het betrekkelijk weinig uit welk van de drie modellen voor de budgettering wordt gebruikt.

Tabel 7.2 toont een soortgelijk beeld als tabel 7.1, met een afnemende spreiding van de herverdeeeffecten bij een toenemende gemeentegrootte. In tabel 7.2 zijn de herverdeeeffecten gewogen met de gemeentelijke bijstandsuitgaven. Daardoor ontstaat een *betere* indruk van de aansluiting tussen de berekende budgetten en de feitelijke bijstandsuitgaven. De tabel geeft immers meer gewicht aan gemeenten met hogere bijstandsuitgaven. Dat heeft tevens tot gevolg dat de herverdeeeffecten van het oude model 1998 en de andere twee modellen nog wat dichter bij elkaar komen. Het oude model 1998 is geschat met een gegevensbestand van 79 gemeenten en een groter gewicht voor de grote gemeenten. De acht toegevoegde gemeenten behoren immers tot de kleinere gemeenten onder de 40.000+ gemeenten.

Tabel 7.2: Gewogen herverdeeeffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van drie verdeelmodellen, 1998^a

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 1998	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in %)		
			1998 ^b	1998-tussen ^b	1998-nieuw
40.000 - 60.000	34	9,6	12,4	12,0	11,9
60.000 - 100.000	28	18,8	6,9	7,0	6,9
100.000 - 150.000	15	17,0	6,7	6,5	7,0
150.000 - 250.000	6	13,1	6,2	6,3	6,1
Meer dan 250.000	4	41,6	2,6	2,6	2,6
Totaal	87	100,0	5,5	5,5	5,5

a Gewogen met de bijstandsuitgaven per gemeente.

b Op basis van de oude definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO en AAW).

Bron: APE

7.2.2 Bandbreedte van de herverdeeeffecten naar gemeentegrootte, 1998

Tabel 7.3 brengt de bandbreedte van de procentuele herverdeeeffecten in beeld. De bandbreedte van de herverdeeeffecten is fors, vooral bij de kleinere gemeenten. Het betreft uiteraard extreme waarden, die *niet* representatief zijn voor de hele populatie van de onderzochte gemeenten. In een aantal gevallen betreft het recent heringedeelde gemeenten, die bandbreedte bepalen.²⁰ In alle drie modellen wordt de bandbreedte van het totaal bepaald door

²⁰ Het is niet uitgesloten dat de verwerking van de gemeentelijke herindelingen in het gegevensbestand met problemen is behept. Het betreft *virtuele* gemeenten die in 1998 nog niet in de huidige vorm bestonden.

dezelfde gemeenten uit de klasse van 40.000 tot 60.000 inwoners. Voor de gemeenten onder de 60.000 inwoners wordt het normatieve verdeelmodel vooralsnog maar beperkt toegepast. Deze gemeenten worden gedeeltelijk op basis van de historische kosten gebudgetteerd en worden in beginsel met kleinere herverdeeeffecten geconfronteerd dan de tabel suggereert. Vermoedelijk geven de in het rapport gepresenteerde herverdeeeffecten een *overschatting* van de feitelijke herverdeeeffecten. Dat komt doordat de gebruikte gegevens over de bijstandsuitgaven niet berusten op een registratie op transactiebasis, maar op *kasbasis* zijn vastgelegd. Dat kan voor de afzonderlijke gemeenten tot de presentatie van niet-reële herverdeeeffecten leiden.²¹

Tabel 7.3: *Bandbreedte van de herverdeeeffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van drie verdeelmodellen, 1998*

Aantal inwoners in 2000	1998 ^a		1998-tussen ^a		1998-nieuw	
	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum
40.000 - 60.000	-80,8	32,9	-69,7	30,8	-64,2	32,4
60.000 - 100.000	-32,9	20,3	-26,1	18,7	-25,0	18,3
100.000 - 150.000	-30,7	15,1	-29,3	13,6	-31,1	14,0
150.000 - 250.000	-16,7	4,4	-17,4	4,6	-17,1	3,9
Meer dan 250.000	-2,1	4,6	-2,0	4,5	-2,0	4,4
Totaal	-80,8	32,9	-69,7	30,8	-64,2	32,4

a Op basis van de oude definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO en AAW).

Bron: APE

7.3 Actualisering van het verdeelmodel en herverdeeeffecten, 1998-2000

7.3.1 Procentuele herverdeeeffecten naar gemeentegrootte, 1998-2000

In deze paragraaf brengen we de herverdeeeffecten van de drie modellen uit tabel 6.2 naar grootteklasse van de gemeenten in beeld. De modellen hebben

²¹ De berekende budgetten zijn weliswaar eveneens op de uitgaven op kasbasis gebaseerd, maar deze zijn veel minder gevoelig voor fluctuaties dan de kasuitgaven voor de afzonderlijke gemeenten. De gewichten die input vormen voor de berekening van de budgetten zijn immers gebaseerd op de cijfers alle gemeenten. Daardoor middelen de fluctuaties in de kasuitgaven van de afzonderlijke gemeenten goeddeels uit en zijn de berekende budgetten nagenoeg vergelijkbaar met budgetten op transactiebasis.

betrekking op de jaren 1998 tot en met 2000. De volgende tabellen en figuren passeren de revue:

- de ongewogen procentuele herverdeeeffecten naar grootteklasse van de gemeenten (zie tabel 7.4);
- de gewogen procentuele herverdeeeffecten naar grootteklasse van de gemeenten (zie tabel 7.5);
- de spreiding van de procentuele herverdeeeffecten naar gemeentegrootte in 2000 (zie figuur 7.1);
- de spreiding van de herverdeeeffecten in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder naar gemeentegrootte in 2000 (zie figuur 7.2).

Tabel 7.4: *Ongewogen herverdeeeffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van de geactualiseerde verdeelmodellen, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 2000	Ongewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in %)		
			1998-nieuw	1999	2000
40.000 - 60.000	34	9,5	14,8	16,1	18,0
60.000 - 100.000	28	18,7	7,4	9,4	10,7
100.000 - 150.000	15	16,9	7,9	7,7	9,5
150.000 - 250.000	6	12,4	5,6	5,8	6,6
Meer dan 250.000	4	42,5	3,1	3,4	2,7
Totaal	87	100,0	10,1	11,2	12,7

Bron: APE

Tabellen 7.4 en 7.5 onthullen dat de procentuele herverdeeeffecten in de tijd toenemen. Dat geldt zowel voor de ongewogen als de gewogen herverdeeeffecten. Met uitzondering van de grootste vier gemeenten worden alle onderscheiden groepen gemeenten gekenmerkt door een toename van de herverdeeeffecten. Niet alle gemeenten slagen erin om in hetzelfde tempo de bijstandsuitgaven terug te brengen (zie hoofdstuk 3). Dat geldt in het bijzonder voor de G4, waar de bijstandsuitgaven het minst sterk dalen, zonder dat de ontwikkeling van de verdeelkenmerken een duidelijke aanleiding geeft voor deze afwijkende ontwikkeling. Door het grote gewicht dat zij bij de schattingen van de verdeelmodellen krijgen, worden zij hiervoor niet 'gestraft' in termen van grote herverdeeeffecten. De consequenties hiervan zijn echter wel te zien bij de overige gemeenten, zonder dat de onderlinge verhoudingen tussen deze gemeenten veranderen. De tabellen vertonen verder het bekende patroon van een afnemende spreiding van de procentuele herverdeeeffecten bij een toenemende gemeentegrootte.

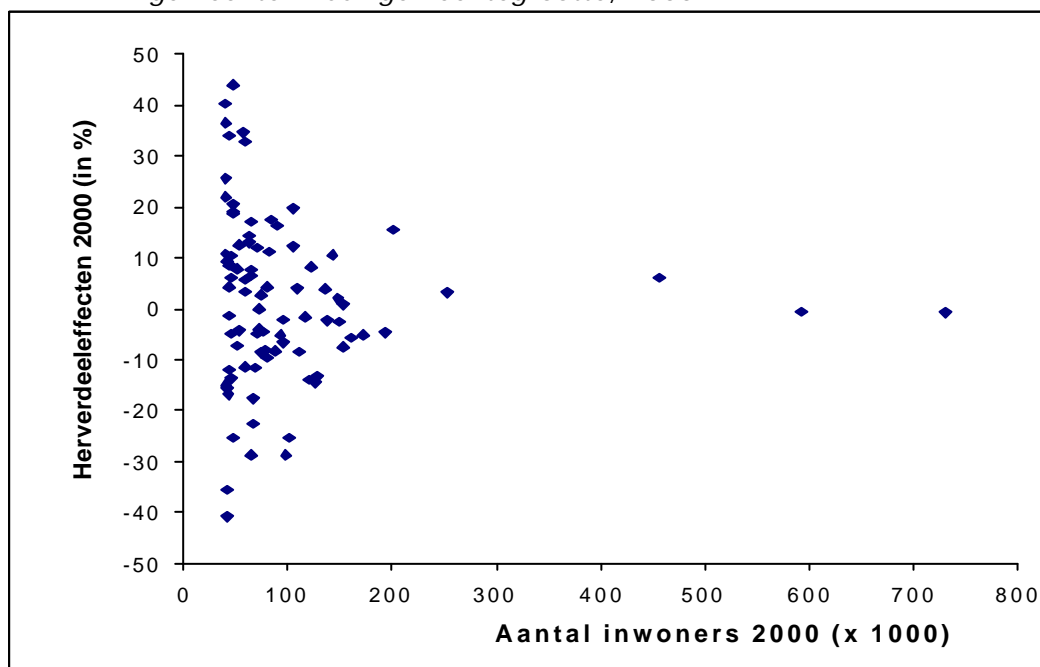
Tabel 7.5: Gewogen herverdeeeffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van de geactualiseerde verdeelmodellen, 1998-2000

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in %)		
			1998-nieuw	1999	2000
40.000 - 60.000	34	9,5	11,9	13,4	15,2
60.000 - 100.000	28	18,7	6,9	9,1	10,2
100.000 - 150.000	15	16,9	7,0	7,3	8,1
150.000 - 250.000	6	12,4	6,1	6,1	7,1
Meer dan 250.000	4	42,5	2,6	2,0	1,8
Totaal	87	100,0	5,5	5,9	6,4

Bron: APE

Figuren 7.1 brengt het patroon van afnemende procentuele herverdeeeffecten bij een toenemende gemeentegrootte voor het jaar 2000 treffend in beeld. Voor de jaren 1998 en 1999 vinden we een vergelijkbaar beeld. Daarom blijft de presentatie hiervan achterwege.

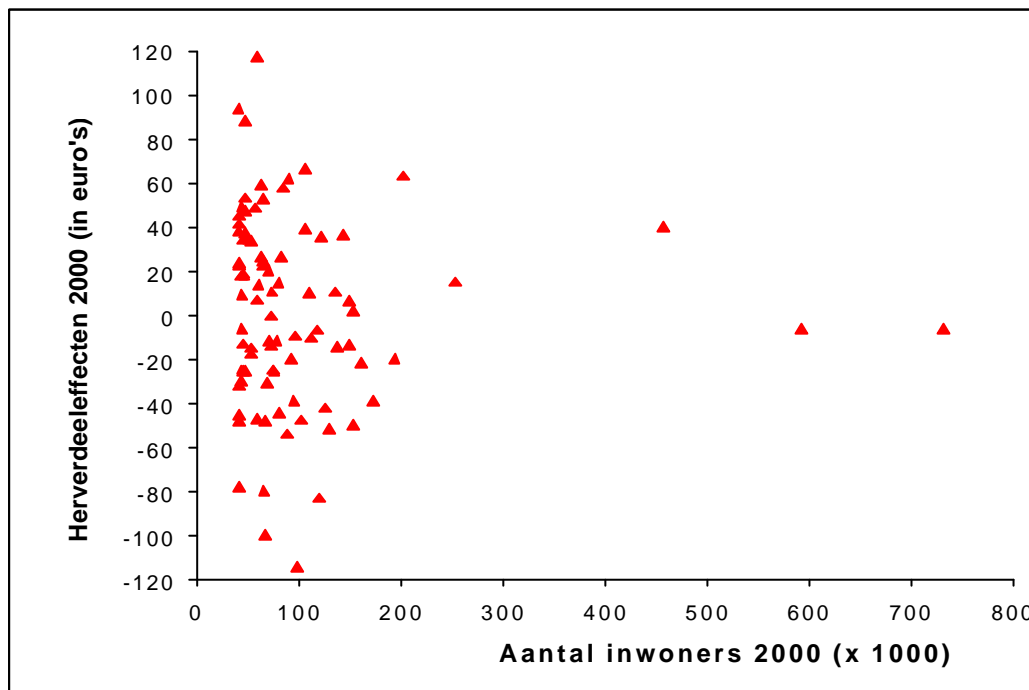
Figuur 7.1: Spreiding van de procentuele herverdeeeffecten in de 40.000+ gemeenten naar gemeentegrootte, 2000



Bron: APE

De herverdeeeffecten en de spreiding daarvan zijn relatief beperkt bij de vier grootste gemeenten (zie figuur 7.1). Daarentegen zijn de herverdeeeffecten en de spreiding daarvan het grootst bij de gemeenten onder de 60.000 inwoners. Voor deze gemeenten wordt het normatieve verdeelmodel maar beperkt toegepast. Voor een niet onbelangrijk deel komen de forse herverdeeeffecten bij de gemeenten onder de 100.000 inwoners voor rekening van gemeenten die in de periode 1998 tot en met 2002 met forse gemeentelijke herindelingen zijn geconfronteerd. Deze herverdeeeffecten zijn voor een deel artificieel, omdat zij mede het gevolg zijn van de globale wijze waarop gemeentelijke herindelingen soms noodgedwongen in de gegevens zijn verwerkt.

Figuur 7.2: *Spreiding van de herverdeeeffecten in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder in de 40.000+ gemeenten naar gemeentegrootte, 2000*



Bron: APE

Figuur 7.2 geeft inzicht in de spreiding van de bedragen in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder die met de herverdeeeffecten zijn gemoeid. Het beeld in figuur 7.2 is minder uitgesproken dan in figuur 7.1. Dat komt doordat in figuur 7.1 de relatieve herverdeeeffecten bij de kleinere gemeenten nog wat verder uit elkaar worden getrokken en bij de grotere gemeenten nog wat worden ingedrukt door de verschillende uitgavenniveaus. Bij de kleinere gemeenten worden de herverdeeeffecten in euro's in dat geval gerelateerd aan een lager niveau van de bijstandsuitgaven dan bij de grotere gemeenten. Bij de presentatie van het niveau van de herverdeeeffecten per inwoner van 20 jaar en ouder in figuur 7.2 blijft die stap juist achterwege. Opgemerkt moet

worden dat wanneer tabel 7.5 zou worden gepresenteerd in termen van de absolute herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) geen betekenisvolle verschillen tussen de onderscheiden grootteklassen van gemeenten kunnen worden geconstateerd. Alleen in 1999 en 2000 vormen de G4, met een geringere spreiding van de herverdeeeffecten, een uitzondering op deze bevinding (zie tabel b7.1 in bijlage 1).

7.3.2 Bandbreedte van de herverdeeeffecten naar gemeentegrootte, 1998-2000

Tabel 7.6 toont de bandbreedte van de procentuele herverdeeeffecten (zie ook figuur 7.1). De bandbreedte van de herverdeeeffecten is in alle jaren fors, maar neemt in de tijd grosso modo iets af. Steeds zijn het de gemeenten uit de klasse van 40.000 tot 60.000 inwoners, die bandbreedte van de herverdeeeffecten bepalen. Het betreft niet alle jaren dezelfde gemeenten. Toch is het vaak dezelfde groep van gemeenten die structureel worden geconfronteerd met substantiële herverdeeeffecten (zie hoofdstuk 8).

Tabel 7.6: *Bandbreedte van de herverdeeeffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van de geactualiseerde verdeelmodellen, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	1998-nieuw		1999		2000	
	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum
40.000 - 60.000	-64,2	32,4	-56,1	36,4	-40,8	43,9
60.000 - 100.000	-25,0	18,3	-20,5	17,4	-28,7	17,4
100.000 - 150.000	-31,1	14,0	-22,5	15,3	-25,3	19,6
150.000 - 250.000	-17,1	3,9	-12,1	11,0	-7,5	15,6
Meer dan 250.000	-2,0	4,4	-1,2	7,7	-0,7	6,1
Totaal	-64,2	32,4	-56,1	36,4	-40,8	43,9

Bron: APE

Het is echter de vraag of de geschetste herverdeeeffecten een reëel beeld schetsen van de feitelijke situatie. De uitgaven zijn immers op *kasbasis* geregistreerd. Dat betekent dat de uitgaven niet noodzakelijk betrekking hebben op hetzelfde jaar als de budgetten. Nabetalingen, voorschotten, afrekeningen, enzovoort verstoren het beeld voor de *afzonderlijke* gemeenten. Daardoor is een deel van de gesignaleerde herverdeeeffecten schijn. Verwacht mag worden dat het verschil tussen de in dit hoofdstuk gepresenteerde herverdeeeffecten en de *feitelijke* herverdeeeffecten (bij uitgaven op transactiebasis) juist bij de kleinere gemeenten het grootst is.

7.3.3 Verdeling van de gemeenten naar grootte van de herverdeeeffecten

Tenslotte brengen wij voor alle geschatte modellen de verdeling van de herverdeeeffecten bij de 40.000+ gemeenten in beeld. Het betreft tabel 7.7 met de ongewogen verdeling van de herverdeeeffecten en tabel 7.8 met de overeenkomstige gewogen verdeling.

Tabel 7.7: *Ongewogen verdeling van de 40.000+ gemeenten naar grootte van het herverdeeeffect bij volledige normatieve budgettering op basis van vijf verdeelmodellen, 1998-2000*

	Verdeling absolute waarde herverdeeeffecten (in %)			
	Kleiner dan 30%	Kleiner dan 20%	Kleiner dan 15%	Kleiner dan 10%
1998 ^a	92,0	85,1	78,2	63,2
1998-tussen ^a	95,4	89,7	79,3	59,8
1998-nieuw	93,1	89,7	78,2	63,2
1999	93,1	82,8	74,7	55,2
2000	90,8	81,6	70,1	50,6

a Op basis van de oude definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO en AAW).

Bron: APE

Tabel 7.8: *Gewogen verdeling van de 40.000+ gemeenten naar grootte van het herverdeeeffect bij volledige normatieve budgettering op basis van vijf verdeelmodellen, 1998-2000*

	Verdeling absolute waarde herverdeeeffecten (in %)			
	Kleiner dan 30%	Kleiner dan 20%	Kleiner dan 15%	Kleiner dan 10%
1998 ^a	98,3	96,4	91,7	83,3
1998-tussen ^a	99,4	97,9	92,5	81,8
1998-nieuw	98,7	97,9	92,4	83,1
1999	98,8	95,8	91,2	77,5
2000	98,3	95,3	88,6	78,6

a Op basis van de oude definitie van arbeidsongeschiktheid (WAO en AAW).

Bron: APE

Het leeuwendeel van gemeenten ervaart herverdeeeffecten van minder dan 30%. De resultaten van de verschillende modellen zijn in de tijd redelijk ver-

gelijkbaar. Alleen neemt het percentage met minder dan 10% herverdeeleffecten in de tijd iets af.

7.4 Samenvatting en conclusies

In het voorliggende hoofdstuk hebben we aandacht geschonken aan de herverdeeleffecten van de in hoofdstuk 6 geactualiseerde verdeelmodellen. Tevens zijn de gevolgen van recente gemeentelijke herindelingen en de gewijzigde definitie van arbeidsongeschiktheid op de herverdeeleffecten aan de orde gekomen.

De belangrijkste bevindingen van het hoofdstuk luiden als volgt:

- De consequenties van recente gemeentelijke herindelingen en de gewijzigde definitie van arbeidsongeschiktheid voor de omvang en het patroon van de herverdeeleffecten zijn relatief beperkt. De verdeelmodellen voor 1998 waarin deze effecten zijn verdisconteerd, leveren vergelijkbare herverdeeleffecten op als het huidige (oude) verdeelmodel 1998.
- In alle verdeelmodellen neemt de spreiding van de procentuele herverdeeleffecten af bij een toenemende gemeentegrootte. De procentuele herverdeeleffecten zijn het grootst bij gemeenten uit de klasse van 40.000 tot 60.000 inwoners. Voor deze gemeenten wordt het normatieve verdeelmodel maar gedeeltelijk toegepast. De herverdeeleffecten zijn het kleinst bij de G4, waar de berekende budgetten goed aansluiten bij de uitgaven.
- De geconstateerde procentuele afnemende herverdeeleffecten bij een toename van de gemeentegrootte zijn deels het gevolg van de gehanteerde schattingsmethode van de verdeelmodellen. Daarbij krijgen de grotere gemeenten (met hogere bijstandsuitgaven per 20-plusser) meer gewicht.
- De verschillen in procentuele herverdeeleffecten tussen kleinere en grotere gemeenten zijn groter dan de verschillen in herverdeeleffecten gemeten in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder.
- De spreiding van de herverdeeleffecten neemt in de tijd toe. Niet alle gemeenten slagen erin om in hetzelfde tempo de bijstandsuitgaven terug te brengen. Vooral de G4 blijven zonder duidelijk aanwijsbare redenen achter. Dit draagt bij aan de slechtere aansluiting tussen budgetten en uitgaven bij de overige gemeenten. Voor de onderlinge verhoudingen tussen de overige gemeenten heeft deze ontwikkeling overigens geen consequenties.
- De feitelijke herverdeeleffecten zijn in de praktijk vermoedelijk kleiner dan de in dit hoofdstuk gepresenteerde herverdeeleffecten. Ten eerste hebben de uitgaven niet noodzakelijk betrekking op hetzelfde jaar als de bijstandsbudgetten, omdat de gebruikte uitgavengegevens op *kasbasis* in plaats van op transactiebasis zijn gemeten. Ten tweede komen de forse herverdeeleffecten bij de gemeenten met minder 100.000 inwoners vaak

voor rekening van gemeenten die recent met gemeentelijke herindelingen zijn geconfronteerd. Gemeentelijke herindelingen zijn veelal op globale wijze in de ter beschikking gestelde gegevens verwerkt.

8 SYSTEMATISCHE HERVEEEFFECTEN VAN DE GEACTUALISEERDE VERDEELMODELLEN, 1998-2000

8.1 Inleiding

In het vorige hoofdstuk zijn de herverdeeeffecten in de afzonderlijke jaren in kaart gebracht. In dit hoofdstuk bekijken we of er sprake is van een structureel patroon van herverdeeeffecten, ondanks het feit dat we bij de budgetberekening voor alle jaren een *geactualiseerd* verdeelmodel toepassen. In de eerste plaats onderzoeken we of het steeds dezelfde gemeenten zijn die worden gekenmerkt door substantiële positieve of negatieve herverdeeeffecten. In de tweede plaats analyseren we welke factoren mogelijkerwijs aan de geconstateerde structurele herverdeeeffecten ten grondslag liggen. Laatstgenoemde analyse heeft een *explorerend* karakter en verschaft aanwijzingen voor mogelijk ontbrekende variabelen in het verdeelmodel of andere problemen met de specificatie van het verdeelmodel. De analyse richt zich op dit moment niet op een verbetering van het verdeelmodel. Het gaat alleen om het traceren van de kenmerken van gemeenten met structurele herverdeeeffecten. Sommige van deze kenmerken kunnen zelfs onbruikbaar zijn als verdeelmaatstaf.

Op voorhand moet reeds worden opgemerkt dat het lastig is om harde indicaties te verkrijgen van factoren die de herverdeeeffecten 'verklaren'. De verklaarde variantie van de geschatte verdeelmodellen bedraagt immers 98%. Dat betekent dat er voor de overige factoren nog slechts 2% van de variantie tussen uitgaven en budget te verklaren valt (afgezien van 'ruis' in de gegevens en het feit dat de bijstandsuitgaven op kasbasis zijn geregistreerd). Het is gemakkelijker om de *spreiding* van de herverdeeeffecten te verklaren dan de herverdeeeffecten zelf. Zo hebben we in het voorafgaande hoofdstuk bijvoorbeeld gezien dat de spreiding van de herverdeeeffecten - in termen van absolute procentuele herverdeeeffecten - sterk samenhangt met de gemeentegrootte. Tegelijkertijd kan in figuur 7.1 niet direct een duidelijke samenhang tussen de aard van de herverdeeeffecten (positief of negatief) en de gemeentegrootte worden waargenomen. Dit voorbeeld geeft de problemen bij de zoektocht naar de achtergronden van de herverdeeeffecten in een notendop weer.

Gelet op de problemen bij de vergelijkbaarheid van gegevens uit 1998 met die uit latere jaren, krijgen de herverdeeeffecten in 1999 en 2000 de meeste aandacht. Het beeld van de 'overall' aansluiting tussen de budgetten en de

uitgaven wordt sterk gedomineerd door de G4. Deze gemeenten kennen een relatief goede aansluiting tussen budget en bijstandsuitgaven en krijgen bovendien in de schattingen veel gewicht. Daarom laten we in sommige analyses de G4 weg en zoomen we direct in op de overige gemeenten (met de grote herverdeeleeffecten).

Het voorliggende hoofdstuk is als volgt ingedeeld. Paragraaf 8.2 beschrijft het patroon van structurele herverdeeleeffecten in de tijd. Paragraaf 8.3 laat zien welk type gemeenten wordt geconfronteerd met grote structurele herverdeeleeffecten. Paragraaf 8.4 probeert meer zicht te krijgen op de factoren die ten grondslag liggen aan de structurele herverdeeleeffecten. Paragraaf 8.5 sluit af met de belangrijkste conclusies van het hoofdstuk.

8.2 Structurele herverdeeleeffecten

8.2.1 Aanwezigheid van structurele patronen

Als de herverdeeleeffecten voor de afzonderlijke gemeenten van jaar op jaar een vast patroon vormen, komt dit onder meer tot uiting in een sterke correlatie tussen de herverdeeleeffecten in de onderzochte jaren. Tabel 8.1 toont daarom de correlaties tussen de herverdeeleeffecten (in %) in de onderzochte jaren. De tabel geeft zowel de gebruikelijke (Pearson) correlatiecoëfficiënten als de rangordecorrelatiecoëfficiënten. De rangordecorrelatie geeft aan of de rangorde van de gemeenten naar grootte van de herverdeeleeffecten in de tijd al dan niet constant is. Bij de presentatie van de correlaties in tabel 8.1 beperken we ons tot de ongewogen varianten. Daarmee voorkomen we in beginsel dat het beeld te sterk wordt gedomineerd door de grotere gemeenten met een relatief goede aansluiting tussen budget en kosten (zie figuur 7.1).²²

Tabel 8.1 onthult dat de herverdeeleeffecten in de tijd een structureel patroon kennen. De correlaties zijn hoog en verschillen significant van nul. Dit duidt op een sterke samenhang tussen de herverdeeleeffecten in de tijd, ondanks het feit dat de uitgaven op kasbasis zijn gemeten.²³ De rangorde van de gemeenten naar grootte van de herverdeeleeffecten is in de tijd eveneens stabiel. Vooral in twee nabijgelegen jaren is de correlatie hoog. Dat geldt in het bij-

²² Volledigheidshalve moet worden opgemerkt dat de verschillen tussen de ongewogen en de gewogen correlatiecoëfficiënten in dit specifieke geval niet zo groot zijn. De gewogen correlaties zijn in de regel hoger.

²³ De registratie van de uitgaven op kasbasis kan aan de ene kant voor extra fluctuaties (kasfluctuaties) en incidentele herverdeeleeffecten zorgen. Aan de kant kan de registratie op kasbasis ook leiden tot structurele herverdeeleeffecten wanneer bepaalde gemeenten structureel veel later (vroeger) met afrekenen zijn dan andere gemeenten.

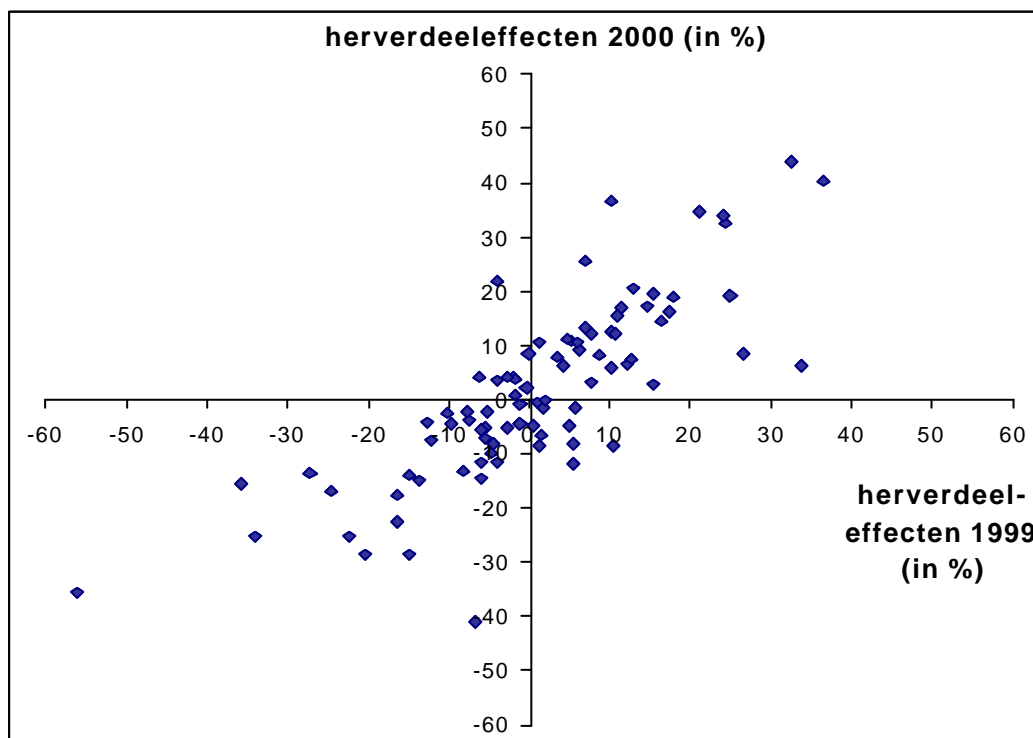
zonder voor de jaren 1999 en 2000, waar de definitie en registratie van de verdeelkenmerken goed vergelijkbaar zijn. Daardoor bedraagt de correlatie tussen de herverdeeeffecten in die jaren circa 0,8. Dat betekent dat ruim 60% van de herverdeeeffecten in 2000 kan worden 'verklaard' uit de herverdeeeffecten in 1999. Dat de herverdeeeffecten in 2000 sterk samenhangen of vergelijkbaar zijn met die in 1999 blijkt ook uit figuur 8.1. In deze figuur zijn de herverdeeeffecten in 1999 uitgezet tegen die in 2000.

Tabel 8.1: *Samenhang tussen de herverdeeeffecten (in %) voor de 40.000+ gemeenten in de tijd op basis van de jaarlijks geactualiseerde verdeelmodellen, 1998-2000: ongewogen correlatiecoëfficiënten*

Model	Pearson's correlatie		Spearman's rangordecorrelatie	
	1998-nieuw	1999	1998-nieuw	1999
1999	0,758		0,713	
2000	0,586	0,803	0,643	0,818

Bron: APE

Figuur 8.1: *Herverdeeeffecten (in %) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering in 1999 en 2000 op basis van de geactualiseerde verdeelmodellen*



Bron: APE

Figuur 8.1 maakt in een oogslag duidelijk hoe sterk de herverdeeeffecten in 1999 hetzelfde patroon vertonen als die in 2000. Gemeenten met omvangrijke negatieve of positieve herverdeeeffecten in het ene jaar worden in de regel gekenmerkt door vergelijkbare herverdeeeffecten in het andere jaar.

8.2.2 Structurele versus incidentele herverdeeeffecten

Tabel 8.2 brengt de verdeling van de gemeenten naar grootte van de herverdeeeffecten in beeld. De tabel illustreert dat het aantal gemeenten met grote negatieve (t/m -10%) of grote positieve (ten minste +10%) in de tijd toeneemt, ondanks de actualisatie van de verdeelmodellen. Opvallend is dat er vrijwel steeds meer gemeenten zijn met positieve herverdeeeffecten dan gemeenten met negatieve herverdeeeffecten. Dit duidt op een scheve verdeling van de herverdeeeffecten. Om het structurele karakter van de herverdeeeffecten beter in kaart te brengen, geven we in tabel 8.3 de verdeling van de gemeenten naar het aantal jaren dat zij in een bepaalde klasse van herverdeeeffecten voorkomen.

Tabel 8.2: Gemeenten met meer dan 40.000 inwoners naar de grootte van de herverdeeeffecten in de afzonderlijke jaren bij volledige normatieve budgettering met de geactualiseerde verdeelmodellen, 1998-2000

Model	Aantal gemeenten (in %)			
	t/m -10%	-10% tot 0%	0% tot 10%	ten minste 10%
1998-nieuw	17,2	23,0	40,2	19,5
1999	17,2	29,9	25,3	27,6
2000	20,7	28,7	21,8	28,7

Bron: APE

Tabel 8.3 geeft aan dat 26,4% van de 40.000+ gemeenten in minstens één van de drie jaren heeft te kampen met een groot negatief herverdeeeffect (t/m -10%). Het aantal gemeenten dat drie jaar achtereen zo'n groot negatief herverdeeeffect ervaart, blijft beperkt tot 11,5% van de 40.000+ gemeenten. Grote positieve herverdeeeffecten (+10% of meer) komen bij 40,2% van de gemeenten ten minste één van de drie jaren voor. Het aantal gemeenten met drie jaar achtereen zo'n groot positief herverdeeeffect blijft beperkt tot 10,3% van de 40.000+ gemeenten.

Het aantal gemeenten dat incidenteel grote herverdeeeffecten ondervindt, is duidelijk groter dan het aantal gemeenten dat structureel met grote herverdeeeffecten kampt. Uit de onderste rij van de tabel kan ten slotte worden af-

geleid dat 35,5% van de 40.000+ gemeenten drie jaar achtereen met vergelijkbare herverdeeeffecten wordt geconfronteerd; dat wil zeggen, in dezelfde klasse van herverdeeeffecten blijft.

Tabel 8.3: *Gemeenten met meer dan 40.000 inwoners naar de grootte en het structurele karakter van de herverdeeeffecten bij volledige normatieve budgettering met de geactualiseerde verdeelmodellen, 1998-2000*

Aantal jaren	Aantal gemeenten (in %)			
	t/m -10%	-10% tot 0%	0% tot 10%	ten minste 10%
Minstens 1 jaar	26,4	49,4	56,3	40,2
Minstens 2 jaren	17,2	24,1	25,3	25,3
3 jaren	11,5	8,0	5,7	10,3

Bron: APE

De vraag is, wat gemeenten met structureel grote positieve of negatieve herverdeeeffecten onderscheidt van de overige gemeenten. De volgende paragraaf probeert aan te geven op welke kenmerken deze gemeenten afwijken van de overige gemeenten.

8.3 Profiel van gemeenten met structurele herverdeeeffecten

Deze paragraaf brengt de gemeenten in beeld met structurele omvangrijke herverdeeeffecten. Tabel 8.4 toont de kenmerken van gemeenten die in de jaren 1998-2000 *drie* jaar achtereen worden geconfronteerd met herverdeeeffecten van ten minste -10% of herverdeeeffecten van minimaal +10%. Deze gemeenten met *structurele* herverdeeeffecten worden in de tabel vergeleken met de overige 40.000+ gemeenten (inclusief en exclusief de G4).

Het aantal gemeenten dat structureel negatief scoort (ten minste -10%), blijft beperkt tot 10 van de 87 gemeenten (11,5%). Het aantal gemeenten met structurele positieve herverdeeeffecten (minimaal +10%) bedraagt 9 (= 9,2% van de gemeenten). Opvallend is dat volgens tabel 8.4 de gemeenten met grote positieve of negatieve herverdeeeffecten weinig van elkaar verschillen en maar beperkt afwijken van de overige gemeenten (exclusief G4).

Tabel 8.4: *Kenmerken van gemeenten met structurele herverdeeeffecten in de periode 1998-2000*

Kenmerk	Gemiddelde waarde per categorie gemeenten, 2000 ^a			
	Structureel negatief ^b	Structureel positief ^c	Overige gemeenten	Overige gemeenten exclusief G4
Aantal gemeenten	10	9	68	64
Bijstandsuitgaven	328	296	496	367
Lage inkomens	30,1	31,9	31,1	30,6
Eenouderhuishoudens	3,8	3,7	4,9	4,1
Verhuizingen	3,6	3,6	4,2	4,0
Arbeidsongeschikten	9,8	10,0	9,7	9,7
Totaal allochtonen	17,6	16,4	24,8	19,0
Vrouwen 25-29 jaar	5,6**	6,0	6,7	6,2
Huurwoningen	42,5**	49,5	58,0	51,7
Werkzame beroepsbevolking	96,2	95,1	95,0	95,5
Regionaal klantenpotentieel ^d	61,3	71,7	171,1	113,3
Omgevingsadressendichtheid ^d	1,3**	1,4	1,9	1,8
Totaal inwoners ^d	64,8	61,4	109,4	84,4
Totaal inwoners 20+ ^d	48,1	46,0*	84,1	64,5
Inwoners 65+ (in % inwoners 20+)	18,3	18,0	17,9	17,9
WW-max	0,30	0,34	0,35	0,32
Werkzame beroepsbevolking RBA	96,6	95,8	96,3	96,3
Banen handel, horeca & schoonmaak RBA	23,3	23,4	23,3	23,4
Gezondheid ^e	102,3**	101,0	99,7	100,1
Inwoners in achterstandswijken (in % totaal aantal inwoners)	0,5	1,0	11,4	3,1
Heringedeelde gemeenten (in %)	30,0**	33,3**	5,9	6,3
Cumulatie lage inkomens en eenouderhuishoudens ^e	77,4	81,6	103,8	85,1
Segregatie lage inkomens ^e	67,7	57,1**	105,0	84,7
Segregatie totaal allochtonen ^e	93,6	103,9*	100,3	82,1
Segr. niet-westerse allochtonen ^e	99,1	95,2	100,4	88,6

a ** en * geven aan dat de gemiddelde waarde significant verschilt van de gemiddelde waarde van de overige gemeenten *exclusief* de G4 bij een significantieniveau van respectievelijk 5% en 10%.

b 3 jaar achtereen ten minste -10% herverdeeeffecten.

c 3 jaar achtereen ten minste +10% herverdeeeffecten.

d Aantallen x 1.000.

e Ten opzichte van het gemiddelde van de 40.000+ gemeenten (gemiddelde = 100).

Bron: APE

De gemeenten die structureel negatief scoren, tellen - vergeleken met de overige gemeenten (exclusief G4) - relatief minder huurwoningen en vrouwen van 25 tot en 29 jaar, zijn vaker recent heringedeelde gemeente, hebben een lagere omgevingsadressendichtheid (zijn minder stedelijk) en zijn wat gezonder. De gemeenten met structurele positieve herverdeeeffecten tellen verhoudingsgewijs minder inwoners van 20 jaar en ouder, zijn vaker een heringedeelde gemeente, en kennen een lagere segregatie van inkomenstrekking met een laag inkomen en een hogere segregatie van het aantal westerse plus niet-westerse allochtonen.

Op de resterende kenmerken verschillen de twee groepen gemeenten niet significant van de overige gemeenten. Toch lijkt tabel 8.4 soms grote verschillen te tonen tussen de gemeenten met structurele herverdeeeffecten en de overige gemeenten. Op het eerste gezicht zijn ze qua inwoneraantal wat kleiner dan de overige gemeenten. Toch verschillen ze niet significant van de overige gemeenten door de grote interne heterogeniteit van de gemeenten met respectievelijk grote negatieve en positieve herverdeeeffecten. Daar komt bij dat niet alle significante verschillen even gemakkelijk te duiden zijn. Dit kan mogelijkwijs duiden op niet-lineaire verbanden tussen de herverdeeeffecten en de verschillende gemeentekennmerken. Het is bijvoorbeeld moeilijk te verklaren waarom gemeenten met structurele negatieve herverdeeeffecten juist gezonder dan de andere gemeenten zijn. Dit kan ook een toevallige uitslag van de toets zijn. Het feit dat zowel onder de gemeenten met structureel negatieve herverdeeeffecten als onder de gemeenten met structureel positieve herverdeeeffecten relatief veel recent heringedeelde gemeenten worden aangetroffen, berust waarschijnlijk niet op toeval. Naar onze inschatting is dit gevolg van de globale wijze waarop de gemeentelijke herindelingen soms noodgedwongen in de gegevens zijn verwerkt.

Tabel 8.4 biedt verder weinig aangrijpingspunten voor de achtergronden van de structurele herverdeeeffecten. Het is niet uitgesloten dat we bij de bepaling van de structurele herverdeeeffecten te strenge criteria hebben gehanteerd. Bovendien hebben we eerder geconstateerd dat de verdeelkenmerken en het verdeelmodel voor 1998 moeilijk vergelijkbaar zijn met 1999 en 2000. Door beide factoren houden we maar een relatief beperkt aantal gemeenten met structurele herverdeeeffecten over. Daarom geeft tabel 8.5 nog een aanvullende analyse, waarin alleen de herverdeeeffecten in de jaren 1999 en 2000 in beschouwing worden genomen.

Tabel 8.5: *Kenmerken van gemeenten met structurele herverdeeeffecten in de periode 1999-2000*

Kenmerk	Gemiddelde waarde per categorie gemeenten, 2000 ^a			
	Structureel negatief ^b	Structureel positief ^c	Overige gemeenten	Overige gemeenten exclusief G4
Aantal gemeenten	12	17	58	54
Bijstandsuitgaven	313	300*	519	379
Lage inkomens	29,9	31,6	31,1	30,5
Eenouderhuishoudens	3,7**	3,7**	5,0	4,2
Verhuizingen	3,5**	3,5**	4,2	4,1
Arbeidsongeschikten	10,0	10,1	9,6	9,6
Totaal allochtonen	17,1	16,2**	25,7	19,5
Vrouwen 25-29 jaar	5,6*	6,0	6,8	6,3
Huurwoningen	43,0**	48,4*	59,1	52,4
Werkzame beroepsbevolking	96,3	94,9	95,0	95,6
Regionaal klantenpotentieel ^d	62,8*	89,1	183,2	115,6
Omgevingsadressendichtheid ^d	1,3**	1,3**	2,0	1,8
Totaal inwoners ^d	65,0*	68,3	115,4	86,3
Totaal inwoners 20+ ^d	48,4*	51,6*	88,9	66,0
Inwoners 65+ (in % inwoners 20+)	18,5	18,3	17,8	17,8
WW-max	0,29	0,33	0,36	0,32
Werkzame beroepsbevolking RBA	96,5	96,3	96,2	96,3
Banen handel, horeca & schoonmaak RBA	23,3	23,5	23,3	23,3
Gezondheid ^e	102,4*	101,3	99,6	99,9
Inwoners in achterstandswijken (in % totaal aantal inwoners)	0,4	0,8	12,7	3,5
Heringedeelde gemeenten (in %)	25,0*	23,5**	5,2	5,6
Cumulatie lage inkomens en eenouderhuishoudens ^e	75,8*	79,7	106,8	86,5
Segregatie lage inkomens ^e	71,5	65,5**	108,3	86,2
Segregatie totaal allochtonen ^e	91,4	91,4	102,5	82,5
Segr. niet-westerse allochtonen ^e	98,2	95,7	101,0	87,5

a ** en * geven aan dat de gemiddelde waarde significant verschilt van de gemiddelde waarde van de overige gemeenten *exclusief* de G4 bij een significantieniveau van respectievelijk 5% en 10%.

b In beide jaren ten minste -10% herverdeeeffecten.

c In beide jaren ten minste +10% herverdeeeffecten.

d Aantallen x 1.000.

e Ten opzichte van het gemiddelde van de 40.000+ gemeenten (gemiddelde = 100).

Bron: APE

Het aantal gemeenten dat in 1999 én 2000 fors negatief scoort (ten minste -10%), blijft beperkt tot 12 van de 87 gemeenten (13,8%). Dit zijn er nauwelijks meer dan de gemeenten met drie jaar een fors negatief herverdeeeffect. Het aantal gemeenten met grote positieve herverdeeeffecten (minimaal +10%) in beide jaren bedraagt 17 (= 19,5% van de 40.000+ gemeenten) tegen 9 met alle drie de jaren een groot positief herverdeeeffect.

Het totaalbeeld in tabel 8.5 is redelijk vergelijkbaar met tabel 8.4. Wel kunnen de resultaten nu wat verder worden *aangescherpt*. De gemeenten met twee jaar achtereen grote negatieve herverdeeeffecten behoren tot de kleinere, minder stedelijke gemeenten zonder centrumfunctie (vergelijk het aantal inwoners en het regionaal klantenpotentieel). Op veel kenmerken scoren de gemeenten met grote positieve herverdeeeffecten redelijk vergelijkbaar. Zij hebben alleen een iets sterkere centrumfunctie. Afgezien van het feit dat tabel 8.5 duidelijk maakt dat de grotere structurele herverdeeeffecten vooral bij de wat kleinere, minder stedelijke gemeenten worden aangetroffen, biedt de tabel niet zo veel aanknopingspunten voor de verklaring van structurele herverdeeeffecten.

8.4 Achtergronden van structurele herverdeeeffecten

8.4.1 Inleiding

Ondanks het deels structurele karakter van de herverdeeeffecten zijn we er tot nu toe niet in geslaagd een vinger te krijgen achter de determinanten van de geconstateerde herverdeeeffecten. In deze paragraaf proberen we via een exploratieve analyse meer licht te werpen op de achtergronden van de structurele herverdeeeffecten (vergelijk ook paragraaf 5.3). We richten ons hier op de herverdeeeffecten in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder. Dit zijn de residuen van de regressie-analyses uit hoofdstuk 6 (vermenigvuldigd met -1). Daarom geven de resultaten van de analyses in deze paragraaf, waar relevant en bruikbaar, ook een eerste indruk van kenmerken waarmee het verdeelmodel potentieel zou kunnen worden uitgebreid.

Om te bezien of er een relatie bestaat tussen een aantal nader aan te geven kenmerken van de gemeenten en de herverdeeeffecten, voeren we een aantal variantie-analyses uit. Met het oog hierop hebben we de aanvullende gemeentekennmerken in een aantal klassen ingedeeld. De klasse-indeling komt overeen met die in paragraaf 5.3.

De betekenis van de volgende gemeentekennmerken voor de herverdeeeffecten wordt onderzocht:

- het aantal inwoners;

- de stedelijkheid;
- landsdeel;
- groei- versus krimpgemeenten;
- de mate van segregatie van het totaal aantal allochtonen, het aantal niet-westerse allochtonen en mensen met lage inkomens;
- gezondheid (somatisch);
- cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens;
- inwoners van 65 jaar en ouder als percentage van de bevolking van 20 jaar en ouder;
- het deel van de bevolking dat in een achterstandswijk woont.

8.4.2 Toetsresultaten

Tabel 8.6 toont de resultaten van de uitgevoerde toetsen voor de 40.000+ gemeenten. Met uitzondering van de toetsen op de betekenis van de kenmerken aantal inwoners, stedelijkheid en landsdeel laten we steeds de vier grootste gemeenten buiten beschouwing. Door het grote gewicht van de G4 en hun beperkte herverdeeeffecten zouden ze anders een te grote stempel op de resultaten drukken. Door het weglaten van G4 voorkomen we dat de toetsen het zicht op de relatie tussen de gemeentekennmerken en de herverdeeeffecten bij de overige gemeenten vertroebelen.

Tabel 8.6: *Toetsresultaten voor de relatie tussen gemeentekennmerken en herverdeeeffecten op basis van de geactualiseerde verdeelmodellen, 1998-2000*

Hypothese: herverdeeeffecten verschillen niet per klasse van	Beslissing
Aantal inwoners	Verwerpen
Stedelijkheid	Niet verwerpen
Landsdeel	Niet verwerpen
Groei- versus krimpgemeenten ^a	Verwerpen
Segregatie totaal allochtonen ^a	Niet verwerpen
Segregatie niet-westerse allochtonen ^a	Verwerpen
Segregatie lage inkomens ^a	Niet verwerpen
Gezondheid ^a	Niet verwerpen
Cumulatie eenouderhuishoudens en lage inkomens ^a	Verwerpen
Bejaarden ^a	Verwerpen
Achterstandswijken ^a	Verwerpen

a Exclusief de G4.

Bron: APE

De resultaten voor de herverdeeleeffecten van de geactualiseerde verdeelmodellen in tabel 8.6 vertonen grote overeenkomsten met die in tabel 5.4 voor de herverdeeleeffecten van het huidige verdeelmodel. Met uitzondering voor de groei- en krimpgemeenten zijn alle toetsresultaten gelijk. De herverdeeleeffecten verschillen niet significant naar stedelijkheid of landsdeel; met andere woorden, er bestaan *geen* significante regionale patronen in de herverdeeleeffecten. Voor de segregatie van het totaal aantal (westerse en niet-westerse) allochtonen, de segregatie van lage inkomens en de gezondheid kan evenmin een significante invloed op de herverdeeleeffecten worden vastgesteld. Bij de overige gemeentekennmerken verschillen de herverdeeleeffecten wel significant tussen de onderscheiden klassen van deze kenmerken. Niet in alle gevallen is er overigens sprake van een monotoon stijgend of dalend verband tussen de waarde van de betreffende gemeentekennmerken en de herverdeeleeffecten. Dit duidt op niet-lineaire samenhangen. In de volgende tabellen brengen we de significante verbanden tussen de gemeentekennmerken en de herverdeeleeffecten in beeld.

8.4.3 Gemeentekennmerken en herverdeeleeffecten in de 40.000+ gemeenten

Tabel 8.7 presenteert informatie over de relatie tussen het inwoneraantal en de herverdeeleeffecten in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder.

Tabel 8.7: *Herverdeeleeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering met de geactualiseerde verdeelmodellen, uitgesplitst naar aantal inwoners, 1998-2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde herverdeeleeffecten (in euro's)		
			1998	1999	2000
40.000 - 60.000	34	9,5	3,82	11,03	14,88
60.000 - 100.000	28	18,7	4,23	-1,04	-9,94
100.000 - 150.000	15	16,9	-5,18	-10,93	-4,20
150.000 - 250.000	6	13,1	-22,19	-13,14	-8,10
Meer dan 250.000	4	42,5	8,57	9,14	6,88
Totaal	87	100,0	0,00	0,00	0,00

Bron: APE

Uit tabel 8.7 komt naar voren dat de grootste en kleinste gemeenten in alle jaren een groter budget krijgen dan het bedrag dat zij aan bijstand uitgeven. Daarentegen ontvangen gemeenten tussen 100.000 en 250.000 inwoners in elk jaar minder dan zij aan bijstand besteden. De aard van deze samenhan-

gen is lastig te duiden, hoewel ze vergelijkbaar zijn met tabel 5.5 (voor het huidige verdeelmodel 1998).

Tabel 8.8 maakt duidelijk dat de snelst groeiende gemeenten (meer dan 2,5% bevolkingsgroei) in de periode 1998-2000 in alle drie jaren positieve herverdeeleeffecten ervaren. Dit zijn veelal gemeenten met een gunstige sociaal-economische structuur. Daarentegen worden de minder snelle groeiers (0 t/m 2,5%) geconfronteerd met negatieve herverdeeleeffecten. Voor de krimpgemeenten resulteert een gemengd beeld. In de tabel zijn de G4 buiten beschouwing gebleven.

Tabel 8.8: *Herverdeeleeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering met de geactualiseerde verdeelmodellen, uitgesplitst naar groei- en krimpgemeentes, 1998-2000*

Bevolkingsgroei in 1998-2000	Gemeenten	Uitgaven- aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde herverdeeleeffecten (in euro's)		
			1998	1999	2000
Minder dan 0%	11	10,7	7,89	6,33	-5,94
0 t/m 2,5% groei	53	65,2	-9,90	-8,57	-3,68
Meer dan 2,5% groei	19	24,1	13,13	9,05	3,87
Totaal	83 ^a	100,0	-2,75	-2,92	-2,18

a Exclusief de G4.

Bron: APE

Tabel 8.9 toont de relatie tussen de segregatie van niet-westerse allochtonen en de herverdeeleeffecten. De segregatie van een gemeente wordt gemeten via het percentage van het aantal inwoners dat moet verhuizen om een gelijke spreiding van de niet-westerse allochtonen over de postcodegebieden te krijgen. Bij de presentatie laten we de G4 buiten beschouwing. Voor de meest en de minst gesegregeerde gemeenten verschilt het beeld van jaar op jaar, zij het dat de herverdeeleeffecten bij de meest gesegregeerde gemeenten verhoudingsgewijs beperkt zijn. De meest gesegregeerde gemeenten worden vermoedelijk al voor een groot deel via de huidige verdeelkenmerken gecompenseerd voor hun ongunstige sociale structuur. De gemeenten met een segregatiegraad van 15 tot 25 hebben in alle jaren een positief herverdeeleeffect. De meer gesegregeerde gemeenten in de klasse daarboven (25 tot 35) ondervinden in alle drie jaren een duidelijk negatief herverdeeleeffect. Deze gemeenten worden wellicht te beperkt gecompenseerd voor hun ongunstige so-

ciale structuur. Het in tabel 8.9 geschetste beeld komt op hoofdlijnen overeen met tabel 5.6 voor het huidige verdeelmodel 1998.

Tabel 8.9: *Herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering met de geactualiseerde verdeelmodellen, uitgesplitst naar de segregatie van niet-westerse allochtonen, 1998-2000*

Segregatie niet-westerse allochtonen in 2000 ^a	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde herverdeeeffecten (in euro's)		
			1998	1999	2000
Minder dan 15	6	5,3	3,55	12,17	-11,99
15 – 25	32	34,1	2,83	10,48	16,45
25 – 35	21	44,6	-7,79	-17,81	-19,90
Meer dan 35	14	16,0	-4,64	0,05	4,74
Totaal	83 ^b	100,0	-2,75	-2,92	-2,18

a Percentage van de bevolking dat moet verhuizen om een gelijke spreiding over de postcodegebieden te krijgen.

b Exclusief de G4.

Bron: APE

Tabel 8.10: *Herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering met de geactualiseerde verdeelmodellen, uitgesplitst naar de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens, 1998-2000*

Eenouderhuishoudens x lage inkomens in 2000	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde herverdeeeffecten (in euro's)		
			1998 ^a	1999	2000
Minder dan 100	21	9,5	-7,01	0,44	-5,51
100 – 125	31	29,8	9,00	3,85	6,25
125 – 150	18	28,5	9,65	5,60	8,34
Meer dan 150	13	32,2	-35,83	-29,22	-27,99
Totaal	83 ^b	100,0	-2,75	-2,92	-2,18

a Exclusief de G4.

Bron: APE

Gemeenten met de sterkste cumulatie van lage inkomens en eenouderhuishoudens kampen in alle drie jaren met negatieve herverdeeeffecten. Tabel 8.10 illustreert dit voor de 40.000+ gemeenten exclusief de G4. Dit beeld

komt ook naar voren uit tabel 5.7. Gemeenten met de geringste cumulatie vertonen in de tijd een wisselend patroon van herverdeeeffecten. Bij de andere gemeenten zijn de herverdeeeffecten in alle drie jaren positief.

De gemeenten met het grootste en het kleinste aandeel bejaarden worden in alle drie jaren geconfronteerd met een positief herverdeeeffect (zie tabel 8.11). Voor de gemeenten met het grootste aandeel bejaarden is het positieve herverdeeeffect verklaarbaar in het licht van de gevolgde schattingsprocedure van het verdeelmodel. Daarbij bestaat de kans dat gemeenten met veel bejaarden worden overgecompenseerd. Voor de gemeenten met het kleinste aandeel bejaarden is het niet ondenkbaar dat andere factoren ten grondslag liggen aan de positieve herverdeeeffecten; het kunnen bijvoorbeeld groeigemeenten zijn. Gemeenten met een aandeel van 15 tot 17,5% bejaarden kampen in alle drie jaren juist met negatief herverdeeeffect, dat we ook in tabel 5.8 aantreffen. In de klasse daarboven (17,5 tot 20%) zijn de herverdeeeffecten nagenoeg gelijk aan nul.

Tabel 8.11: *Herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering met de geactualiseerde verdeelmodellen, uitgesplitst naar bevolkingsaandeel bejaarden (%), 1998-2000*

Aandeel bejaarden	Gemeenten	Uitgaven-aandeel	Gewogen gemiddelde herverdeeeffecten (in euro's)		
			in 2000	1998	1999
Minder dan 15	13	11,0	12,15	8,87	13,30
15 – 17,5	21	32,7	-18,26	-23,79	-23,21
17,5 – 20	29	41,3	-1,74	0,16	3,03
Meer dan 20	20	15,1	7,67	13,97	7,19
Totaal	83 ^a	100,0	-2,75	-2,92	-2,18

a Exclusief de G4.

Bron: APE

In gemeenten (exclusief de G4) waar meer dan 10% van de bevolking in een achterstandwijk woont, zijn de herverdeeeffecten structureel fors negatief. Deze gemeenten kennen een cumulatie van sociaal-economische problemen. Gemeenten waar een beperkter deel van de bevolking in een achterstandwijk woont, ervaren structureel positieve herverdeeeffecten. Deze gemeenten worden vermoedelijk al (over)gecompenseerd via de kenmerken van de sociale infrastructuur in het verdeelmodel. Bij overige gemeenten zijn de herver-

deeleffecten nagenoeg gelijk aan nul. In tabel 5.9 treffen we globaal een soortgelijk beeld aan voor het huidige verdeelmodel 1998.

Tabel 8.12: *Herverdeeleffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) bij volledige normatieve budgettering met de geactualiseerde verdeelmodellen, uitgesplitst naar aandeel inwoners in achterstandswijken (%), 1998-2000*

Inwoners achterstandswijken in 2000 (in %)	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde herverdeeleffecten (in euro's)		
			1998	1999	2000
Geen	72	68,1	2,54	1,60	-0,28
0 - 10	4	8,7	15,36	27,54	33,40
Meer dan 10	7	23,1	-43,92	-46,38	-33,14
Totaal	83 ^a	100,0	-2,75	-2,92	-2,18

a Exclusief de G4.

Bron: APE

Samenvattend kan worden vastgesteld dat zes van de elf onderzochte kenmerken van de gemeenten een significante relatie met de aard en de omvang van de herverdeeleffecten te zien geven. Vaak gaat het om niet-lineaire relaties. De aard van deze relaties is niet altijd gemakkelijk te duiden, omdat de herverdeeleffecten het product zijn van een groot aantal verschillende factoren. Daardoor kunnen intermediaire variabelen de geschetste verbanden deels vertroebelen. Duidelijke verbanden tussen de onderzochte gemeentekennmerken en de herverdeeleffecten zien we vooral bij de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens, en het bij deel van de bevolking dat in een achterstandswijk woont.

8.5 Samenvatting en conclusies

Het voorliggende hoofdstuk beschrijft de aanwezigheid van structurele patronen in de herverdeeleffecten en onderzoekt de factoren die daaraan ten grondslag kunnen liggen. Bij de herverdeeleffecten gaat het om de herverdeeleffecten die resulteren uit de toepassing van de jaarlijks *geactualiseerde* verdeelmodellen voor de 40.000+ gemeenten.

Het hoofdstuk leidt tot de volgende conclusies:

- De herverdeeleffecten bij de gemeenten vertonen in de tijd een *structureel* patroon, ondanks het feit dat de uitgaven op kasbasis zijn geregistreerd.

Ruim 60% van de herverdeeeffecten kan worden 'verklaard' uit de waarde van de herverdeeeffecten in het voorafgaande jaar.

- Circa 11,5% van de gemeenten kent drie jaar achtereen een negatief herverdeeeffect van ten minste -10% . Daarentegen wordt 9,2% van de gemeenten drie jaar achtereen geconfronteerd met een positief herverdeeeffect van 10% of meer.
- De gemeenten die drie jaar achtereen het slechtst scoren op de herverdeeeffecten, wijken op de meeste onderzochte kenmerken nauwelijks af van de gemeenten die het best scoren. Beide categorieën tellen verhoudingsgewijs veel recent heringedeelde gemeenten en verschillen op veel van de onderzochte kenmerken niet of nauwelijks van de overige gemeenten.
- Gemeenten die in 1999 en 2000 kampen met negatieve herverdeeeffecten van -10% of meer (13,8% van de gemeenten) behoren tot de kleinere, minder stedelijke gemeenten zonder centrumfunctie. De gemeenten die in 1999 en 2000 positieve herverdeeeffecten hebben van meer dan 10% (19,5% van de gemeenten) voldoen aan dezelfde beschrijving, maar kennen een sterkere centrumfunctie.
- Een explorerende analyse geeft aan dat zes van de elf onderzochte gemeentekennmerken een significante relatie vertonen met de aard en de omvang van de herverdeeeffecten. Het betreft het aantal inwoners, de bevolkingsgroei (groei- versus krimpgemeenten), de mate van segregatie van niet-westerse allochtonen, de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens, en het deel van de bevolking dat in achterstandswijken woont. Deze resultaten komen nagenoeg overeen met de resultaten voor het huidige verdeelmodel in hoofdstuk 5.
- De herverdeeeffecten verschillen niet naar landsdeel en niet naar stedelijkheid.
- De aard van de gevonden relaties is niet altijd even gemakkelijk te duiden. Goed te duiden verbanden met de herverdeeeffecten zien we vooral bij de cumulatie van eenouderhuishoudens en lage inkomens, en bij het deel van de bevolking dat in een achterstandswijk woont.

9 RESULTATEN VOOR DE 60.000- GEMEENTEN EN COMPARTIMENTERING VAN HET MACROBUDGET

9.1 Inleiding

Het voorliggende hoofdstuk behandelt de resultaten voor de 60.000- gemeenten. Omdat het verdeelmodel voor de 60.000- gemeenten alleen wordt gebruikt bij de berekening van de drie compartimenten van het macrobudget, blijft de presentatie van de resultaten voor de 60.000- gemeenten beknopt. Voor deze gemeenten heeft het weinig zin om gedetailleerd in te gaan op de herverdeeleffecten van het normatieve verdeelmodel van de 60.000- gemeenten, wanneer de budgetverdeling op andere wijze plaatsvindt. We concentreren ons op de actualisering en de stabiliteit van de schattingsresultaten van het normatieve verdeelmodel, alsmede op de effecten van de nieuwe gemeente-indeling op de geschatte gewichten van het verdeelmodel. Met uitzondering van het verdeelkenmerk eenouderhuishoudens is de definitie en de registratie van de verdeelkenmerken van het normatieve verdeelmodel voor de 60.000- gemeenten ongewijzigd gebleven. Het hoofdstuk schenkt verder aandacht aan de verdeling van het macrobudget in drie compartimenten. De drie compartimenten hebben betrekking op het deel van het beschikbare macrobudget dat aan gemeenten uit verschillende grootteklassen wordt toege-deeld.

Het hoofdstuk kent de volgende indeling. Paragraaf 9.2 bevat de herschatting van het verdeelmodel 1998 met de nieuwe gemeente-indeling. Paragraaf 9.3 behandelt de actualisatie van de schattingen van het verdeelmodel met de gegevens van 1999 en 2000. In paragraaf 9.4 wordt de stabiliteit van het verdeelmodel in de tijd onderzocht. In paragraaf 9.5 komt de compartimentering van het macrobudget aan de orde. Paragraaf 9.6 vat de belangrijkste conclusies van het hoofdstuk samen.

9.2 Nieuwe gemeente-indeling en schattingsresultaten, 1998

Het verdeelmodel 1998 is opnieuw geschat met de nieuwe gemeente-indeling. Alle gewichten luiden in euro's. Tabel 9.1 toont de schattingsresultaten voor het model 1998, met de oude gemeente-indeling (= huidige verdeelmodel 1998), en het model 1998-nieuw, met de nieuwe gemeente-indeling. Omdat

arbeidsongeschiktheid niet in de modellen voor de 60.000- gemeenten voorkomt, vallen de modellen 1998-nieuw en 1998-tussen samen.

Tabel 9.1: *Het APE-model voor de totale bijstand in de 60.000- gemeenten, 1998*

Verdeelkenmerk	Gewicht (euro's)	
	1998 ^a	1998-nieuw ^b
Lage inkomens	8,011	8,339
Eenouderhuishoudens	60,150	63,921
Totaal allochtonen	1,341	1,105
Vrouwen 25-29 jaar	14,038	12,642
Huurwoningen	1,492	1,716
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	1,168	1,065
Werklozen met maximale WW-duur	113,332	103,926
Werkzame beroepsbevolking (RBA)	-6,454	-5,955
Banen handel, horeca en schoonmaak (RBA)	-4,734	-4,530
Constante	319,129	257,111 ^c
Verklaarde variantie (R ²)	0,862	0,864

a 1998: huidige verdeelmodel op basis van gemeente-indeling 1999 (N = 487).

b 1998-nieuw: herschatting verdeelmodel op basis van gemeente-indeling 2002 voor gemeente met minder dan 60.000 inwoners in 2000 (N = 443).

c Verschilt niet significant van nul bij een significantieniveau van 10% ($t < 1,648$).

Bron: APE

De waarden van de gewichten in beide modellen verschillen in beperkte mate. De kwaliteit van de schattingsresultaten is goed. De gewichten van alle verdeelkenmerken verschillen significant van nul bij een significantieniveau van 5%. De constante term van het verdeelmodel 1998 verschilt alleen bij een significantieniveau van 10% significant van nul, terwijl de constante term van model 1998-nieuw ook bij dat significantieniveau niet significant van nul afwijkt (zie tabel b9.1 in bijlage 2). De modellen verklaren 86% van de variantie in de gemeentelijke bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder. Dat is duidelijk minder dan in de modellen voor de 40.000+ gemeenten (zie tabel 6.1). De geringere verklaringsgraad is een direct gevolg van de grotere heterogeniteit van de kleinere gemeenten, waar - op gemeenteniveau - de bijstandsuitgaven van jaar op jaar sterker fluctueren dan bij de grotere gemeenten.

9.3 Actualisering van de schattingsresultaten, 1999 en 2000

Voor de jaren 1999 en 2000 is het verdeelmodel opnieuw geschat. Tabel 9.2 brengt de resultaten in beeld. Ter vergelijking bevat de tabel ook de schattingsresultaten van model 1998-nieuw. De kwaliteit van de schattingsresultaten is goed. Vrijwel alle gewichten van de verdeelkenmerken in de drie modellen verschillen significant van nul bij een significantieniveau van 5%. De gewichten van allochtonen (model 1999) en banen, handel, horeca en schoonmaak (modellen 1999 en 2000) zijn significant op het niveau van 10%. Alleen de significantie van de constante term laat – met uitzondering van model 2000 – te wensen over (zie tabel b9.2 in bijlage 2). De modellen verklaren in alle jaren circa 86% van de variantie in de gemeentelijke bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder.

Tabel 9.2: *Het APE-model voor de totale bijstand in de 60.000- gemeenten, 1998, 1999 en 2000*

Verdeelkenmerk	Gewicht (euro's)		
	1998-nieuw ^a	1999	2000
Lage inkomens	8,339	5,311	4,988
Eenouderhuishoudens	63,921	51,874	51,127
Totaal allochtonen	1,105	0,860	1,141
Vrouwen 25-29 jaar	12,642	10,521	9,980
Huurwoningen	1,716	2,073	1,770
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	1,065	1,253	1,131
Werklozen met maximale WW-duur	103,926	156,987	172,166
Werkzame beroepsbevolking (RBA)	-5,955	-4,847	-8,586
Banen handel, horeca en schoonmaak (RBA)	-4,530	-2,311	-2,213
Constante	257,111 ^b	168,441 ^b	556,779
Verklaarde variantie (R ²)	0,864	0,861	0,858

a 1998-nieuw: herschatting verdeelmodel op basis van gemeente-indeling 2002 voor gemeente met minder dan 60.000 inwoners in 2000 (N = 443).

b Verschilt niet significant van nul bij een significantieniveau van 10% ($t < 1,648$).

Bron: APE

De schattingsresultaten van de drie modellen zijn redelijk goed vergelijkbaar, ondanks het feit dat de bijstandsuitgaven in de tijd dalen en niet zijn gecorrigeerd voor inflatie. Vooral de schattingsresultaten voor de jaren 1999 en 2000 lijken goed vergelijkbaar. Alleen model 1998-nieuw wijkt iets af van de overige twee jaren. Dat laatste houdt – evenals bij de schattingen voor de

grotere gemeenten - vooral verband met de gewijzigde registratie van de eenouderhuishoudens in 1999 (zie paragraaf 6.3). In 1999 nemen we ongeveer een kwart meer eenouderhuishoudens waar dan in 1998. Dat verklaart voor een belangrijk deel de absolute afname van het gewicht van eenouderhuishoudens van 1998 op 1999 en de repercussies voor de overige gewichten. Bij de analyse van de stabiliteit van het verdeelmodel komen we terug op de vraag of de veranderingen in de waarden van de gewichten significant zijn.

9.4 Stabiliteit van de schattingsresultaten

De analyse van de stabiliteit vindt op dezelfde wijze plaats als bij de 40.000+ gemeenten. Basis voor de stabiliteitstoetsen vormen de modellen waarin de bijstandsuitgaven zijn gecorrigeerd voor inflatie (zie paragraaf 6.5). We toetsen eerst of de gewichten van de *afzonderlijke* verdeelkenmerken in de tijd constant zijn. Daarna wordt getoetst of de gewichten van *alle* verdeelkenmerken *samen* in de tijd ongewijzigd blijven.

De toets op de stabiliteit van de gewichten van de afzonderlijke verdeelkenmerken levert de volgende conclusies op:

1. De hypothese dat de gewichten van de verdeelkenmerken lage inkomens en werklozen met een maximale WW-duur (WW-max) in 1999 niet zijn veranderd ten opzichte van 1998, verwerpen we bij een significantieniveau van 5%. Datzelfde geldt ook voor het gewicht van eenouderhuishoudens bij een significantieniveau van 10%. De hypothese dat de gewichten van de overige afzonderlijke verdeelkenmerken in 1999 ongewijzigd zijn gebleven ten opzichte van 1998, wordt niet verworpen (zie tabel b9.3 in bijlage 2).
2. De toets op veranderingen in de gewichten van de afzonderlijke verdeelkenmerken in 2000 ten opzichte van 1998 levert dezelfde uitslagen op als de voorgaande toets. De gewichten van lage inkomens (bij 5%), WW-max (bij 5%) en eenouderhuishoudens (bij 10%) zijn significant veranderd ten opzichte 1998 (zie tabel b9.3 in bijlage 2).
3. De hypothese dat de gewichten in 2000 onveranderd zijn ten opzichte van 1999, kan voor elk van de afzonderlijke gewichten niet worden verworpen bij een significantieniveau van 5% of 10%.

Na de toets op de stabiliteit van de gewichten van de afzonderlijke verdeelkenmerken hebben we de stabiliteit van de gewichten van alle verdeelkenmerken *samen* onderzocht. Tabel 9.3 vat de resultaten samen.

Tabel 9.3: *Toetsresultaten voor de stabiliteit van alle verdeelkenmerken samen in het APE-model voor de totale bijstand in de 60.000- gemeenten, 1998, 1999 en 2000^a*

Hypothese	Beslissing
Alle gewichten samen in 1998 en 1999 gelijk	verwerpen
Alle gewichten samen in 1998 en 2000 gelijk	verwerpen
Alle gewichten samen in 1999 en 2000 gelijk	niet verwerpen
Alle gewichten samen in 1998, 1999 en 2000 gelijk	verwerpen

a Bij de toetsing is gebruik gemaakt van de Waldtoets. Voor de gedetailleerde toetsuitslagen wordt verwezen naar tabel b9.4 in bijlage 2.

Bron: APE

De toetsuitslagen in tabel 9.3 zijn goed vergelijkbaar met het patroon van de 40.000+ gemeenten (zie tabel 6.3). De schattingsresultaten van 1998 wijken af van de overige jaren. Dat houdt direct verband met de gewijzigde meting van de eenouderhuishoudens. De schattingsresultaten voor 1999 en 2000 vertonen geen significante verschillen. De hypothese dat de gewichten van 1999 op 2000 stabiel zijn, wordt niet verworpen. Samenvattend kan worden gesteld dat de stabiliteit van het verdeelmodel voor de 60.000- gemeenten eveneens bevredigend is.

9.5 Compartimentering van het macrobudget, 1998-2000

Bij de toepassing van het verdeelmodel hanteert het ministerie van SZW een compartimentering van het macrobudget. Dat is nodig omdat de toedeling van budgetten aan gemeenten uit verschillende grootteklassen via verschillende modellen plaatsvindt. De berekening van de compartimenten geschiedt volledig op basis van de normatieve verdeelmodellen voor respectievelijk de 40.000+ gemeenten en de 60.000- gemeenten. De feitelijke toedeling van middelen aan gemeenten vindt echter ook gedeeltelijk plaats op basis van de historische kosten (afhankelijk van de gemeentegrootte). Bij de compartimentering van het macrobudget en de toedeling van budgetten aan gemeenten worden de volgende drie compartimenten onderscheiden:

1. Gemeenten met minder dan 40.000 inwoners (klein), waarvan het bijbehorende compartiment van het macrobudget geheel op basis van de historische kosten wordt verdeeld.
2. Gemeenten met ten minste 40.000 inwoners en minder dan 60.000 inwoners (midden), waarvan het bijbehorende compartiment van het macrobudget gedeeltelijk op basis van de historische kosten en gedeeltelijk op

basis van het normatieve verdeelmodel voor de 40.000+ gemeenten wordt verdeeld.

3. Gemeenten met ten minste 60.000 inwoners (groot), waarvan het bijbehorende compartiment van het macrobudget geheel op basis van het normatieve verdeelmodel voor de 40.000+ gemeenten wordt verdeeld.

Bij de bepaling van de omvang van de compartimenten van het macrobudget vinden de volgende stappen plaats:

- Voor de gemeenten uit de categorie klein wordt het normatieve verdeelmodel voor de 60.000- gemeenten gebruikt om een eerste schatting te maken van de budgetten voor de gemeenten uit de categorie klein.²⁴ Sommering van de budgetten over de betreffende gemeenten levert vervolgens een eerste schatting op van het compartiment klein van het macrobudget.
- Voor de gemeenten uit de categorie midden hanteren we een gewogen combinatie van de normatieve verdeelmodellen voor respectievelijk de 60.000- gemeenten en de 40.000+ gemeenten om een eerste schatting te maken van de budgetten voor de gemeenten uit de categorie midden.²⁵ Sommering van de budgetten over de betreffende gemeenten levert vervolgens een eerste schatting op van het compartiment midden van het macrobudget.
- Voor de gemeenten uit de categorie groot wordt het normatieve verdeelmodel voor de 40.000- gemeenten toegepast om een eerste schatting te maken van de budgetten voor de gemeenten uit de categorie groot. Sommering van de budgetten over de betreffende gemeenten resulteert vervolgens in een eerste schatting van het compartiment groot van het macrobudget.
- De compartimenten worden vervolgens gesommeerd om eerste schatting te krijgen van het macrobudget. Als het geschatte macrobudget afwijkt van het beschikbare macrobudget, wordt de waarde van de compartimenten neerwaarts of opwaarts geschaald met het quotiënt van het beschikbare macrobudget en het geschatte macrobudget. Daardoor is de som van de drie componenten precies gelijk aan het beschikbare macrobudget. Merk op dat het beschikbare macrobudget in onze berekeningen en simulaties steeds gelijk is aan de feitelijke uitgaven in het betreffende jaar.

²⁴ Deze schatting van de budgetten dient alleen voor de vaststelling van de compartimenten van het macrobudget. De feitelijke verdeling van de middelen uit het compartiment klein over de 40.000- gemeenten geschiedt geheel op basis van de historische kosten.

²⁵ De weging geschiedt naar rato van de inwoneraantallen van de betreffende gemeenten. Bij een toenemend aantal inwoners daalt het gewicht van het model voor de 60.000- gemeenten en neemt het gewicht van het model voor de 40.000+ gemeenten overeenkomstig toe totdat bij een inwoneraantal van 60.000 volledig het model voor de 40.000+ gemeenten wordt toegepast.

Voor de jaren 1998 tot en met 2000 hebben we de aandelen van de drie compartimenten in het macrobudget uitgerekend (zie tabel 9.4). We confronteren deze met de feitelijke uitgavenaandelen en de bevolkingsaandelen van de onderscheiden drie categorieën gemeenten. Bij de berekening van de compartimenten zijn verschillende verdeelmodellen gehanteerd: het huidige verdeelmodel 1998, model 1998-nieuw, model 1999 en model 2000.

Tabel 9.4: *Compartimentering van het macrobudget met verschillende verdeelmodellen, 1998, 1999 en 2000*

Bevolking, budget en uitgaven in een jaar	Bevolkings-, uitgaven- en budgetaandelen (in %)		
	Klein ^a	Midden ^a	Groot ^a
Totale bevolking 1998	46,2	9,5	44,4
Uitgaven 1998	21,7	7,0	71,3
Budget 1998 met huidig verdeelmodel 1998	21,5	7,2	71,3
Budget 1998 met model 1998-nieuw	21,7	7,1	71,2
Totale bevolking 1999	45,6	10,4	44,1
Uitgaven 1999	21,4	7,8	70,8
Budget 1999 met huidig verdeelmodel 1998	23,2	8,1	68,7
Budget 1999 met model 1999	21,3	8,1	70,6
Budget 1999 met model 2000	22,1	8,0	69,8
Totale bevolking 2000	45,6	10,0	44,5
Uitgaven 2000	21,4	7,5	71,2
Budget 2000 met huidig verdeelmodel 1998	23,2	8,0	68,7
Budget 2000 met model 1999	20,8	7,9	71,3
Budget 2000 met model 2000	21,2	7,8	70,9

a Klein: gemeenten met minder dan 40.000 inwoners in het betreffende jaar.

Midden: gemeenten met ten minste 40.000 inwoners en minder dan 60.000 inwoners in het betreffende jaar.

Groot: gemeenten met ten minste 60.000 inwoners in het betreffende jaar.

Bron: APE

De uitgaven- en budgetaandelen veranderen slechts geleidelijk in de tijd. Dat is niet verwonderlijk, gelet op de stabiliteit van de verdeelmodellen en de aanwezigheid van structurele patronen in de spreiding van de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven over de gemeenten. Wel verschuiven er uiteraard gemeenten van de ene grootteklasse naar de andere grootteklasse, omdat de bevolking niet in alle gemeenten even snel toeneemt of in een enkel geval af-

neemt. Voor 1998 maakt het betrekkelijk weinig uit of de budgetaandelen van de compartimenten worden berekend met het huidige verdeelmodel 1998 of met model 1998-nieuw. Voor 1999 en 2000 leidt de toepassing van het huidige verdeelmodel 1998 tot een wat slechtere aansluiting tussen de budget- en uitgavenaandelen van drie compartimenten dan de modellen voor de betrokken jaren. Dit heeft enerzijds te maken met de gewijzigde registratie/definitie van arbeidsongeschiktheid en eenouderhuishoudens. Anderzijds verbetert door de toepassing van geactualiseerde verdeelmodellen de aansluiting tussen budget- en uitgavenaandelen in de jaren waarvoor de modellen zijn geschat. Geactualiseerde modellen leveren in beginsel de beste aansluiting tussen budgetten en uitgaven. Op dit punt zijn de verschillen tussen model 1999 en 2000 verwaarloosbaar, ook bij kruiselingse voorspellingen van de budgetaandelen.

9.6 Samenvatting en conclusies

In het voorliggende hoofdstuk is de herschatting en de stabiliteit van het normatief verdeelmodel voor de 60.000- gemeenten in de periode 1998-2000 aan de orde gekomen. Tevens hebben we aandacht geschonken aan de effecten van gemeentelijke herindelingen. Daarnaast behandelt het hoofdstuk de verdeling van het macrobudget in drie compartimenten en de ontwikkeling daarvan in de tijd. De drie compartimenten hebben betrekking op het deel van het beschikbare macrobudget dat aan gemeenten uit verschillende grootteklassen wordt toegedeeld.

Het hoofdstuk geeft aanleiding tot de volgende bevindingen:

- De effecten van gemeentelijke herindelingen op de gewichten van het verdeelmodel zijn ook bij de 60.000- gemeenten beperkt.
- De actualisering van de schattingsresultaten van het verdeelmodel met gegevens van respectievelijk 1999 en 2000 resulteert in stabiele gewichten. Alleen de resultaten van 1998 wijken licht af van de overige twee jaren. Dit komt door de sterk veranderde registratie van eenouderhuishoudens na 1998.
- De budgetaandelen van de drie compartimenten veranderen slechts geleidelijk in de tijd. Dat komt door het bestaan van stabiele patronen in de spreiding van de verdeelkenmerken en de bijstandsuitgaven over de gemeenten.
- De toepassing van het huidige verdeelmodel 1998 leidt voor de latere jaren tot een slechtere aansluiting tussen de budget- en uitgavenaandelen van de drie compartimenten dan de modellen voor 1999 en 2000. Dit is voor een belangrijk deel het gevolg van de gewijzigde registratie/definitie van arbeidsongeschiktheid en eenouderhuishoudens.

LITERATUUR

- Goudriaan, R., L.J.M. Aarts en P.J.M. Wilms, 2001, *Naar een operationeel verdeelmodel met beperktere herverdeeeffecten*, Den Haag: APE.
- Goudriaan, R., en L.J.M. Aarts, 2001, *Vergelijking effecten verdeelmodel in 1997 en 1998*, Den Haag: APE.
- Goudriaan, R., V. Thio en P. Vemer, 2002, *Historische kosten en de APE-regioindeling 2003*, Den Haag: APE bv.
- Greene, W.H., 1997, *Econometric Analysis*, Londen: Prentice-Hall International.
- Krasker, W.S., E. Kuh en R.E. Welsch, Estimation for dirty data and flawed models, in: Z. Grilliches en M.D. Intrilligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Volume I, New York: North-Holland Publishing Company, 1983, blz. 660-664.

BIJLAGE 1: 40.000+ GEMEENTEN

Deze bijlage bevat technische details over de schattingen en de uitgevoerde toetsen voor de 40.000+ gemeenten die niet in de hoofdtekst zijn gepresenteerd. Tabellen b6.1 en b6.2 tonen de schattingsresultaten en de *t*-waarden van de modellen die in hoofdstuk 6 voor de 40.000+ gemeenten zijn geschat. Tabel b6.1 heeft betrekking op de resultaten voor het jaar 1998, terwijl tabel b6.2 de resultaten voor de jaren 1998 tot en met 2000 in beeld brengt. De kwaliteit van de schattingsresultaten is goed. Alle modellen verklaren 98% van de variantie in de gemeentelijke bijstandsuitgaven. Op twee uitzonderingen na verschillen alle geschatte gewichten significant van nul bij een significantieniveau van 5%. De twee uitzonderingen – totaal allochtonen in het oude model 1998 en totaal allochtonen in model 1999 – zijn significant bij een significantieniveau van 10%. De waarde van deze gewichten is bovendien goed vergelijkbaar met de schattingsresultaten van de overige modellen.

Tabel b6.1: *Het APE-model voor de totale bijstand in de 40.000+ gemeenten, 1998*

Verdeelkenmerk	Gewicht (euro's), met tussen haakjes de absolute <i>t</i> -waarden ^a		
	1998	1998-tussen	1998-nieuw
Lage inkomens	25,974** (8,68)	24,829** (8,64)	24,845** (8,76)
Eenouderhuishoudens	50,950** (4,00)	52,721** (4,29)	55,837** (4,57)
Verhuizingen	14,770** (2,40)	18,177** (3,24)	19,199** (3,49)
Arbeidsongeschikten – oud	-16,250** (4,82)	-15,813** (4,87)	
Arbeidsongeschikten – nieuw			-17,199** (5,05)
Totaal allochtonen	2,742* (1,95)	2,803** (2,09)	2,859** (2,15)
Vrouwen 25-29 jaar	35,601** (5,28)	32,288** (5,19)	33,903** (5,47)
Huurwoningen	3,058** (2,90)	2,904** (2,94)	2,923** (2,99)
Werkzame beroepsbevolking	-23,908** (6,09)	-23,703** (6,26)	-23,027** (6,10)
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	0,130** (4,61)	0,134** (5,09)	0,133** (5,11)
Omgevingsadressendichtheid (x 1.000)	-27,090** (2,70)	-25,958** (2,68)	-26,278** (2,74)
Constante	1346,497** (3,10)	1363,722** (3,23)	1278,534** (3,04)
Verklaarde variantie (R ²)	0,982	0,981	0,982

a ** geeft aan dat de geschatte coëfficiënt significant van 0 verschilt bij een significantieniveau van 5% ($t = 1,988$) en * geeft aan dat deze significant van 0 verschilt bij een significantieniveau van 10% ($t = 1,663$).

Bron: APE

Tabel b6.2: *Het APE-model voor de totale bijstand in de 40.000+ gemeenten, 1998, 1999 en 2000*

Verdeelkenmerk	Gewicht (euro's), met tussen haakjes de absolute <i>t</i> -waarden ^a		
	1998-nieuw	1999	2000
Lage inkomens	24,845** (8,76)	19,466** (7,33)	22,934** (8,57)
Eenouderhuishoudens	55,837** (4,57)	42,640** (3,45)	52,002** (4,32)
Verhuizingen	19,199** (3,49)	26,925** (4,27)	18,324** (2,93)
Arbeidsongeschikten – nieuw	-17,280** (5,05)	-13,038** (4,31)	-18,377** (5,95)
Totaal allochtonen	2,859** (2,15)	2,410* (1,75)	3,191** (2,28)
Vrouwen 25-29 jaar	33,903** (5,47)	27,881** (4,06)	30,865** (4,31)
Huurwoningen	2,923** (2,99)	3,558** (3,75)	3,174** (3,21)
Werkzame beroepsbevolking	-23,027** (6,10)	-26,222** (6,20)	-19,510** (4,28)
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	0,133** (5,11)	0,141** (5,19)	0,148** (5,17)
Omgevingsadressendichtheid (x 1.000)	-26,278** (2,74)	-30,017** (2,87)	-38,913** (3,81)
Constante	1278,534 (3,04)	1734,593** (3,72)	1057,942** (2,16)
Verklaarde variantie (R ²)	0,982	0,980	0,978

a ** geeft aan dat de geschatte coëfficiënt significant van 0 verschilt bij een significantieniveau van 5% ($t = 1,988$) en * geeft aan dat deze significant van 0 verschilt bij een significantieniveau van 10% ($t = 1,663$).

Bron: APE

Tabel b6.3 geeft informatie over de resultaten van de uitgevoerde toetsen op de stabiliteit van de afzonderlijke gewichten in de verschillende jaren. De toetsen zijn gebaseerd op schattingen van modellen met voor *inflatie* gecorrigeerde bijstandsuitgaven. Dat betekent dat het absolute niveau van de gewichten in 1999 3,8% lager ligt dan in tabellen 6.1 en b6.2. Voor 2000 be-

draagt het overeenkomstige percentage 5,8. De deflering van de bijstandsuitgaven versterkt het effect van de gedaalde bijstandsuitgaven in 1999 en 2000: in reële termen zijn de bijstandsuitgaven sterker gedaald dan in nominale termen. De toets op de stabiliteit van gewichten is dus bij de modellen met de reële bijstandsuitgaven sterker dan bij de modellen in tabellen 6.2 en b6.2 met de nominale bijstandsuitgaven. Voor de toetsen op de stabiliteit zijn de gegevens van verschillende jaren 'gepooled' tot een gegevensbestand van 3 x 87 waarnemingen. Voor deze gepoolde gegevens schatten we een stelsel van drie vergelijkingen (voor elk jaar één vergelijking).²⁶

De waarden van de gewichten van de grote gemeenten variëren niet betekenisvol in de tijd. Dat blijkt ook uit het feit dat de 'overall' verklaarde variantie (R^2) van de modellen over de drie onderzochte jaren (zonder restricties op de waarden van de gewichten in de tijd) nauwelijks verschilt van de R^2 van een model met voor alle drie jaren de restrictie van dat waarde van de gewichten in de tijd onveranderd blijft: 0,980 versus 0,976.²⁷ Geen van de 33 uitgevoerde t -toetsen op instabiliteit van de waarden van de gewichten geeft bij een significantieniveau van 5% of 10% aanleiding om de hypothese van stabiele gewichten te verwerpen (zie tabel b6.3).

²⁶ Een alternatief is het schatten van één model voor de drie jaren, maar dan met interactiedummies voor 1999 en 2000 (Greene 1997, blz. 349 en volgend). Deze interactiedummy interacteert met alle kenmerken en de constante term. Kortom, het alternatief bestaat uit één vergelijking met 3 x 11 coëfficiënten. De waarden (en t -waarden) van de coëfficiënten van de interactiedummy met de kenmerken geven inzicht in de stabiliteit van de gewichten in de tijd. Als de waarden en t -waarden van de eerstgenoemde gewichten dichtbij nul liggen, zijn de gewichten in de tijd constant (te toetsen met t -toets, en Wald-toets of F -toets).

²⁷ Bij de berekening van de 'overall' R^2 en de schatting van het model voor de drie jaren samen worden de dwarsdoorsnedegegevens van drie jaren 'gepooled' in één gegevensbestand met 261 (= 3 x 87) waarnemingen.

Tabel b6.3: *Stabiliteitstoetsen voor de afzonderlijke verdeelkenmerken in het APE-model voor de totale bijstand in de 40.000+ gemeenten, 1998, 1999 en 2000^a*

Verdeelkenmerk	Verschil in gewicht (euro's), met tussen haakjes de absolute <i>t</i> -waarden ^b		
	1999 versus 1998-nieuw	2000 versus 1998-nieuw	2000 versus 1999
Lage inkomens	-6,092 (1,60)	-3,168 (0,84)	-2,924 (0,81)
Eenouderhuishoudens	-14,758 (0,87)	-6,685 (0,40)	-8,073 (0,49)
Verhuizingen	6,740 (0,82)	-1,880 (0,23)	8,620 (1,01)
Arbeidsongeschikten – nieuw	4,638 (1,04)	-0,170 (0,04)	4,808 (1,16)
Totaal allochtonen	-0,538 (0,29)	0,157 (0,08)	-0,694 (0,37)
Vrouwen 25-29 jaar	-7,043 (0,78)	-4,730 (0,52)	-2,312 (0,24)
Huurwoningen	0,505 (0,38)	0,077 (0,06)	0,428 (0,33)
Werkzame beroepsbevolking	-2,235 (0,40)	4,587 (0,80)	-6,822 (1,14)
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	0,003 (0,08)	0,007 (0,18)	-0,004 (0,10)
Omgevingsadressendichtheid (x 1.000)	-2,640 (0,19)	-10,501 (0,77)	7,861 (0,56)
Constante	392,557 (0,64)	-278,589 (0,45)	671,146 (1,04)

a De gewichten zijn gebaseerd schatting van het verdeelmodel met voor inflatie gecorrigeerde bijstandsuitgaven.

b ** geeft aan dat de geschatte gewichten in beide jaren significant van elkaar verschillen bij een significantieniveau van 5% ($t = 1,988$); * geeft aan dat de geschatte gewichten in beide jaren significant van elkaar verschillen bij een significantieniveau van 10% ($t = 1,663$).

Bron: APE

Na de voorgaande toetsen op de stabiliteit van de afzonderlijke gewichten hebben we een aantal toetsen uitgevoerd op de stabiliteit van alle gewichten samen. Tabel b6.4 geeft de resultaten weer.

Tabel b6.4: *Stabiliteittoetsen voor alle verdeelkenmerken samen in het APE-model voor de totale bijstand in de 40.000+ gemeenten, 1998, 1999 en 2000^a*

Hypothese	Toetsuitslag	Kritieke waarde (5%)	Beslissing ^b
Alle gewichten in 1998 en 1999 gelijk	29,22	19,68	verwerpen
Alle gewichten in 1998 en 2000 gelijk	28,16	19,68	verwerpen
Alle gewichten in 1999 en 2000 gelijk	7,66	19,68	niet verwerpen
Alle gewichten in 1998, 1999 en 2000 gelijk	47,78	33,92	verwerpen

a Gebruikt is de Waldtoets. Deze is bij benadering Chi^2 verdeeld.

b De hypothese wordt verworpen als de toetsuitslag op of boven de kritieke waarde ligt.

Bron: APE

De hypothese dat *alle* gewichten in 1998 en 1999 gelijk moeten zijn, impliceert 11 restricties op de gewichten. De waarde van de Wald-toets met 11 vrijheidsgraden ligt ver boven de kritieke waarde. De hypothese van stabiliteit in beide jaren wordt dus verworpen. Voor de hypothese dat alle 11 gewichten in 1998 en 2000 gelijk zijn, geldt hetzelfde. De hypothese dat alle 11 gewichten in 1999 en 2000 onveranderd blijven, kunnen we echter niet verwerpen. De toetsuitslag ligt ver onder de kritieke waarde bij een significantieniveau van 5%: van 1999 op 2000 is het verdeelmodel stabiel.²⁸ De hypothese dat *alle* gewichten in 1998, 1999 en 2000 gelijk moeten zijn, houdt 22 restricties op de gewichten in. De waarde van de Wald-toets met 22 vrijheidsgraden ligt ver boven de kritieke waarde. De hypothese van stabiliteit in de gehele periode wordt daarmee verworpen.

Tabel b7.1 vormt de pendant van tabel 7.5 in de hoofdtekst, maar dan in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder, in plaats van procenten. Het in tabel b7.1 geschetste patroon vertoont een veel minder uitgesproken samenhang tussen de spreiding van de herverdeeleffecten en de gemeentegrootte. Alleen de G4 zijn een geval apart.

²⁸ Bij een significantieniveau van 10% blijft de toetsuitslag eveneens ruim onder de kritieke waarde.

Tabel b7.1: *Herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) in de 40.000+ gemeenten bij volledige normatieve budgettering op basis van drie verdeelmodellen, 1998 tot en met 2000*

Aantal inwoners in 2000	Gemeenten	Uitgaven-aandeel in 2000	Gewogen gemiddelde absolute herverdeeeffecten (in euro's per inwoner van 20 jaar en ouder) ^a		
			1998-nieuw ^b	1999 ^c	2000 ^c
40.000 - 60.000	34	9,5	33,44	35,86	38,20
60.000 - 100.000	28	18,7	27,84	34,91	36,87
100.000 - 150.000	15	16,9	29,17	28,87	30,36
150.000 - 250.000	6	12,4	34,16	31,80	33,75
Meer dan 250.000	4	42,5	23,31	17,45	14,86
Totaal	87	100,0	28,79	29,19	30,03

a Gewogen met aantal inwoners van 20 jaar en ouder.

b In 1998 geen significante verschillen in herverdeeeffecten tussen de onderscheiden grootteklassen van de gemeenten.

c In 1999 en 2000 wijken alleen de herverdeeeffecten in de vier grootste gemeenten significant af van de overige onderscheiden categorieën gemeenten.

Bron: APE

BIJLAGE 2: 60.000- GEMEENTEN

Deze bijlage bevat vergelijkbare details over de schattingen en uitgevoerde toetsen als bijlage 1, maar dan nu voor de 60.000- gemeenten. Tabellen b9.1 en b9.2 tonen de schattingsresultaten en de *t*-waarden van de modellen die in hoofdstuk 9 voor de 60.000- gemeenten zijn geschat. Tabel b9.1 heeft betrekking op de gedetailleerde resultaten voor het jaar 1998, terwijl tabel b9.2 de resultaten voor de jaren 1998 tot en met 2000 in beeld brengt. De kwaliteit van de schattingsresultaten is goed. Alle modellen verklaren circa 86% van de variantie in de gemeentelijke bijstandsuitgaven per inwoner van 20 jaar en ouder.

Tabel b9.1: *Het APE-model voor de totale bijstand in de 60.000- gemeenten, 1998*

Verdeelkenmerk	Gewicht (euro's), met tussen haakjes de absolute <i>t</i> -waarden ^a	
	1998	1998-nieuw
Lage inkomens	8,011** (10,20)	8,339** (10,13)
Eenouderhuishoudens	60,150** (9,79)	63,921** (9,91)
Totaal allochtonen	1,341** (2,79)	1,105** (2,20)
Vrouwen 25-29 jaar	14,038** (4,58)	12,642** (3,90)
Huurwoningen	1,492** (4,61)	1,716** (4,85)
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	1,168** (8,52)	1,065** (7,61)
Werklozen met maximale WW-duur	113,332** (7,20)	103,926** (6,38)
Werkzame beroepsbevolking ^b	-6,454** (3,13)	-5,955** (2,80)
Banen handel, horeca en schoonmaak ^b	-4,734** (3,76)	-4,530** (3,33)
Constante	319,129* (1,66)	257,111 (1,30)
Verklaarde variantie (R ²)	0,862	0,864

a ** geeft aan dat de geschatte coëfficiënt significant van 0 verschilt bij een significantieniveau van 5% ($t = 1,965$) en * geeft aan dat deze significant van 0 verschilt bij een significantieniveau van 10% ($t = 1,648$).

b Gemeten op het niveau van RBA-regio's.

Bron: APE

Tabel b9.2: *Het APE-model voor de totale bijstand in de 60.000- gemeenten, 1998, 1999 en 2000*

Verdeelkenmerk	Gewicht (euro's), met tussen haakjes de absolute <i>t</i> -waarden ^a		
	1998-nieuw	1999	2000
Lage inkomens	8,339** (10,13)	5,311** (7,02)	4,988** (7,11)
Eenouderhuishoudens	63,921** (9,91)	51,874** (9,03)	51,127** (9,93)
Totaal allochtonen	1,105** (2,20)	0,860* (1,80)	1,141** (2,56)
Vrouwen 25-29 jaar	12,642** (3,90)	10,521** (3,35)	9,980** (3,42)
Huurwoningen	1,716** (4,85)	2,073** (6,35)	1,770** (5,66)
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	1,065** (7,61)	1,253** (9,81)	1,131** (9,37)
Werklozen met maximale WW-duur	103,926** (6,38)	156,987** (8,18)	172,166** (7,29)
Werkzame beroepsbevolking ^b	-5,955** (2,80)	-4,847** (2,12)	-8,586** (3,62)
Banen handel, horeca en schoonmaak ^b	-4,530** (3,33)	-2,311* (1,70)	-2,213* (1,85)
Constante	257,111 (1,30)	168,441 (0,80)	556,779** (2,42)
Verklaarde variantie (R ²)	0,864	0,861	0,858

a ** geeft aan dat de geschatte coëfficiënt significant van 0 verschilt bij een significantieniveau van 5% ($t = 1,965$) en * geeft aan dat deze significant van 0 verschilt bij een significantieniveau van 10% ($t = 1,648$).

b Gemeten op het niveau van RBA-regio's.

Bron: APE

Tabel b9.3 geeft informatie over de resultaten van de uitgevoerde toetsen op de stabiliteit van de afzonderlijke gewichten in de verschillende jaren. De toetsen zijn gebaseerd op schattingen van modellen met voor *inflatie* gecorrigeerde bijstandsuitgaven.

Tabel b9.3: *Stabiliteitstoetsen voor de afzonderlijke verdeelkenmerken in het APE-model voor de totale bijstand in de 60.000- gemeenten, 1998, 1999 en 2000^a*

Verdeelkenmerk	Verschil in gewicht (euro's), met tussen haakjes de absolute <i>t</i> -waarden ^b		
	1999 versus 1998-nieuw	2000 versus 1998-nieuw	2000 versus 1999
Lage inkomens	-3,223** (3,05)	-3,625** (3,44)	0,402 (0,39)
Eenouderhuishoudens	-13,946* (1,71)	-15,598* (1,95)	1,652 (0,22)
Totaal alloctonen	-0,277 (0,42)	-0,027 (0,04)	-0,250 (0,38)
Vrouwen 25-29 jaar	-2,506 (0,59)	-3,209 (0,75)	0,703 (0,17)
Huurwoningen	0,281 (0,62)	-0,043 (0,09)	0,324 (0,72)
Regionaal klantenpotentieel (x 1.000)	0,143 (0,80)	0,004 (0,02)	0,139 (0,79)
Werklozen met maximale WW-duur	47,314** (1,98)	58,802** (2,05)	-11,489 (0,38)
Werkzame beroepsbevolking ^c	1,285 (0,43)	-2,161 (0,69)	3,446 (1,05)
Banen handel, horeca en schoonmaak ^c	2,304 (1,26)	2,438 (1,38)	-0,135 (0,07)
Constante	-94,836 (0,35)	269,145 (0,90)	-363,981 (1,17)

a De gewichten zijn gebaseerd schatting van het verdeelmodel met voor inflatie *gecorrigeerde* bijstandsuitgaven.

b ** geeft aan dat de geschatte gewichten in beide jaren significant van elkaar verschillen bij een significantieniveau van 5% ($t = 1,965$); * geeft aan dat de geschatte gewichten in beide jaren significant van elkaar verschillen bij een significantieniveau van 10% ($t = 1,648$).

c Gemeten op het niveau van RBA-regio's.

Bron: APE

Ten slotte toont tabel b9.4 de resultaten van de stabiliteitstoetsen voor *alle* gewichten samen. De eerste drie toetsen berusten op 10 restricties op de geschatte gewichten. De laatste toets (voor de gehele periode) onderzoekt de houdbaarheid van 20 restricties.

Tabel b9.4: *Stabiliteittoetsen voor alle verdeelkenmerken samen in het APE-model voor de totale bijstand in de 60.000- gemeenten, 1998, 1999 en 2000^a*

Hypothese	Toetsuitslag	Kritieke waarde (5%)	Beslissing ^b
Alle gewichten in 1998 en 1999 gelijk	69,80	18,31	verwerpen
Alle gewichten in 1998 en 2000 gelijk	47,51	18,31	verwerpen
Alle gewichten in 1999 en 2000 gelijk	10,98	18,31	niet verwerpen
Alle gewichten in 1998, 1999 en 2000 gelijk	88,51	31,41	verwerpen

a Gebruikt is de Waldtoets. Deze is bij benadering Chi^2 verdeeld.

b De hypothese wordt verworpen als de toetsuitslag op of boven de kritieke waarde ligt.

Bron: APE