



## **INVENTARISATIE VERBETERMOGELIJKHEDEN OBJECTIEF VERDEELMODEL WWB**

Onderzoek in opdracht van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

Marcel Spijkerman

Jaap de Koning

Alex van der Steen

Rotterdam, 01 maart 2005

*Contactpersoon* Jaap de Koning

*Adres* SEOR, Erasmus Universiteit Rotterdam  
Postbus 1738  
3000 DR ROTTERDAM

*Telefoon* +31-10-4082598

*Fax* +31-10-4089650

*E-mail* [dekoning@few.eur.nl](mailto:dekoning@few.eur.nl)



## INHOUD

<b>1</b>	<b>Inleiding</b>	<b>1</b>
1.1	Achtergrond en vraagstelling	1
1.2	Criteria voor het verdeelmodel	3
1.3	Te onderzoeken verbeterpunten	4
1.3.1	Verbetering van verklarende variabelen	4
1.3.2	Verbetering van de functionele vorm	7
1.3.3	Verbetering van de gehanteerde schattingsmethoden	7
1.4	Opzet van het rapport	8
<b>2</b>	<b>Resultaten Objectief verdeelmodel</b>	<b>11</b>
2.1	Inleiding	11
2.2	Naar een verbeterd verdeelmodel	11
2.3	Vergelijking van de prestaties van het verdeelmodel APE en verdeelmodel SEOR	21
2.3.1	Plausibiliteit	21
2.3.2	Transparantie	21
2.3.3	Herverdeeleffecten	22
2.3.4	Stabiliteit van de modellen	32
2.3.5	Robuustheid tegen herindelingen en samenwerkingsverbanden	39
2.3.6	Actualiteit van de kenmerken	41
2.4	Herweging met het aandeel langdurig bijstands-gerechtigden (ALB)	41
2.5	Resultaten internationaal onderzoek	45
<b>3</b>	<b>Samenvatting, conclusies en aanbevelingen</b>	<b>49</b>
3.1	Samenvatting en conclusies	49
3.2	Aanbevelingen	56
	<b>Referenties</b>	<b>59</b>
	<b>Bijlagen</b>	

# 1 INLEIDING

## 1.1 ACHTERGROND EN VRAAGSTELLING

Door de recentelijk ingevoerde Wet Werk en Bijstand (WWB) geeft het Rijk gemeenten enerzijds ruimere bevoegdheden bij de uitvoering van de Bijstand en de reïntegratie van bijstandsgerechtigden, maar anderzijds ook meer financiële verantwoordelijkheid hiervoor. Uiteindelijk is de bedoeling dat gemeenten op basis van objectieve kenmerken zowel een budget ter dekking van de bijstandsuitkeringen (het inkomensdeel) als een budget voor de reïntegratie-activiteiten (het werkdeel) ontvangen. Door effectief beleid te voeren kunnen gemeenten dan een financieel voordeel behalen. Bij ineffectief beleid daarentegen moet de gemeente geld toeleggen. Derhalve heeft de gemeente een financiële prikkel om de bijstandsuitgaven te beperken.

Dit onderzoek richt zich uitsluitend op het inkomensdeel. Al een aantal jaren geleden is een begin gemaakt met de ontwikkeling van een model – een objectief verdeelmodel - waarmee de bijstandsuitgaven van gemeenten kan worden verklaard uit objectieve, door gemeenten niet te beïnvloeden factoren (onder andere Van Winden, e.a., 1998, en Keuzenkamp, e.a., 2000). Zo'n model zou dan de basis kunnen vormen voor de berekening van de budgetten die gemeenten op grond van hun kenmerken nodig hebben. Hiermee wordt dan recht gedaan aan het feit dat gemeenten met een hoog aandeel van risicogroepen in de bevolking en een zwakke economische structuur naar verhouding meer bijstandsgerechtigden zullen hebben, ook als zij een effectief beleid voeren.

Inmiddels heeft APE voortbouwend op eerdere onderzoeken een model ontwikkeld dat ook daadwerkelijk wordt gebruikt voor de bepaling van gemeentelijke budgetten voor het inkomensdeel. Maar deze systematiek wordt alleen toegepast op gemeenten met meer dan 40-duizend inwoners. De reden hiervoor is dat bij kleine gemeenten de toevalsfactor een grote rol speelt waardoor de herverdelingseffecten zeer groot kunnen zijn zonder dat hieraan goed of slecht beleid ten grondslag ligt. Bij de grotere gemeenten wordt de systematiek zoals gezegd wel toegepast, maar niet volledig: de verdeling van de middelen geschiedt deels basis van historische uitgaven en deels op basis van een objectief verdeelmodel. De reden hiervoor is dat een hoog niveau van de bijstandsuitgaven en een ongunstige opbouw van de bijstandspopulatie de weerslag zijn van het beleid uit het verleden en dat gemeenten daar nu niet volledig op zouden moeten worden afgerekend.

Daarom wil men geleidelijk toewerken naar een verdeelsystematiek volledig op basis van een objectief verdeelmodel.

Het is enerzijds de bedoeling dat toepassing van het verdeelmodel tot herverdelingseffecten leidt (anders gaat er immers geen prikkelwerking van uit), maar anderzijds roepen grote herverdelingseffecten ook vragen op. Zijn de gevonden effecten wel volledig toe te schrijven aan verschillen in beleid tussen gemeenten? Dit is alleen het geval als het model een zeer goede benadering geeft van de benodigde budgetten. Daartoe dienen alle objectieve factoren die van invloed zijn op de bijstandsuitgaven in het model opgenomen worden. Verder dienen deze factoren zonder noemenswaardige meetfouten gemeten te worden. En ten slotte dient het model de vorm waarin de objectieve factoren van invloed zijn op de bijstandsuitgaven goed te beschrijven. Het hoeft niet zo te zijn dat als in de ene gemeente een bepaalde factor twee keer zo groot is als in een andere gemeente, dat dan in eerstgenoemde gemeente de invloed van die variabele ook twee keer zo groot is. Deze invloed kan ook minder of juist meer dan evenredig zijn. In die gevallen is er sprake van een *niet-lineair* verband. Het huidige verdeelmodel is lineair.

De uit het huidige model opgeroepen herverdeeleffecten hebben soms vragen opgeroepen. De laatste studie, getiteld *Verbetering van het objectieve verdeelmodel voor de Wet Werk en Bijstand* (Halbersma, e.a., 2004) heeft er toe bijgedragen dat de herverdeeleffecten zijn verkleind. Niet te min leidt ook dit model nog steeds tot aanzienlijke herverdeeleffecten voor een aantal gemeenten. Daarnaast bestaat er op sommige punten kritiek op de specificatie van het model. Zo wordt bijvoorbeeld de gevoeligheid van de uitkomsten voor gemeentelijke herindelingen onwenselijk geacht.

Bovenstaande overwegingen zijn voor het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid aanleiding geweest om te laten onderzoeken of het huidige objectieve verdeelmodel nog verbeterd kan worden en, op basis van de bevindingen, een nieuw verdeelmodel te schatten. Ook wilde het Ministerie laten onderzoeken of de groep gemeenten waarop het model wordt toegepast kan worden vergroot door de ondergrens van 40-duizend te verlagen. Dit rapport doet verslag van een onderzoek naar verbetermogelijkheden voor het model.

In een internationale inventarisatie hebben wij geen voorbeelden uit andere landen gevonden waarin een vergelijkbare systematiek als de Nederlandse wordt toegepast op de Bijstand. Wel zijn voorbeelden bekend van budget-allocatiemodellen op aanpalende beleidsterreinen. Zo wordt in Zwitserland de verdeling van het budget over de arbeidsbureaus deels gebaseerd op de geleverde prestaties, waarbij deze op vergelijkbare wijze worden bepaald

als in het Nederlandse verdeelmodel voor de Bijstand. Maar inhoudelijk valt hieruit weinig te leren voor het verdeelmodel.

## 1.2 CRITERIA VOOR HET VERDEELMODEL

Het Ministerie heeft een aantal criteria geformuleerd waaraan het objectieve verdeelmodel moet voldoen. Deze zijn:

- plausibiliteit van de verdeelkenmerken (logisch verband met het doel);
- transparantie van het model;
- stabiliteit over de tijd;
- zo gering mogelijke herverdeeleeffecten;
- actualiteit van de verdeelkenmerken;
- ongevoeligheid voor gemeentelijke herindelingen.

Er wordt erkend dat sommige van deze criteria strijdig zijn en dat het model nooit volledig aan alle criteria kan voldoen. Er kan in het bijzonder een spanning zijn tussen de wens tot beperking van de herverdeling en de plausibiliteit van de verdeelkenmerken (de ‘objectieve factoren’). De mogelijkheid bestaat dat op grond van een 100 procent objectief model grote herverdeeleeffecten optreden. Waarschijnlijk is de wens om de omvang van de herverdeeleeffecten te beperken ingegeven door het feit dat geen zekerheid bestaat over de volledigheid van het model. Een deel van de herverdeeleeffecten zou veroorzaakt kunnen worden door het ontbreken van relevante objectieve factoren (waarover geen gegevens beschikbaar zijn of die we niet kennen). Tot nu toe lijkt men getracht te hebben dit op te vangen door factoren in het model op te nemen die weliswaar de herverdeeleeffecten verkleinen, maar waarvan de interpretatie erg onduidelijk is (te weten stedelijkheid en centrumfunctie; zie verderop in het stuk). Daarmee boet het model echter aan ‘objectiviteit’ in. Een alternatief zou kunnen zijn uit te gaan van een werkelijk objectief model ongeacht eventueel grote herverdeeleeffecten en dan in een tweede ronde een transparante regel te hanteren die de feitelijk toe te passen herverdeeleeffecten beperkt (bijvoorbeeld door hieraan een grens te stellen). Op deze laatste mogelijkheid gaan we echter niet verder in.

Bij onze pogingen tot verbetering van het model hechten we veel waarde aan de interpreteerbaarheid van de verdeelkenmerken en aan de statistische eigenschappen van het model. Met dit laatste doelen we er op, dat het model idealiter de toets zou moeten doorstaan dat de parameters, rekening houdend met een statistische marge, gelijk zijn voor subgroepen van gemeenten. Verbetering van de fit en daarmee verkleining van de

herverdeeleffecten is wenselijk zo lang aan de twee genoemde eisen is voldaan.

### 1.3 TE ONDERZOEKEN VERBETERPUNTEN

De mogelijkheden voor modelverbeteringen worden ingedeeld in drie categorieën:

1. verbetering van de verklarende variabelen;
2. verbetering van de functionele vorm;
3. verbeteringen van de schattingsmethoden.

We merken op dat in eerste instantie meer opties zijn overwogen dan hieronder worden besproken. Gezien de korte doorlooptijd van het onderzoek zijn echter in overleg met de opdrachtgever hierin keuzes gemaakt. In het hoofdstuk drie komen we nog terug op enkele opties die in dit onderzoek niet zijn bekeken, en die wellicht nog aanknopingspunten bieden voor verdere verbetering van het model.

#### 1.3.1 VERBETERING VAN VERKLARENDE VARIABLEN

##### *Heroverweging van verdeelkenmerken die tot nu toe het model niet 'gehaald' hebben*

In de eerder uitgevoerde studies is een groot aantal variabelen de revue gepasseerd. Een aantal daarvan heeft mogelijk het model, op grond van hun significantie, niet gehaald. Het is echter de vraag of het verstandig is variabelen uitsluitend op grond van een relatief geringe significantie te verwijderen. Deze geringe significantie kan namelijk het gevolg zijn van een relatief hoge onderlinge correlatie tussen verklarende variabelen. Maar als dit zo is kan weglaten van de betrokken variabele grote gevolgen hebben voor gemeenten bij wie deze variabele een waarde aanneemt die sterk afwijkt van het gemiddelde. Het is daarom onverstandig variabelen te snel te laten vallen op basis van een relatief geringe significantie. Op grond hiervan zullen we allerlei voor de hand liggende demografische en regionaal-economische variabelen die niet in het huidige model voorkomen opnieuw proberen.

##### *Centrumfunctie & stedelijkheid*

In de modelschattingen van het verdeelmodel APE (Halbersma, e.a., 2004), zowel met als zonder het opnemen van de granieten voorraad, is het teken (effect) van de variabele *adressendichtheid x woningen* negatief en bovendien statistisch significant. In Halbersma, e.a., (2004) wordt dit



(persistente) fenomeen verklaard door het feit dat ook variabelen als percentage allochtonen, lage inkomens en eenouderhuishoudens sterk samenhangen met de factor *stedelijkheid* en de adressendichtheid als het ware compenseert voor de overschatting van deze effecten voor de stedelijke gebieden. Hoewel dit niet op voorhand uitgesloten kan worden lijkt het op het eerste gezicht vreemd dat een dergelijke ‘compensatie’ plaats zou vinden door een variabele die slechts benadrukt in hoeverre bovengenoemde groepen dicht bij elkaar wonen.

Daarnaast doet zich een potentieel probleem voor bij gemeentelijke herindelingen die bij gebruik van deze variabelen ertoe kunnen leiden dat het budget bij het samenvoegen van twee gemeenten niet gelijk is aan de som van de twee afzonderlijke budgetten (aangeduid als niet-lineairiteit). Dit is een onwenselijke eigenschap voor een verdeelmodel. In het onderzoek zal daarom gezocht worden naar alternatieven; ofwel in de vorm van andere variabelen ofwel door een wiskundige transformatie van de huidige variabelen. Bij dit laatste kan gedacht worden aan het quotiënt van het klantenpotentieel en inwoneraantal.

### *Het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden*

In het verdeelmodel APE is naar aanleiding van de Raad voor de financiële verhoudingen (RVF) een variabele opgenomen die het historisch aantal bijstandsgerechtigden betreft. Dit betreft het aandeel langdurig (>4jaar) bijstandsgerechtigden (ALB)<sup>1</sup>. De waarde van deze variabele is bepaald voor het jaar 2001 en wordt niet geactualiseerd om perverse prikkels te voorkomen (dus om te voorkomen dat gemeenten met een hoog aandeel langdurig bijstandsgerechtigden hiervoor beloond worden). Hoewel het opnemen van deze variabele een gunstig effect heeft op de (gemiddelde) grootte en spreiding van de herverdeeffecten is kritiek geuit op de kwaliteit ervan. Zo zou er sprake zijn van systematische onderregistratie en wordt de eerdere uitkeringsduur bij verhuizing niet meegeteld. Bij de bespreking in de tweede kamer is geopperd om, in plaats van de granieten voorraad, de uitstroom in de periode 1994-2004 als mogelijk alternatief te nemen. Dit zou dan in ieder geval, net als de granieten voorraad, een vertraagde variabele moeten zijn.

---

<sup>1</sup> In Halbersma, e.a., (2004) wordt het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden aangeduid als de ‘granieten voorraad’.

## *Beleidsvariabelen*

Hoewel beleidsvariabelen geen deel uitmaken van het objectieve verdeelmodel en dit ook niet beoogd wordt in dit voorstel, willen wij toch ingaan op het belang van beleidsvariabelen in samenhang met het schatten van de effecten van de objectieve verdeelkenmerken.

Met het oog op de doelstelling een objectief verdeelmodel te ontwikkelen verdient het aanbeveling om expliciet in te gaan op beleidsaspecten van de gemeentelijke bijstand. Waar in voorgaande studies wel is geconstateerd dat gemeentelijk beleid met betrekking tot de bijstand van invloed is op het teken van de herverdeeffecten, kunnen geen uitspraken gedaan worden over de omvang hiervan.

Toch zou dit naar onze mening zinvol zijn. Hierbij wordt aan twee invalshoeken gedacht:

1. De gemeentelijke bijstandsuitgaven te zuiveren van niet-verplichte uitgaven.
2. Beleidsvariabelen mee te nemen in de analyse.

Ook onder de WWB bestaat er verschil in de gemeentelijke discretie van een aantal aspecten. Zo zijn er een aantal minimumstandaarden die wettelijk zijn vastgelegd en dus niet of in mindere mate onder de discretie van de gemeenten vallen. Een aantal toeslagen, waaronder de bijzondere bijstand, vallen wel onder de discretie van de gemeenten en de totale omvang ervan zijn derhalve afhankelijk van het gevoerde beleid.

Gemeenten kunnen verschillen met betrekking tot de ingezette middelen (en de efficiëntie hiervan) om het bijstandsbeleid te handhaven, bijvoorbeeld door opsporing van onrechtmatige bijstandsverlening en fraude. Door indicatoren die dergelijke beleidsinspanningen expliciet in de analyse mee te nemen kan hiervoor mogelijk gecorrigeerd worden.

In dit onderzoek waren de mogelijkheden om gebruik te maken beleidsinformatie beperkt. Er is uiteindelijk alleen gebruik gemaakt van de gemeentelijke uitgaven voor scholing en activering<sup>2</sup>. Dit betekent dat de modellen niet zijn getoetst op het effect van beleidsinformatie met betrekking tot de uitvoering van de bijstand (controle en toezicht op de instroom, rechtmatig gebruik etc.).

---

<sup>2</sup> Er was de beschikking over de benchmark gegevens van SGBO maar hier is uiteindelijk geen gebruik van gemaakt. De voornaamste reden hiervoor is het feit dat de populatie in deze benchmark niet dekkend is voor de 40 duizend plus gemeenten.

### **1.3.2 VERBETERING VAN DE FUNCTIONELE VORM**

De kwaliteit van het model wordt niet alleen bepaald door de volledigheid van de set van verdeelkenmerken, maar ook door de mate waarin de gehanteerde functionele vorm het werkelijke verband tussen bijstandsuitgaven en verdeelkenmerken adequaat beschrijft.

Nu is het zo dat er over de wiskundige relatie tussen de bijstand en kenmerken weinig aanknopingspunten op grond van de theorie zijn. Tot dusverre is een lineaire relatie verondersteld, maar in principe zou het verband evengoed kromlijinig kunnen zijn. Welke functionele vorm adequaat is, dient dus empirisch vastgesteld te worden.

Omdat de relatieve hoogte van de bijstandsuitgaven sterk samenhangt met de gemeentegrootte, zullen we onderzoeken in hoeverre de functionele vorm samenhangt met de gemeentegrootte. Verder zullen we nagaan of het model kan worden verbeterd door het opnemen van interactietermen tussen verdeelkenmerken en door het opnemen van bijvoorbeeld kwadratische termen.

De door ons toegepaste niet-lineaire vormen zijn zodanig dat de transparantie van het beleid er niet onder te lijden heeft.

### **1.3.3 VERBETERING VAN DE GEHANTEERDE SCHATTINGSMETHODEN**

De kwaliteit van het verdeelmodel wordt ten slotte bepaald door de zuiverheid van de schattingen van de coëfficiënten of parameters van het model. Deze coëfficiënten geven de gewichten van de verdeelkenmerken in het verdeelmodel weer.

De kwaliteit van de parameterschattingen wordt bepaald door de mate waarin de gehanteerde schattingstechniek adequaat is voor het model. In voorgaande studies naar het objectieve verdeelmodel zijn verschillende schattingsmethoden gehanteerd. Van Winden, e.a. (1998) hebben een zogenoemde grensfunctie geschat waarin de onverklaarde spreiding in het de bijstandsuitgaven wordt gesplitst in een deel dat als vermijdbaar kan worden beschouwd en een deel dat als toevallig kan worden gezien. In Keuzekamp, e.a. (1999) is een paneldata-methode gebruikt welke in een later stadium door Goudriaan, e.a. (2003) weer is losgelaten. Daarnaast is er aandacht geweest voor de robuustheid van de schattingsmethoden.

In eerste instantie is ook voor dit onderzoek overwogen om ook te experimenteren met zogenaamde grensfuncties en de niet-parametrische varianten daarvan maar vanwege de eerder genoemde tijdsdruk is in overleg

met de opdrachtgever besloten om deze niet toe te gaan passen. Wel is het paneldata model toegepast op data over een periode van 5 jaar.

### *Paneldatamethoden*

De klasse van paneldatamethoden bestaat uit een groot aantal varianten. Binnen dit onderzoek is één van de minst gecompliceerde varianten toegepast, namelijk de variant waar voor elke gemeente een specifieke vaste voet wordt geschat in plaats van één vaste voet voor alle gemeenten in het model. In feite komt deze aanpak er op neer dat voor elke gemeente een aparte dummy variabele aan het model wordt toegevoegd. De vraag is natuurlijk wat voor potentiële voordelen dit heeft in de context van een verdeelmodel voor de bijstand. Op deze vraag wordt hieronder wat dieper ingegaan.

Het is mogelijk dat bepaalde kenmerken van gemeenten niet worden geobserveerd, (bijvoorbeeld omdat er geen informatie beschikbaar is) terwijl deze wel van belang zijn voor de hoogte van de bijstandsuitgaven. Onder de voorwaarde dat deze niet-geobserveerde kenmerken min of meer constant zijn over de tijd, dan kan voor de omissie van deze kenmerken gecorrigeerd worden door paneldatamethoden. Het niet-geobserveerde effect wordt opgenomen in de gemeente specifieke vaste voet.

Een probleem bij het gebruik van paneldata is dat slechts van een deel van de totale variatie in bijstandsuitgaven en kenmerken in de data gebruik wordt gemaakt. Dit wordt geïllustreerd door een voorbeeld. Het percentage laagopgeleiden in gemeente  $i$  zal in een klein aantal opeenvolgende jaren niet veel variëren. De variatie van dit percentage *tussen* gemeenten zal echter substantieel zijn maar dit wordt niet meegewogen in de schatting van de parameter voor laagopgeleiden. Verder bestaat het risico dat in een paneldata analyse de gemeente specifieke vaste voeten simpelweg de historische uitgaven weergeven. Omdat hier ook beleidsfactoren een rol in kunnen spelen is dit onwenselijk. De bedoeling van het objectieve verdeelmodel is immers om niet langer uit te gaan van historische uitgaven maar van actuele kenmerken die onafhankelijk zijn van beleid.

## **1.4 OPZET VAN HET RAPPORT**

Hoofdstuk 2 bevat een kritische bespreking van het verdeelmodel APE, een overzicht van de door ons onderzochte verbetermogelijkheden en een presentatie van een alternatief model. Verder wordt een uitvoerige vergelijking gemaakt tussen het verdeelmodel APE en het alternatieve model op basis van de hierboven genoemde criteria. Vervolgens vat

hoofdstuk 3 de belangrijkste conclusies weer en worden in dit hoofdstuk tevens enige suggesties gedaan voor verdere verbetering. Vanwege het ruimtebeslag worden niet al de resultaten van het onderzoek in de hoofdtekst weergegeven. In de bijlagen worden de resultaten van het paneldata model, de effecten van beleidsvariabelen en de uitstroom uit de bijstand als alternatief voor het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden besproken. Daarnaast wordt er een opsomming gegeven van de alternatieve kenmerken die uitgetoetst zijn maar die niet in het uiteindelijke model zijn opgenomen.



## **2 RESULTATEN OBJECTIEF VERDEELMODEL**

### **2.1 INLEIDING**

In dit hoofdstuk worden de resultaten van het onderzoek naar verbetermogelijkheden voor het objectieve verdeelmodel gepresenteerd. De term verbetermogelijkheden heeft in deze studie betrekking op het verdeelmodel voor 40.000 plus gemeenten zoals dat is beschreven in Halbersma, e.a. (2004). In het vervolg van dit hoofdstuk zal aan dit verdeelmodel gerefereerd worden als het verdeelmodel APE. Aan het door ons voorgestelde verdeelmodel wordt gerefereerd als het verdeelmodel SEOR. De modellen zijn, behalve wanneer anders wordt aangegeven, geschat op de uitgaven van 2003. Het verdeelmodel APE is dus geactualiseerd.

Omdat de vergelijking van het verdeelmodel SEOR met het verdeelmodel APE centraal staat in het onderzoek, is gekozen om ook in dit rapport een structuur aan te houden waarin deze vergelijking expliciet naar voren komt. De opzet van dit hoofdstuk is als volgt. Paragraaf 2.2 bevat een kritische bespreking van het verdeelmodel APE, een bespreking van onze werkzaamheden tot verbetering van dit model en een presentatie van het door ons voorgestelde model. Daarna worden in paragraaf 2.3 aan de hand van de aan het verdeelmodel gestelde criteria de prestaties van de twee modellen besproken. In paragraaf 2.4 wordt bekeken wat het effect van het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden is op de herverdeeleeffecten. In paragraaf 2.5 tenslotte, worden de resultaten van het onderzoek naar ervaringen met verdeelmodellen in een aantal andere landen besproken.

### **2.2 NAAR EEN VERBETERD VERDEELMODEL**

In het onderzoek is het verdeelmodel APE (Halbersma, e.a., 2004) als uitgangspunt genomen voor het identificeren van verbetermogelijkheden. Hiertoe is eerst het verdeelmodel APE nader bestudeerd. Op grond hiervan is gekozen voor een alternatieve specificatie van het model. Daarnaast is een aantal alternatieve variabelen aan het model toegevoegd. In deze paragraaf worden de overwegingen voor de alternatieve specificatie nader toegelicht alvorens in de hierna volgende paragrafen beide modellen te vergelijken aan de hand van de diverse aan het verdeelmodel gestelde criteria.

### *Het verdeelmodel APE*

De kenmerken van het verdeelmodel APE voor de 40.000 plus gemeenten kunnen geassocieerd worden in drie groepen<sup>3</sup>:

1. Demografische en sociale kenmerken:
  - percentage allochtonen;
  - percentage laagopgeleiden;
  - percentage arbeidsongeschikten;
  - percentage eenoudergezinnen in de leeftijd 15-44 jaar;
  - percentage huishoudens met een laag inkomen.
2. Kenmerken van de economische structuur en conjunctuur variabelen:
  - aantal banen als fractie van de beroepsbevolking (COROP);
  - aantal werkenden als fractie van de beroepsbevolking;
  - mutatie aantal banen over een periode van 3 jaar (COROP);
  - aandeel banen handel, horeca en schoonmaak (COROP).
3. Kenmerken van stedelijkheid en centrumfunctie:
  - stedelijkheid gemeten als omgevingsadressendichtheid x woningvoorraad;
  - centrumfunctie gemeten als regionaal klantenpotentieel minus het aantal inwoners van de gemeente.

De demografische en sociale kenmerken en de economische structuur en conjunctuur kenmerken hebben een logische rol in het verdeelmodel. De demografische en sociale kenmerken geven de concentratie van groepen weer die sterk vertegenwoordigd zijn in de bijstand. Verschillen in de relatieve bijstandsuitgaven worden deels verklaard door verschillen in de mate waarin deze groepen vertegenwoordigd zijn in de gemeenten.

De economische structuur en conjunctuur kenmerken hebben eveneens een logische rol in het verdeelmodel. Er bestaan regionale verschillen in de werkgelegenheid (en meer specifiek werkgelegenheid in de onderkant van de arbeidsmarkt waar kansarme groepen veelal van afhankelijk zijn), en de conjunctuurgevoeligheid van de werkgelegenheid naar economische sector.

---

<sup>3</sup> Wanneer in deze notitie gerefereerd wordt aan het verdeelmodel APE dan wordt bedoeld het verdeelmodel op basis van objectieve kenmerken zónder het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden zoals dat geformuleerd is in Halbersma, e.a.,(2004).



Men zou kunnen zeggen dat de demografische en sociale kenmerken de aanbodskant en de economische structuur en conjunctuur de vraagkant op de arbeidsmarkt beschrijven.

De kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie in het verdeelmodel APE zijn moeilijker te interpreteren in de context van de algemene bijstand. Stedelijkheid, gemeten als de omgevingsadressendichtheid x woningvoorraad, meet de dichtheid van bebouwing maar heeft ook schaalcomponent in zich door de vermenigvuldiging met de woningvoorraad. Centrumfunctie, gedefinieerd als het regionale klantenpotentieel minus het aantal inwoners, meet de mate waarin een gemeente ‘trekt’ aan inwoners van omliggende gemeenten. Een gemeente trekt meer aan een andere gemeente wanneer het aantal inwoners ten opzicht van die andere gemeente groter is en de afstand tussen de twee gemeenten kleiner is. Waar het regionale klantenpotentieel een duidelijke interpretatie heeft in bijvoorbeeld de vraag en aanbod van diensten in de gezondheidszorg is dit niet het geval in de context van de bijstand<sup>4</sup>. De bijstand is immers gebonden aan de plaats waar de bijstandsgerechtigde geregistreerd staat.

De uitwerking van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie kan gedemonstreerd worden door deze weg te laten uit het verdeelmodel APE en de herverdeel-effecten te vergelijken met het model waar deze kenmerken wel in zijn opgenomen (zie tabel 2.1).

*Tabel 2.1 Verdeelmodel APE met en zonder de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie (40.000 plus gemeenten)*

	Met stedelijkheid en centrumfunctie				Zonder stedelijkheid en centrumfunctie			
	# pos.	Gem.	# neg.	Gem.	# pos.	Gem.	# neg.	Gem.
40-60	24	12.35%	17	6.51%	28	13.21%	13	10.36%
60-100	18	16.46%	19	10.38%	27	16.16%	10	15.50%
100-150	5	6.55%	9	7.96%	5	12.81%	9	8.29%
150-250	4	12.29%	4	8.15%	3	8.33%	5	8.08%
>250	3	3.91%	1	0.31%	3	5.37%	1	12.97%
Totaal	54	12.71%	50	8.25%	66	13.81%	38	10.99%

<sup>4</sup> Het aanbod van bijvoorbeeld ziekenhuiszorg is doorgaans geconcentreerd in grotere steden terwijl de vraag naar deze zorg afkomstig is uit een de regio rondom deze steden.

Uit bovenstaande tabel kan worden opgemaakt dat het weglaten van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie naast een toename van het totale gemiddelde herverdeeeffect, ook grote gevolgen heeft voor een aantal grootteklassen van gemeenten. Zo verdubbelt het gemiddelde positieve herverdeeeffect voor de 100-150 duizend gemeenten wanneer stedelijkheid en centrumfunctie uit het model weggelaten worden. Voor de 150-250 duizend gemeenten daarentegen neemt het herverdeeeffect af. De grootste verandering treedt echter op voor de gemeenten met meer dan 250 duizend inwoners (ofwel de G4). Hoewel het aantal gemeenten in deze categorie gering is kan geconcludeerd worden dat de herverdeeeffecten voor deze groep sterk toenemen. Overigens kan ook uit de tabel worden afgeleid dat de herverdeeeffecten (zowel positieve als negatieve) voor de G4 weliswaar toenemen maar dat deze procentueel niet groter zijn dan die voor de overige grootteklassen. In absolute bedragen gemeten is dit natuurlijk anders.

De vraag is of het weglaten van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie ook gevolgen heeft voor eventuele budgetverschuivingen tussen grootteklassen van gemeenten. Tabel 2.2 geeft hierin inzicht.

*Tabel 2.2 Geaggregeerde werkelijke uitgaven en budgetten in miljoenen euro's (40.000 plus gemeenten)*

	Met stedelijkheid en centrumfunctie				Zonder stedelijkheid en centrumfunctie			
	Werkelijk	Budget	B-W	%	Werkelijk	Budget	B-W	%
40-60	337	347	10	3.05%	337	357	20	6.01%
60-100	700	689	-10	-1.45%	700	723	24	3.36%
100-150	479	457	-22	-4.54%	479	462	-17	-3.45%
150-250	497	503	6	1.30%	497	483	-14	-2.77%
>250	1333	1348	15	1.14%	1333	1319	-13	-1.01%
Totaal	3344	3344			3344	3344		

Uit de vergelijking van de verschillen tussen actuele bedragen en bedragen volgens budgettering blijkt dat het weglaten van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie resulteert in een transfer van grotere naar kleinere gemeenten. In het model mét stedelijkheid en centrumfunctie is hiervan geen sprake. De 40-60 duizend plus gemeenten krijgen meer budget dan de werkelijke uitgaven maar dit is afkomstig van de middelgrote gemeenten (60-150 duizend). De grote gemeenten (>150 duizend inwoners) krijgen eveneens meer budget dan de werkelijke uitgaven. De kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie hebben dus wel een effect op budgetverschuivingen.

Het is niet vast te stellen in hoeverre de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie als benadering gelden voor niet meegenomen maar voor de bijstand relevante objectieve kenmerken. Gegeven de moeilijke interpreteerbaarheid van deze kenmerken in de context van de bijstand en hun concrete werking in het verdeelmodel APE lijken ze voornamelijk tot minder grote herverdeeeffecten te leiden. Nu is de omvang van de herverdeeeffecten één van de criteria die aan het model gesteld worden. Op grond van dit criterium valt het opnemen van deze kenmerken te rechtvaardigen. De vraag is echter wel of het niet transparanter is om een expliciet onderscheid te maken tussen het gedeelte waar de potentiële herverdeeeffecten volledig op basis van objectieve kenmerken bepaald worden en het gedeelte waarin de uiteindelijke herverdeeeffecten bepaald worden<sup>5</sup>.

Een tweede kantekening die bij de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie gemaakt kan worden is dat het effect hiervan tot vreemde patronen leidt. De oorzaak hiervoor is het gecombineerde effect van deze twee kenmerken. Stedelijkheid, een kenmerk dat per definitie alleen positieve waarden kan hebben, heeft een negatief teken in het model. Het regionale klantensurplus kan zowel positieve als negatieve waarden aannemen en heeft een positief teken in het model. De definitie van het regionale klantenpotentieel heeft tot gevolg dat de waarde van het regionale klantensurplus (klantenpotentieel minus aantal inwoners) voor randgemeenten maar ook een aantal niet-randgemeenten in het Randstedelijk gebied negatief is of een zeer kleine waarde aanneemt. Dit is op zich niet problematisch maar wanneer de gecombineerde bijdrage voor stedelijkheid en centrumfunctie worden berekend en op omvang worden gerangschikt, ontstaat een patroon dat, in de context van de bijstandsproblematiek moeilijk interpreteerbaar is.

Los van de vraag welke interpretatie deze twee kenmerken hebben is het de vraag of het grote verschil in de bijdrage van deze twee kenmerken in het budget van randgemeenten versus grote randstedelijke gemeenten te verdedigen is. De randgemeenten zijn weliswaar een heterogene groep (vergelijk bijvoorbeeld Schiedam met Amstelveen) maar voor een aantal hiervan is welhaast zeker dat de bijstandsproblematiek niet minder is dan die van hun grote buur. Dus wanneer het doel van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie is om te corrigeren voor niet-waargenomen

---

<sup>5</sup> Hier wordt niet bedoeld dat stedelijkheid en centrumfunctie geen objectieve kenmerken zouden zijn (dit zijn ze wel) maar gaat het nadrukkelijk om de relatie van deze kenmerken tot de relatieve bijstandsuitgaven.

factoren die samenhangen met grootstedelijkheid dan is het patroon dat volgt uit de bijdragen van deze kenmerken niet logisch.

### *Stabiliteit van het model over deelpopulaties*

Een belangrijke vraag die gesteld moet worden is of het verdeelmodel de gehele populatie van gemeenten goed beschrijft. De 40 duizend plus gemeenten omvat zowel (grotere) plattelandsgemeenten maar bijvoorbeeld ook de G4. Het is waarschijnlijk dat de karakteristieken van deze typen gemeenten eveneens verschillen. Het is de bedoeling van het verdeelmodel om, voor zover deze verschillen betrekking hebben op de bijstand, hiervoor te controleren door de gemeentelijke kenmerken. Het valt echter niet uit te sluiten dat desondanks een deel van de heterogeniteit blijft bestaan.

Een indruk van de stabiliteit van de geschatte parameters voor diverse deelpopulaties van gemeenten kan verkregen worden door het model voor deze deelpopulaties apart te schatten. Voorwaarde is wel dat het aantal gemeenten in de deelpopulaties niet dusdanig klein wordt dat er geen betrouwbare schattingen mogelijk zijn.

De resultaten van de schattingen voor de onderscheiden deelpopulaties worden in tabel 2.3 weergegeven.

*Tabel 2.3 Resultaten van modelschattingen voor deelpopulaties (2003)*

	30-40 duizend	40-60 duizend	60-100 duizend	>100 duizend
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
Vaste voet	1313.43	2293.67	5101.13	3968.41
Laag inkomen	16.34	23.77	<b>15.73</b>	50.82
Eenoudergezinnen	106.49	106.25	116.66	107.75
Arbeidsongeschikten	<b>6.62</b>	<b>0.76</b>	-40.98	-47.56
Allochtonen	8.16	<b>5.06</b>	<b>1.75</b>	<b>-3.50</b>
Laag opgeleiden	<b>1.54</b>	5.23	<b>8.37</b>	<b>3.18</b>
Omgevingsadressendichtheid	<b>-4.14</b>	<b>-1.59</b>	<b>-0.35</b>	-0.23
Regionaal klantensurplus	<b>1.38</b>	<b>-0.25</b>	2.45	<b>0.44</b>
Mutatie aantal banen	-47.71	<b>4.42</b>	<b>-40.38</b>	-54.17
Banen/beroepsbevolking	-2.98	<b>-0.55</b>	<b>-0.17</b>	<b>0.27</b>
Werkzame beroepsbevolking	-12.57	-25.73	-48.91	-45.83
Banen handel, horeca en schoonmaak	<b>-7.14</b>	-15.98	-21.90	<b>-4.81</b>
Ongewogen R <sup>2</sup>	0.907	0.947	0.880	0.967
Aantal waarnemingen	49	41	37	26

*Schuin en vet gedrukte coëfficiënten zijn niet significant.*

Het blijkt dat er voor een aantal variabelen aanzienlijke verschillen zijn tussen de geschatte parameters voor de diverse deelpopulaties. Deze constatering wordt ondersteund door statistische tests waarin wordt getoetst of de geschatte parameters voor diverse deelpopulaties significant afwijken van de parameters van de totale populatie. Voor een aantal variabelen lijkt er sprake van een systematisch patroon in de omvang van de geschatte parameters. Dus een toe- of afname van de grootte van een geschatte parameter met gemeentegrootte. Dit lijkt het geval voor laag inkomen, arbeidsongeschikten, allochtonen en de werkzame beroepsbevolking.

Voor deze bevinding zijn (in ieder geval) twee mogelijke verklaringen:

1. Het kan duiden op een heterogeniteit in de populatie gemeenten die (kennelijk) samenhangt met de grootteklasse waartoe de gemeenten behoren. Met andere woorden, de factoren die de gemeentelijke bijstandsuitgaven bepalen en/of de mate waarin ze dat doen, verschilt tussen de diverse grootteklassen.
2. De tweede mogelijke verklaring is van statistische aard. Voor het zuiver schatten van een parameter is het noodzakelijk dat er voldoende variatie in de waarden van de waarnemingen aanwezig is. Nu is het

denkbaar dat dergelijke variatie voor een aantal variabelen gering is voor gemeenten *binnen* een bepaalde grootteklasse en relatief groot is *tussen* de onderscheiden grootteklassen. Met als gevolg dat in het model op basis van deelpopulaties de parameters niet zuiver geschat kunnen worden.

Een weging van het belang van deze twee verklaringen is niet direct te maken. Aannemende dat de eerste verklaring (ook) relevant is, is de vraag die gesteld moet worden wat de reden is voor het feit dat de parameters kennelijk verschillen tussen grootteklassen van gemeenten. Hierbij kan bijvoorbeeld gedacht worden aan heterogeniteit in de kenmerken tussen gemeenten. Zo is bijvoorbeeld het kenmerk allochtonen zeer algemeen en zou er sprake kunnen zijn van heterogeniteit binnen deze groep die samenhangt met gemeentegrootte.

Het gevolg van de geconstateerde verschillen in de omvang van de parameters is dat de herverdeeleffecten het gevolg zijn van specificatiefouten, hetgeen zoveel mogelijk moet worden vermeden.

Op grond van de voorgaande overwegingen stellen wij een aantal veranderingen voor het verdeelmodel APE voor. Ten eerste stellen wij voor de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie uit het objectieve verdeelmodel verwijderden vanwege hun moeilijke interpreteerbaarheid én het vreemde patroon dat de bijdrage van deze twee kenmerken aanneemt. Daarnaast stellen wij een oplossing voor die het bezwaar dat het model de variatie tussen grootteklassen niet goed beschrijft wegneemt.

### ***Een alternatief verdeelmodel: het verdeelmodel SEOR***

Het apart budgetteren van de bijstand voor diverse grootteklassen van gemeenten is niet wenselijk omdat er een discontinuïteit optreedt in opeenvolgende grootteklassen. Dus wanneer een gemeente (bijvoorbeeld als gevolg van groei van het aantal inwoners) naar een andere grootteklasse verhuisd kunnen er grote budgetveranderingen optreden. Dit is niet wenselijk. Een alternatief is om de parameters in het model afhankelijk te maken van gemeentegrootte (gemeten als het aantal inwoners). Dit houdt in dat niet alleen het zelfstandige kenmerk wordt opgenomen in het model maar ook een kruisterm van het kenmerk met het aantal inwoners<sup>6</sup>. Het effect van een kenmerk wordt op deze manier deels afhankelijk van het aantal inwoners van de gemeente.

---

<sup>6</sup> Een kruisterm houdt hier in dat de waarde van een kenmerk vermenigvuldigd wordt met het aantal inwoners. Voor deze 'nieuwe' variabele wordt een aparte parameter geschat.

In eerste instantie is geëxperimenteerd met kruistermen voor elk van de kenmerken in het verdeelmodel APE. Hieruit bleek dat de parameters van de kruisterm niet voor alle kenmerken significant waren. Voor kenmerken waarvoor de kruisterm niet significant was is deze uit het model weggelaten zodat alleen het zelfstandige kenmerk resteerde.

Overigens is het niet zo dat het opnemen van kruistermen van kenmerken met het aantal inwoners in het model de heterogeniteit in de populatie gemeenten in zijn geheel wegneemt. De kruistermen zijn echter wel significant en dragen bij aan een meer flexibelere vorm van het verdeelmodel.

Net als in het verdeelmodel APE, is er in het verdeelmodel SEOR een relatie tussen de bijstandsuitgaven per huishouden en gemeentegrootte. Echter, de manier waarop deze relatie tot stand komt verschilt. Ook in het verdeelmodel SEOR bestaat er een verschil tussen de effecten van de kenmerken voor een grote kern en een randgemeente. Immers, het inwonertal van de kern is veel groter dan die voor de randgemeente. Het verschil tussen de twee modellen is dat in het verdeelmodel APE het verschil tussen een grote kern en een randgemeente als het ware uitvergroot wordt terwijl dit in het verdeelmodel SEOR niet gebeurt, hetgeen realistischer lijkt.

Naast de analyses over de functionele vorm van het model is er ook gekeken of er alternatieve kenmerken waren welke niet in het verdeelmodel APE zijn opgenomen maar wel relevant zijn voor het model. Welke experimenten zijn uitgevoerd staat beschreven in bijlage 4.. Hier wordt volstaan met het drietal kenmerken die in het alternatieve model zijn opgenomen. Deze drie kenmerken zijn de volgende:

1. Het aandeel banen in landbouw en industrie in het totaal aantal banen (COROP).
2. De mutatie van het aantal banen in landbouw en industrie over de jaren 1999-2003 (COROP).
3. Het percentage huurwoningen.

De mutatie van het aantal banen in landbouw en industrie is sterk gecorreleerd met de mutatie van het totaal aantal banen welk kenmerk reeds in het verdeelmodel APE is opgenomen. Hierom is beslist om de mutatie van het totaal aantal banen uit het alternatieve model te verwijderen.

Samenvattend zijn er dus drie aanpassingen aan het verdeelmodel APE gemaakt:

1. Voor de kenmerken allochtonen, laag inkomen en arbeidsongeschikten is een kruisterm met het aantal inwoners in het model opgenomen. Voor arbeidsongeschikten is het zelfstandige kenmerk weggelaten.
2. De kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie zijn uit het model verwijderd.
3. Er is een drietal kenmerken aan het model toegevoegd: aandeel banen landbouw en industrie, mutatie banen landbouw en industrie en het percentage huurwoningen. De mutatie van het totaal aantal banen is uit het model verwijderd.

Het verdeelmodel SEOR ziet er dus als volgt uit:

1. Demografische en sociale kenmerken:
  - percentage allochtonen;
  - percentage allochtonen x aantal inwoners;
  - percentage laagopgeleiden;
  - percentage eenoudergezinnen in de leeftijd 15-44 jaar;
  - percentage huishoudens met een laag inkomen;
  - percentage huishoudens met een laag inkomen x aantal inwoners;
  - percentage arbeidsongeschikten x aantal inwoners;
  - het percentage huurwoningen.
2. Kenmerken van de economische structuur en conjunctuur variabelen:
  - aantal banen als fractie van de beroepsbevolking (COROP);
  - aantal werkenden als fractie van de beroepsbevolking;
  - aandeel banen in de sectoren landbouw en industrie in het totaal aantal banen (COROP);
  - mutatie aantal banen in de sectoren landbouw en industrie over een periode van 4 jaar (COROP);
  - aandeel banen handel, horeca en schoonmaak (COROP).

De schattingsresultaten voor het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR worden gepresenteerd in tabel 2.15 (40.000+ gemeenten) en tabel 2.16 (30.000+ gemeenten).



## **2.3 VERGELIJKING VAN DE PRESTATIES VAN HET VERDEELMODEL APE EN VERDEELMODEL SEOR**

Het objectieve verdeelmodel dient aan een aantal criteria te voldoen. Deze criteria zijn:

- plausibiliteit van de verdeelkenmerken;
- transparantie van het model;
- stabiliteit over de tijd;
- zo gering mogelijke herverdeeleffecten;
- actualiteit van de verdeelkenmerken;
- bestand tegen gemeentelijke herindelingen.

In deze paragraaf worden de prestaties van het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR met betrekking tot deze criteria met elkaar vergeleken.

### **2.3.1 PLAUSIBILITEIT**

Onder plausibiliteit wordt verstaan dat de verdeelkenmerken in het model een logisch verband hebben met het onderwerp, namelijk de relatieve omvang van de bijstandsuitgaven van gemeenten. In paragraaf 1.3 is al een en ander besproken over de rol van de verdeelkenmerken in het verdeelmodel APE. Hierbij is met name ingegaan op de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie waarover wordt geconcludeerd dat deze kenmerken weliswaar een sterk verdelende werking hebben maar dat hun interpretatie in de context van de algemene bijstand onduidelijk is.

In het alternatieve model zijn deze twee kenmerken niet opgenomen. Hiervoor in de plaats zijn de effecten van een drietal kenmerken afhankelijk gemaakt van het aantal inwoners van de gemeenten. Deze kenmerken waren reeds opgenomen in het verdeelmodel APE en hebben een logisch verband met de bijstand. De overige kenmerken, inclusief de drie nieuwe kenmerken hebben een duidelijke relatie met de bijstandsuitgaven.

### **2.3.2 TRANSPARANTIE**

Onder transparantie wordt hier een tweetal dingen verstaan:

1. De werking van het model moet uit te leggen zijn, ook aan personen die geen econometrische achtergrond hebben.
2. Gemeenten zouden in principe in staat moeten zijn om hun eigen budgetten te berekenen.

In het verdeelmodel APE heeft de geschatte parameter voor centrumfunctie (het regionale klantensurplus) een positief teken terwijl die voor stedelijkheid een negatief teken heeft. Op het eerste gezicht lijkt dit vreemd want men zou verwachten dat naarmate de stedelijkheid toeneemt de bijstandsuitgaven per huishouden ook toenemen. De oorzaak is dan ook gelegen in het feit dat centrumfunctie en stedelijkheid beide in het model opgenomen zijn.

In het alternatieve model komen drie kruisternen van de kenmerken met het aantal inwoners voor. De kruisternen voor allochtonen en arbeidsongeschikten heeft een teken terwijl die voor lage inkomens een positief teken heeft. Het negatieve teken voor arbeidsongeschikten komt overeen met de verwachting net als het positieve teken voor de lage inkomens. Het negatieve teken van de kruistern voor allochtonen komt op het eerste gezicht vreemd over want het gevolg is dat de bijdrage voor allochtonen in het budget afneemt naarmate het aantal inwoners groter is.

Hierbij moet bedacht worden dat de demografische en sociale kenmerken afzonderlijk in het model opgenomen zijn. In werkelijkheid zijn dit geen strikt afzonderlijke groepen maar zijn vaak meerdere kenmerken simultaan aanwezig. Hierbij kan bijvoorbeeld gedacht worden aan de groep laagopgeleide allochtonen met een laag inkomen. Deze groep scoort op drie kenmerken die in het model afzonderlijk zijn opgenomen terwijl deze leden van deze groep slechts één keer in de bijstand kunnen zitten. Het negatieve teken van de kruistern voor allochtonen duidt dan op een concentratie van kenmerken welke toeneemt met het aantal inwoners van de gemeente.

Het negatieve teken van de kruistern voor allochtonen kan waarschijnlijk ook niet los gezien worden van het positieve effect dat de kruistern voor lage inkomens heeft. Het is niet onwaarschijnlijk dat allochtonen vaker een laag inkomen hebben dan autochtonen. Ook hier is dus weer sprake van kenmerken die simultaan voorkomen onder bepaalde groepen.

### **2.3.3 HERVERDEEFFECTEN**

Hoewel de overige criteria niet onbelangrijk zijn in het onderzoek, is veel aandacht uitgegaan naar de herverdeeffecten van het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR. De resultaten met betrekking tot herverdeeffecten worden dan ook uitvoerig besproken. Eerst komen de absolute herverdeeffecten aan de orde. Vervolgens wordt de verdeling van positieve en negatieve herverdeeffecten besproken. Ten slotte wordt gekeken welke consequenties de verdeelmodellen hebben voor geaggregeerde budgetten voor de onderscheiden grootteklassen van gemeenten.

Eén van de onderzoeksvragen was in hoeverre ook kleinere gemeenten meegenomen kunnen worden in de verdeelsystematiek. Hierom zijn beide modellen ook toegepast voor de groep van 30 duizend plus gemeenten.

Naar de plausibiliteit van de resulterende herverdeeeffecten voor (individuele) gemeenten voor het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR wordt apart onderzoek gedaan en hier wordt in dit rapport dan ook niet op in gegaan.

### *Absolute herverdeeeffecten<sup>7</sup>*

Het verdeelmodel APE als het alternatieve model zijn toegepast op zowel de groep van 40.000 plus als de 30.000 plus gemeenten. In tabel 2.4 worden de gemiddelde herverdeeeffecten en de verdeling van de herverdeeeffecten naar omvang gepresenteerd.

*Tabel 2.4 Gemiddelde absolute herverdeeeffecten van het verdeelmodel SEOR en verdeelmodel APE (40.000+ gemeenten)*

Model SEOR	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal	P10 <sup>8</sup>	P15
40-60	9.93%	41	58.54%	75.61%
60-100	12.81%	37	43.24%	59.46%
100-150	8.20%	14	64.28%	85.71%
150-250	7.70%	8	62.50%	87.50%
>250 (G4)	2.65%	4	100.00%	100.00%
Totaal	10.27%	104	55.77%	73.08%
Model APE	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal		
40-60	9.92%	41	60.97%	78.04%
60-100	13.34%	37	51.35%	56.76%
100-150	7.46%	14	78.57%	92.86%
150-250	10.22%	8	62.50%	75.00%
>250 (G4)	3.01%	4	100.00%	100.00%
Totaal	10.56%	104	61.54%	73.08%

<sup>7</sup> Er wordt gekeken naar absolute herverdeeeffecten omdat anders positieve en negatieve herverdeeeffecten uitgemiddeld worden.

<sup>8</sup> De kopjes P10 en P15 hebben betrekking op het percentage van de gemeenten met absolute herverdeeeffecten kleiner dan 10 respectievelijk 15 procent.

Uit tabel 2.4 volgt dat het absolute totale gemiddelde herverdeeeffect van het alternatieve model iets kleiner is dan dat voor het verdeelmodel APE. Wanneer gekeken wordt naar de verschillende grootteklassen dan is het verschil in gemiddelde herverdeeeffecten het grootst voor de klasse van gemeenten met 150-250 duizend inwoners (namelijk 2,5 procentpunt).

Voor wat betreft de verdeling van de absolute herverdeeeffecten naar omvang (de kolommen P10 en P15) zijn de resultaten wisselend. Gemiddelde over de totale populatie gemeenten is het percentage gemeenten met herverdeeeffecten kleiner dan 10 procent (P10) wat groter is in het APE model. Het percentage herverdeeeffecten kleiner dan 15 procent is voor beide modellen exact gelijk.

*Tabel 2.5 Gemiddelde herverdeeeffecten van het verdeelmodel SEOR en verdeelmodel APE (30.000+ gemeenten)*

Model SEOR	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal	P10	P15
30-40	12.87%	49	42.86%	65.31%
40-60	9.32%	41	60.98%	73.18%
60-100	14.31%	37	43.25%	62.17%
100-150	8.12%	14	50.00%	85.71%
150-250	8.03%	8	62.50%	75.00%
>250 (G4)	3.45%	4	100.00%	100.00%
Totaal	11.33%	153	50.98%	69.93%
Model APE	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal		
30-40	15.57%	49	40.82%	61.23%
40-60	9.91%	41	68.30%	75.62%
60-100	13.67%	37	45.94%	54.05%
100-150	7.39%	14	64.29%	92.86%
150-250	12.52%	8	62.50%	62.50%
>250 (G4)	3.22%	4	100.00%	100.00%
Totaal	12.36%	153	54.25%	67.32%

Voor de modellen voor 30 duizend plus gemeenten zijn de verschillen tussen het verdeelmodel APE en het alternatieve model wat duidelijker. Zo is het gemiddelde herverdeeeffect voor de klasse gemeenten met 30-40 duizend inwoners voor het verdeelmodel SEOR substantieel kleiner dan voor het verdeelmodel APE. Ook het verschil voor de klasse gemeenten met 150-250 duizend inwoners is groter.

Het is ook van belang te kijken wat de uitbreiding van de populatie met de groep gemeenten met 30-40 duizend inwoners voor gevolgen heeft. De effecten zijn zowel voor het verdeelmodel APE als voor het verdeelmodel SEOR relatief klein. In het verdeelmodel SEOR wordt het grootste verschil gevonden voor de klasse gemeenten met 60-100 duizend inwoners. Voor het verdeelmodel APE treedt het grootste verschil op voor de klassen gemeenten met 150-250 duizend inwoners.

### *Positieve en negatieve herverdeeffecten*

Gemiddelde absolute herverdeeffecten zijn weliswaar informatief maar geven geen indruk van de verdeling van positieve en negatieve herverdeeffecten. In tabel 2.6 staan het aantal positieve en negatieve herverdeeffecten en de gemiddelde omvang daarvan.

*Tabel 2.6 Verdeling positieve en negatieve herverdeeffecten voor grootteklassen van gemeenten, verdeelmodel SEOR en verdeelmodel APE (2003)*

Regio	Model APE				Model SEOR			
	Positief		Negatief		Positief		Negatief	
	Aantal	Gem.	Aantal	Gem.	Aantal	Gem.	Aantal	Gem.
40.000+								
40-60	24	12.35%	17	6.51%	24	10.40%	17	9.28%
60-100	18	16.46%	19	10.38%	19	16.50%	18	8.92%
100-150	5	6.55%	9	7.96%	6	7.24%	8	8.91%
150-250	4	12.29%	4	8.15%	4	8.52%	4	6.87%
>250	3	3.91%	1	0.31%	1	7.81%	3	0.93%
Totaal	54	12.71%	50	8.25%	54	12.01%	50	8.40%
30.000+								
30-40	34	16.59%	15	13.24%	29	13.83%	20	11.47%
40-60	25	11.61%	16	7.27%	25	9.76%	16	8.63%
60-100	17	16.83%	20	10.98%	20	17.63%	17	10.40%
100-150	6	5.74%	8	8.62%	5	8.54%	9	7.88%
150-250	4	14.78%	4	10.25%	4	9.49%	4	6.58%
>250	4	3.22%	0		2	5.08%	2	1.83%
Totaal	90	13.85%	63	10.23%	85	12.81%	68	9.49%

Voor wat betreft de aantallen positieve en negatieve herverdeeffecten zijn er voor het model van de 40.000 plus gemeenten geen grote verschillen tussen het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR, behalve voor de

gemeenten met meer dan 250 duizend inwoners (de G4). De gemiddelde omvang van de positieve en negatieve herverdeeeffecten verschilt wel tussen deze modellen maar er valt geen systematische patroon in te ontdekken.

Voor het model voor de 30.000 duizend plus gemeenten zijn de verschillen eveneens niet groot. Het aantal positieve herverdeeeffecten voor 30-40 duizend gemeenten is kleiner in het verdeelmodel SEOR. In de gemiddelde omvang van de herverdeeeffecten valt ook voor dit model geen patroon te ontdekken.

### *Herverdeeeffecten naar regio*

In het onderzoek is niet alleen gekeken naar de verdeling van de herverdeeeffecten naar grootteklassen van gemeenten maar ook naar regionale verdelingen. Hoewel het optreden van regionale verschillen niet persé hoeft te duiden op een tekortkoming in het verdeelmodel zou dit in ieder geval wel aanleiding geven om de oorzaak nader te bestuderen.

Voor de bestudering van regionale patronen in de herverdeeeffecten worden vier regio's onderscheiden:

1. Regio Noord: Friesland, Groningen en Drenthe
2. Regio Oost: Gelderland, Overijssel en Flevoland
3. Regio West: Noord-Holland, Zuid-Holland en Utrecht
4. Regio Zuid: Zeeland, Noord-Brabant en Limburg

Een verdere verbijzondering naar gemeentegrootte is niet zinvol omdat het aantal waarnemingen in ieder geval voor een aantal regio's te gering is. Daarom wordt volstaan met aantallen en gemiddelden per regio.

## *Regionale verdeling van de herverdeeleffecten*

*Tabel 2.7 Verdeling positieve en negatieve herverdeeleffecten voor regio's (2003)*

Regio	Model APE				Model SEOR			
	Positief		Negatief		Positief		Negatief	
40.000+	#	Gem.	#	Gem.	#	Gem.	#	Gem.
Noord	6	21.30%	4	0.64%	6	17.46%	4	4.36%
Oost	11	12.84%	15	9.03%	9	12.76%	17	10.39%
West	25	12.63%	19	9.72%	25	12.31%	19	8.16%
Zuid	12	8.44%	12	7.49%	14	8.66%	10	7.08%
Totaal	54	12.71%	50	8.25%	54	12.01%	50	8.40%

30.000+	Positief		Negatief		Positief		Negatief	
	#	Gem.	#	Gem.	#	Gem.	#	Gem.
Noord	12	18.53%	7	5.86%	11	15.93%	8	6.36%
Oost	24	15.10%	18	10.98%	20	13.09%	22	11.56%
West	37	12.72%	20	11.60%	36	12.34%	21	9.53%
Zuid	17	11.27%	18	9.66%	18	11.52%	17	8.23%
Totaal	90	13.85%	63	10.23%	85	12.81%	68	9.49%

Een eerste bevinding in tabel 2.7 is dat in alle gevallen het gemiddelde positieve herverdeeleffect groter is dan het gemiddelde negatieve herverdeeleffect. Het verschil (in procentpunten) tussen het gemiddelde positieve en negatieve herverdeeleffect is het grootst in de regio noord; de positieve herverdeeleffecten zijn hier het grootst terwijl de negatieve herverdeeleffecten het kleinst zijn van alle regio's. Dit verschil is voor het verdeelmodel APE wat groter dan voor het verdeelmodel SEOR.

**Tabel 2.8** Regionale budgetverschuivingen voor 40 duizend en 30 duizend plus gemeenten

40.000+	Model SEOR				Model APE			
	Werkelijk (200#)	Budget (2003)	Verschil	%	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	Verschil	%
Noord	264	272	8	2.88%	264	277	12	4.64%
Oost	533	505	-28	-5.27%	533	515	-19	-3.51%
West	1989	2006	17	0.86%	1989	1997	8	0.41%
Zuid	558	561	3	0.60%	558	556	-2	-0.31%
Totaal	3344	3344			3344	3344		
30.000+								
Noord	325	328	3	0.89%	325	327	2	0.58%
Oost	594	567	-26	-4.41%	594	578	-15	-2.56%
West	2044	2070	26	1.26%	2044	2064	20	0.96%
Zuid	618	615	-3	-0.41%	618	612	-6	-1.01%
Totaal	3581	3581			3581	3581		

Uit de bovenstaande tabel volgt dat de totale omvang van de regionale budgetverschuivingen in het verdeelmodel SEOR substantieel groter zijn dan die in het verdeelmodel APE. Wel is de richting van de verschuivingen voor beide verdeelmodellen (nagenoeg) gelijk. In vergelijking tot de werkelijke uitgaven is het budget voor de regio west substantieel groter en dit lijkt vooral ten koste te gaan van de regio oost. De totale omvang van de budgetverschuivingen verschilt weinig tussen de modellen voor de 40 duizend en de modellen voor de 30 duizend plus gemeenten.

### *De samenwerkingsverbanden*

Onder de waarnemingen van 2003 zijn een elftal samenwerkingsverbanden. Hiervan zitten er negen in de 40 duizend plus en alle elf in de 30 duizend plus modellen.

Hoewel dit aantal niet erg groot is, is het toch interessant om de herverdeeleffecten voor deze samenwerkingsverbanden apart te bekijken.



**Tabel 2.9** *Verdeling van positieve en negatieve herverdeeeffecten voor samenwerkingsverbanden.*

	Positief		Negatief	
	Aantal	Gemiddeld	Aantal	Gemiddeld
Model APE:				
40.000 +	7	25.84%	2	15.88%
30.000 +	8	20.21%	3	22.75%
Model SEOR:				
40.000 +	8	24.10%	1	21.18%
30.000 +	8	27.14%	3	18.22%

Tabel 2.9 laat duidelijk zien dat de meeste samenwerkingsverbanden positieve herverdeeeffecten hebben die (gemiddeld) vrij fors zijn. Dit laatste geldt ook voor de samenwerkingsverbanden met negatieve herverdeeeffecten.

Hoewel de omvang van de herverdeeeffecten samen kunnen hangen met de kenmerken van de betrokken gemeenten in de samenwerkingsverbanden blijkt dat deze binnen hun corresponderende grootteklasse van gemeenten vaak tot de extremen behoren. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat zowel het verdeelmodel APE als het verdeelmodel SEOR niet geheel robuust zijn tegen samenwerkingsverbanden en gemeentelijke herindelingen. Hierdoor worden ze in de modellen behandeld als ware het grotere steden terwijl het in werkelijkheid de optelsom is van kleinere, veelal plattelandsgemeenten.

### ***Herverdeeeffecten voor een aantal randgemeenten***

In paragraaf 2.2 is besproken dat het gecombineerde effect van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie tot vreemde patronen leidt voor een aantal randgemeenten en niet-randgemeenten in het Randstedelijke gebied. In het alternatieve model komen deze kenmerken niet langer voor. In tabel 2.10 wordt bekeken of dit ook tot uiting komt in de herverdeeeffecten op basis van de twee modellen.

*Tabel 2.10 Herverdeeleffecten voor randgemeenten G4 (40.000 + gemeenten)*

Gemeente:	Model SEOR	Model APE	Verandering
1	1.37%	-8.00%	+
2	-10.09%	-1.23%	-
3	-0.14%	-7.21%	+
4	-0.82%	-2.15%	+
5	-1.84%	-9.79%	+
6	-2.06%	-3.13%	+
7	2.09%	-4.04%	+
8	5.01%	9.84%	-
9	-12.21%	-14.31%	+
10	12.32%	6.54%	+
11	12.34%	6.24%	+
12	16.33%	15.58%	+
13	18.41%	17.05%	+
14	-22.94%	-26.12%	+
15	3.77%	6.28%	-
16	-9.37%	-8.54%	-
17	-10.47%	-6.32%	-

In de bovenstaande tabel wordt in de laatste kolom aangegeven in welke richting het herverdeeleffect tussen de twee verdeelmodellen verschilt. Het aantal gevallen waarin de randgemeenten er op vooruit gaan (ten opzichte van het verdeelmodel APE) is groter dan het aantal dat er op achteruit gaat. In sommige gevallen is het verschil echter gering.

Of de in tabel 2.10 geconstateerde verschillen het gevolg zijn van het al dan niet opnemen van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie, kan niet zonder meer beantwoord worden. Hiervoor is het plausibiliteitonderzoek noodzakelijk. Echter, gegeven het gecombineerde effect van deze twee kenmerken lijkt dit niet onwaarschijnlijk.

### *Geaggregeerde budgetten*

Het is interessant om te kijken of het model leidt tot verschuivingen in de geaggregeerde budgetten van groepen van gemeenten. Hierbij kunnen indelingen gemaakt worden naar gemeentegrootte maar ook naar geografische ligging.

*Tabel 2.11 Geaggregeerde budgetten naar grootteklasse, verdeelmodel SEOR en verdeelmodel APE (40.000+, in miljoenen Euro)*

Grootteklasse:	Model SEOR				Model APE			
	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B-W	%	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B-W	%
40-60	337	344	7	2.07%	337	347	10	3.05%
60-100	700	697	-2	-0.34%	700	689	-10	-1.45%
100-150	479	459	-20	-4.20%	479	457	-22	-4.54%
150-250	497	500	4	0.76%	497	503	6	1.30%
>250 (G4)	1333	1345	12	0.88%	1333	1348	15	1.14%
Totaal	3344	3344			3344	3344		

De budgetverschuivingen die optreden in zowel het verdeelmodel SEOR als in het verdeelmodel APE zijn relatief gering. Het grootste verschil wordt gevonden voor de 100-150 duizend gemeenten die er in budget in beide modellen ca. 4,5 procent op achteruitgaan ten opzichte van de werkelijke uitgaven. Voor het model voor de 40.000 plus gemeenten zijn de budgetverschuivingen tussen de gemeenteklassen voor het verdeelmodel APE groter dan die voor het verdeelmodel SEOR.

*Tabel 2.12 Geaggregeerde budgetten naar grootteklasse, verdeelmodel SEOR en verdeelmodel APE (30.000+, in miljoenen Euro)*

Grootteklasse:	Model SEOR				Model APE			
	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B-W	%	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B-W	%
30-40	237	243	6	2.67%	237	248	12	4.95%
40-60	337	342	5	1.42%	337	343	7	1.97%
60-100	700	692	-8	-1.09%	700	678	-22	-3.11%
100-150	479	457	-22	-4.54%	479	458	-21	-4.40%
150-250	497	500	4	0.79%	497	499	3	0.59%
>250 (G4)	1333	1347	14	1.08%	1333	1354	22	1.62%
Totaal	3581	3581			3581	3581		

Wanneer ook de 30-40 duizend gemeenten in het model meegenomen worden nemen de verschuivingen enigszins toe. De grootste verschuiving treedt op in het verdeelmodel APE voor de 30-40 duizend gemeenten die er

in budget bijna vijf procent op vooruit gaan ten opzichte van de werkelijke uitgaven.

Op grond van bovenstaande resultaten kan worden geconcludeerd dat voor wat betreft de geaggregeerde herverdeeeffecten de het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR ongeveer gelijkwaardig presteren. De gemiddelde absolute herverdeeeffecten voor het alternatieve model zijn iets gunstiger dan die voor het verdeelmodel APE. Dit effect wordt wat sterker wanneer de 30-40 duizend gemeenten in het model meegenomen worden.

De budgetverschuivingen voor beide modellen zijn relatief gering. Een robuust resultaat is dat de grootste verschuiving optreedt (procentueel) in de 100-150 duizend gemeenten.

#### **2.3.4 STABILITEIT VAN DE MODELLEN**

Bij het bepalen van de stabiliteit van de verdeelmodellen is gekeken naar de hoe de modellen zich gedragen wanneer de G4 buiten beschouwing worden gelaten en de stabiliteit over de tijd.

##### ***Stabiliteit van de herverdeelmodellen: de modellen zonder de G4***

De G4 nemen zowel qua omvang in termen van het aantal inwoners als omvang van de populatie bijstandsgerechtigden een speciale positie in. Het is daarom interessant om te bekijken hoe de twee modellen zich gedragen wanneer de G4 buiten beschouwing worden gelaten. De schattingsresultaten worden hier niet weergegeven maar kunnen gevonden worden in de bijlagen. Hier wordt volstaan met de gemiddelde absolute herverdeeeffecten en de budgetverschuivingen. De analyse is bovendien alleen uitgevoerd voor de groep van 40 duizend plus gemeenten.

*Tabel 2.13 Gemiddelde herverdeeeffecten van verdeelmodellen zonder G4 (40.000 +)*

Model SEOR	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal	P10	P15
40-60	9.99%	41	56.10%	78.05%
60-100	12.90%	37	43.24%	59.46%
100-150	8.56%	14	57.14%	92.86%
150-250	7.70%	8	62.50%	87.50%
Totaal	10.69%	100	52.00%	74.00%
Model APE	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal	P10	P15
40-60	9.95%	41	60.98%	78.05%
60-100	13.44%	37	48.65%	62.16%
100-150	7.43%	14	78.57%	92.86%
150-250	10.51%	8	62.50%	87.50%
Totaal	10.93%	100	59.00%	75.00%

De gemiddelde omvang van de absolute herverdeeeffecten is zowel voor het verdeelmodel SEOR als het verdeelmodel APE iets groter dan in de modellen inclusief de G4. Ook voor wat betreft de herverdeeeffecten naar gemeentegrootte zijn de verschillen gering. Het is dus niet zo dat de G4 een grote invloed hebben op de gemiddelde omvang van de herverdeeeffecten voor de overige grootteklassen.

Verder is gekeken of het weglaten van de G4 uit het model leidt tot andere patronen in de budgetverschuivingen. De resultaten staan weergegeven in tabel 2.14.

*Tabel 2.14 Geaggregeerde budgetten naar grootteklasse, (40.000+, in miljoenen Euro)*

Grootteklasse:	Alternatief model				Verdeelmodel APE			
	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B-W	%	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B-W	%
40-60	337	345	9	2.57%	337	348	11	3.30%
60-100	700	701	1	0.14%	700	693	-7	-0.96%
100-150	479	461	-18	-3.74%	479	461	-18	-3.75%
150-250	497	505	8	1.66%	497	510	14	2.72%
Totaal	2012	2012			2012	2012		

Het grootste effect van het weglaten van de G4 uit het model treedt op voor de grootteklasse van 150-250 duizend inwoners, die er in budget ten opzichte van de werkelijke uitgaven in 2003 er meer op vooruit zouden gaan. Het algemene patroon in de budgetverschuivingen verandert niet door het weglaten van de G4 uit het model.

### *Stabiliteit van de parameterschattingen (2002-2003)*

Het verdeelmodel APE, dat in Halbersma, e.a. (2004) toegepast is op bijstandsuitgaven van het jaar 2002, is opnieuw geschat voor 2003. In tabel 2.15 worden de resultaten voor beide jaren vergeleken.

*Tabel 2.15 Schattingsresultaten verdeelmodel APE ( 40.000 + en 30.000 + )*

Kenmerken:	40.000 plus gemeenten		30.000 plus gemeenten	
	2002 <sup>9</sup>	2003	2002	2003
Vaste voet	3392.76	3494.62	2696.58	1915.97
Percentage allochtonen	4.04	<b>0.53</b>	5.43	<b>2.61</b>
Laagopgeleiden	250.10	449.43	277.66	331.96
Arbeidsongeschikten	-20.86	-30.06	-17.11	-21.39
Eenoudergezinnen	82.02	91.64	83.47	89.01
Lage inkomens	31.89	33.67	27.21	29.81
Regionale klantensurplus	0.85	0.96	1.00	1.14
Stedelijkheid	-0.30	-0.35	-0.34	-0.38
Banen/beroepsbevolking	-1.54	<b>-0.60</b>	-1.98	-2.06
Werkenden/beroepsbevolking	-33.90	-36.07	-25.67	-18.32
Mutatie aantal banen	-38.20	-42.87	-30.68	-37.29
Banen horeca, handel, schoonmaak	-13.93	-14.70	-15.72	-13.46
Ongewogen R <sup>2</sup>	0.936	0.933	0.937	0.928
Aantal waarnemingen	99	104	145	153

*Schuin en vet gedrukte parameterwaarden zijn niet significant.*

In tabel 2.15 vallen een aantal verschillen op tussen de resultaten van 2002 en die voor 2003. Het meest opvallend zijn de verschillen voor de

<sup>9</sup> De schattingsresultaten wijken iets af van die in Halbersma, e.a. (2004) vanwege een update van de bijstandsuitgaven in 2002.

kenmerken allochtonen en banen als ratio van de beroepsbevolking; deze variabelen zijn niet langer significant in het model voor 2003.

Daarnaast zijn de verschillen in de waarde van de geschatte parameters voor laagopgeleiden en arbeidsongeschikten relatief groot. De parameters voor de overige kenmerken zijn tamelijk constant.

*Tabel 2.16 Schattingsresultaten verdeelmodel SEOR ( 40.000 + en 30.000 + )*

	40.000 +		30.000 +	
	2002	2003	2002	2003
	Coëfficiënt	Coëfficiënt	Coëfficiënt	Coëfficiënt
Vaste voet	2600.29	2636.79	2307.00	1519.60
Laag opgeleiden	2.91	4.66	2.09	2.42
Allochtonen	7.30	5.93	8.19	6.59
Allochtonen x aantal inwoners	-0.07	-0.08	-0.08	-0.08
Lage inkomens	21.59	17.81	15.94	16.93
Lage inkomens x aantal inwoners	0.17	0.19	0.18	0.19
Arbeidsongeschikten x aantal inwoners	-0.25	-0.29	-0.25	-0.28
Eenoudergezinnen (15-44)	84.21	97.79	90.24	99.21
Werkenden/beroepsbevolking	-31.20	-31.95	-25.32	-17.74
Banen/beroepsbevolking	<b>0.09</b>	<b>0.29</b>	<b>-0.63</b>	<b>-1.08</b>
Banen handel, horeca en schoonmaak	-10.92	-13.00	-15.64	-14.38
Aandeel banen landbouw en industrie	415.13	323.59	431.62	442.48
Mutatie banen landbouw en industrie	-536.11	-613.92	-364.80	-534.80
Percentage huurwoningen	<b>176.88</b>	347.58	193.64	272.55
Ongewogen R <sup>2</sup>	0.945	0.937	0.949	0.935
Aantal waarnemingen	99	104	145	153

*Schuin en vet gedrukte waarden zijn niet significant.*

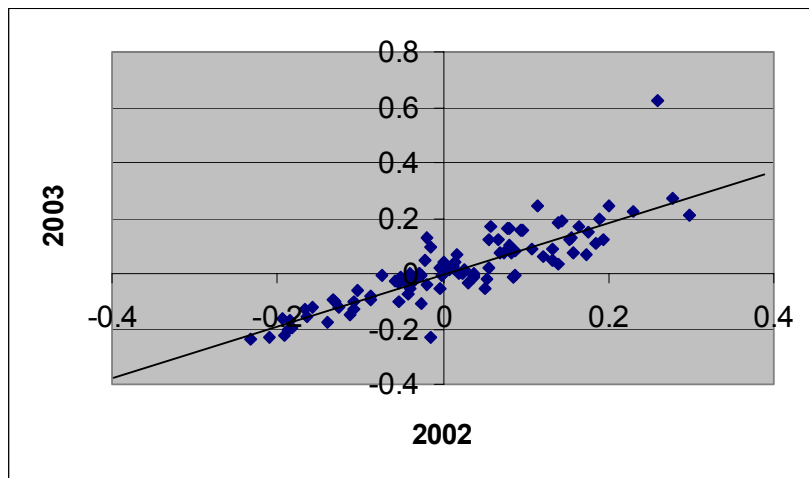
In tegenstelling tot het verdeelmodel APE blijft het kenmerk allochtonen, in combinatie met de kruisterm met het aantal inwoners significant in het model voor 2003. Wel is de geschatte parameter voor het zelfstandige kenmerk allochtonen in 2003 kleiner dan in 2002. Ook een aantal andere parameters verandert in omvang. Het percentage huurwoningen is in het model voor de 40 duizend plus gemeenten in 2002 niet significant terwijl dit wel het geval is voor 2003.

Uit deze resultaten valt niet direct op te maken of het verdeelmodel APE stabiel is dan het verdeelmodel SEOR of omgekeerd.

### *Stabiliteit van de herverdeeeffecten over de tijd*

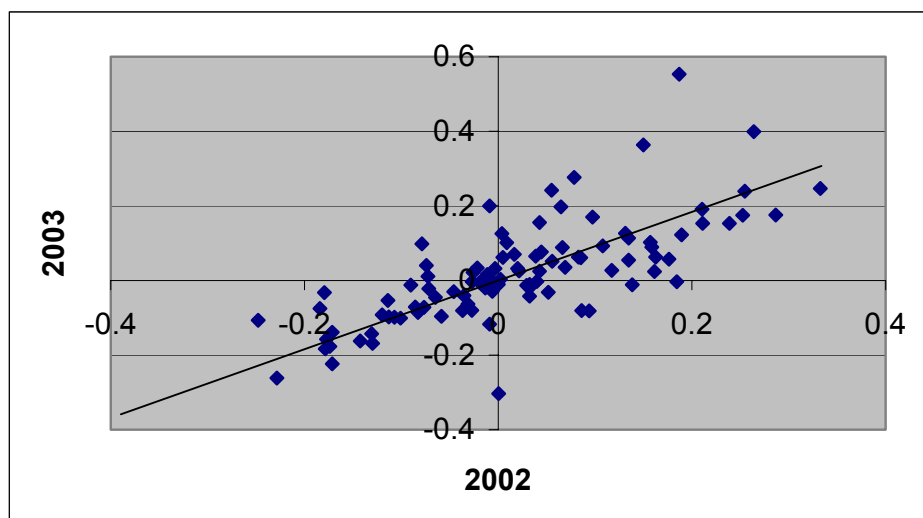
Enige mate van stabiliteit van de herverdeeeffect over kort tijdsbestek is wenselijk en komt ook de plausibiliteit van het model ten goede. In geaggregeerde resultaten (zoals bijvoorbeeld de gemiddelde herverdeeeffecten naar grootteklasse van gemeenten) komt de stabiliteit over de tijd niet goed tot uitdrukking. Daarom is gekozen voor figuren waarin de individuele herverdeeeffecten (in procenten) voor 2002 en 2003 tegen elkaar afgezet worden. Dit is gedaan voor het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR en voor zowel het model voor de 40 duizend als voor de 30 duizend plus gemeenten.

*Figuur 2.1 Spreiding herverdeeeffecten voor het verdeelmodel SEOR, 40.000 plus gemeenten*





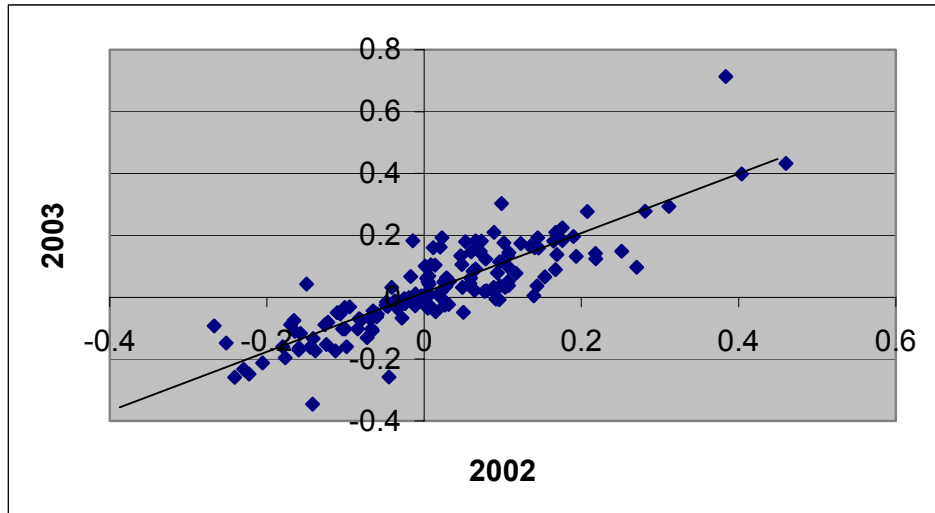
Figuur 2.2 Spreiding herverdeeeffecten voor het verdeelmodel APE, 40.000 plus gemeenten



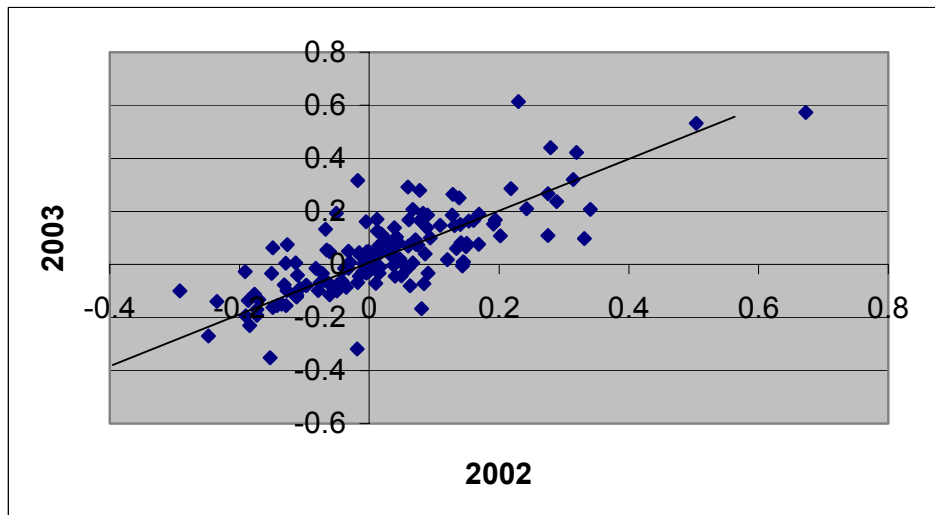
In het hypothetische geval dat de herverdeeeffecten voor 2002 en 2003 exact gelijk zijn voor alle gemeenten liggen alle punten op de doorgetrokken lijn door de oorsprong. Hoe groter de afwijking van deze lijn, des te groter de verschillen tussen beide jaren. Hierbij gaat de aandacht vooral uit naar de waarnemingen in het noordwestelijke en zuidoostelijke kwadrant omdat duidt op een verandering van het teken van het herverdeeeffect.

De twee bovenstaande figuren (voor de 40 duizend plus gemeenten) laten duidelijk zien dat de herverdeeeffecten van het verdeelmodel SEOR stabielier zijn dan die voor het verdeelmodel APE. De herverdeeeffecten voor het verdeelmodel SEOR liggen veel dichter tegen de doorgetrokken lijn dan die van het verdeelmodel APE. Overigens moet hier worden opgemerkt dat het hier een feitelijke constatering betreft en er geen uitspraken gedaan (kunnen) worden over de plausibiliteit van de herverdeeeffecten.

*Figuur 2.3 Spreiding herverdeeeffecten voor het verdeelmodel SEOR, 30.000 plus gemeenten*



*Figuur 2.4 Spreiding herverdeeeffecten voor het verdeelmodel APE, 30.000 plus gemeenten*



In tegenstelling tot de 40 duizend plus gemeenten, is er voor de 30 duizend plus gemeenten geen duidelijk verschil in de spreiding van de herverdeeeffecten tussen de twee modellen waar te nemen.

### 2.3.5 ROBUUSTHEID TEGEN HERINDELINGEN EN SAMENWERKINGS- VERBANDEN

In de loop van de jaren is het aantal gemeenten in Nederland sterk afgenomen als gevolg van gemeentelijke herindelingen. Daarnaast kunnen de gemeenten besluiten om samen te werken op het terrein van de bijstand. Dit wordt door de overheid gestimuleerd omdat er in de uitvoering van de bijstand (mogelijk) sprake is van schaafeffecten. Een belangrijke vraag is hoe robuust het verdeelmodel is tegen gemeentelijke herindelingen en samenwerkingsverbanden. Hiermee wordt bedoeld in welke mate het budget voor een nieuw te vormen gemeente of samenwerkingsverband afwijkt van de som van de budgetten van de betrokken gemeenten. Het uitgangspunt hierbij is dat dit verschil zo gering mogelijk zou moeten zijn.

Zowel in het verdeelmodel APE als in het verdeelmodel waarin (een deel van de) parameters afhangen van gemeentegrootte kan op voorhand verwacht worden dat het budget van de nieuw te vormen gemeenten of samenwerkingsverband afwijkt van de som van de afzonderlijke budgetten. In het verdeelmodel SEOR is dit het gevolg van de afhankelijkheid van een aantal parameters van gemeentegrootte. De vraag is echter hoe groot de verschillen zijn.

In de tabel hieronder worden voor een aantal hypothetische herindelingen of samenwerkingsverbanden de procentuele verschillen weergegeven tussen het nieuwe budget en de som van de afzonderlijke budgetten voor de betrokken gemeenten.

De in tabel 2.17 genoemde hypothetische combinaties zijn slechts een fractie van het totale aantal mogelijke combinaties<sup>10</sup>. Niet ten min bestaat de indruk dat het verdeelmodel SEOR robuuster is tegen herindelingen/samenwerkingsverbanden dan het verdeelmodel APE.

---

<sup>10</sup> Met dank aan René Goudriaan van APE voor het beschikbaar stellen van de resultaten.

*Tabel 2.17 Gevolgen verdeelmodellen voor (hypothetische) samenwerkingsbanden*

Samenwerkingsverband:	Model APE	Model SEOR
Als percentage van som individueel budget		
Verband 1	-4,6%	2,9%
Verband 2	-34,5%	8,0%
Verband 3	-9,1%	9,6%
Verband 4	-4,2%	3,8%
Verband 5	-12,1%	2,5%
Verband 6	-16,3%	8,0%
Verband 7	-2,0%	6,3%
Verband 8	-13,6%	-3,1%
Verband 9	-4,1%	-6,6%
Samenwerkingsverband:	(in Euro's per huishouden)	
Verband 1	-€ 32	€ 19
Verband 2	-€ 186	€ 45
Verband 3	-€ 36	€ 36
Verband 4	-€ 36	€ 33
Verband 5	-€ 71	€ 15
Verband 6	-€ 154	€ 74
Verband 7	-€ 18	€ 53
Verband 8	-€ 50	-€ 12
Verband 9	-€ 38	-€ 65

De hypothetische samenwerkingsverbanden in tabel 2.17 zijn<sup>11</sup>:

- Enschede + Hengelo (O.)
- Leiden + Leiderdorp
- Dordrecht + Papendrecht + Zwijndrecht
- Middelburg + Vlissingen
- Landgraaf + Kerkrade
- Maarssen + De Bilt
- Westland + Delft + Midden-Delftland
- Ede + Barneveld
- Bergen op Zoom + Roosendaal

<sup>11</sup> Om identificatie te voorkomen is de volgorde in de lijst niet gelijk aan die in de tabel.

In vergelijking tot het verdeelmodel APE zijn de verschillen tussen de som van de budgetten van de individuele gemeenten en het budget van het samenwerkingsverband voor het alternatieve model in de meeste gevallen substantieel kleiner. Bovendien is het budget voor het samenwerkingsverband meestal groter, hetgeen het beleid dat samenwerkingsverbanden wil stimuleren in ieder geval niet verhindert.

### **2.3.6 ACTUALITEIT VAN DE KENMERKEN**

Om voor de hand liggende redenen is het wenselijk dat het verdeelmodel actueel is of, met andere woorden, de in het verdeelmodel opgenomen kenmerken de actuele situatie in de betrokken gemeenten beschrijven.

In dit opzicht scoort het alternatieve model in het geheel niet anders dan het verdeelmodel APE. De drie nieuwe variabelen kennen een zelfde beschikbaarheid en actualiteit als de overige variabelen in het model.

Een (klein) nadeel van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie in het verdeelmodel APE is overigens wel dat in geval van samenwerkingsverbanden voor de actualisering van deze kenmerken maatwerk van het Centraal bureau voor de Statistiek (CBS) noodzakelijk is.

### **2.4 HERWEGING MET HET AANDEEL LANGDURIG BIJSTANDSGERECHTIGDEN (ALB)**

In Halbersma, e.a. (2004) wordt na de bepaling van de budgetten via het objectieve verdeelmodel een tweede stap uitgevoerd. In deze stap worden de optimale gewichten bepaald van de budgetten op basis van het objectieve verdeelmodel en de budgetten op basis van het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden. Het resultaat van deze herweging is dat de gemiddelde herverdeeleeffecten substantieel kleiner worden. De objectiviteit van het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden is discutabel omdat het een rechtstreekse afgeleide is van de bijstandspopulatie.

Ook in dit onderzoek is bepaald wat het effect van het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden is. Dit is gedaan op exact de zelfde manier als in Halbersma, e.a., (2004). Ook het jaar waarop de gegevens over het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden betrekking heeft is hetzelfde, namelijk 2001. Vanwege de mogelijk negatieve prikkelwerking kan namelijk niet de bedoeling zijn om deze variabele te actualiseren.

Voor de 40 duizend plus gemeenten is het optimale gewicht van de objectieve budgetten gelijk aan 0.695 voor het alternatieve model en 0.697

voor het verdeelmodel APE. Deze waarden wijken nauwelijks af van die voor 2002.

*Tabel 2.18 Gemiddelde herverdeeeffecten inclusief ALB (40.000+)*

Alternatieve model	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal	P10	P15
40-60	8.01%	41	60.97%	85.36%
60-100	10.31%	37	54.05%	78.37%
100-150	7.59%	14	71.43%	100.00%
150-250	5.57%	8	75.00%	100.00%
>250 (G4)	2.67%	4	100.00%	100.00%
Totaal	8.38%	153	62.50%	86.54%
Verdeelmodel APE	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal	P10	P15
40-60	8.16%	41	70.73%	85.36%
60-100	10.59%	37	56.76%	75.68%
100-150	6.85%	14	78.57%	100.00%
150-250	4.99%	8	87.50%	100.00%
>250 (G4)	3.79%	4	100.00%	100.00%
Totaal	8.44%	153	69.23%	85.58%

Het herwegen met het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden heeft een substantieel effect op de gemiddelde herverdeeeffecten. De verschillen tussen het verdeelmodel SEOR en het verdeelmodel APE zijn klein.

Naast de gemiddelde herverdeel effecten is er gekeken of het herwegen met het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden gevolgen heeft voor de geaggregeerde budgetten naar grootteklasse van gemeenten.

*Tabel 2.19 Geaggregeerde budgetten naar grootteklasse, verdeelmodellen inclusief ALB (40.000+, miljoenen Euro)*

Grootteklasse:	Model SEOR				Model APE			
	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B-W	%	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B-W	%
40-60	337	336	-1	-0.34%	337	338	1	0.36%
60-100	700	682	-17	-2.46%	700	677	-23	-3.22%
100-150	479	461	-18	-3.75%	479	460	-19	-3.99%
150-250	497	498	1	0.21%	497	500	3	0.59%
>250 (G4)	1333	1368	35	2.65%	1333	1370	38	2.82%
Totaal	3344	3344			3344	3344		

De budgetverschuivingen, gemeten in procenten, van het actuele budget zijn gering. Wel is er een aantal opvallende verschillen met de budgetverschuivingen in het objectieve verdeelmodel. De herweging heeft met name tot gevolg dat er meer budget naar de G4 gaat. In het objectieve verdeelmodel is deze budgetverschuiving veel geringer.

Dezelfde analyse is uitgevoerd voor de 30 duizend plus gemeenten. Het optimale gewicht voor het objectieve budget in de herweging is 0.656 voor het verdeelmodel SEOR en 0.658 voor het verdeelmodel APE. Deze waarden wijken weinig af van die voor het model voor de 40 duizend plus gemeenten.

*Tabel 2.20 Gemiddelde herverdeeeffecten inclusief ALB (30.000+)*

Alternatieve model	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal	P10	P15
30-40	9.83%	49	53.06%	79.59%
40-60	7.53%	41	63.41%	87.80%
60-100	10.81%	37	54.05%	72.97%
100-150	7.55%	14	78.57%	85.71%
150-250	5.76%	8	87.50%	100.00%
>250 (G4)	3.40%	4	100.00%	100.00%
Totaal	8.86%	153	61.44%	82.36%
Verdeelmodel APE	Gemiddeld herverdeeeffect	Aantal		
30-40	10.63%	49	59.19%	77.56%
40-60	7.77%	41	75.61%	87.81%
60-100	10.58%	37	54.06%	72.98%
100-150	6.99%	14	78.57%	92.86%
150-250	5.28%	8	87.50%	100.00%
>250 (G4)	4.49%	4	100.00%	100.00%
Totaal	9.08%	153	66.67%	82.36%

Evenals voor de 40 duizend plus gemeenten leidt de herweging tot een aanzienlijke reductie in de gemiddelde herverdeeeffecten.

*Tabel 2.21 Geaggregeerde budgetten naar grootteklasse, verdeelmodellen inclusief ALB (30.000+, miljoenen Euro)*

Grootteklasse:	Model SEOR				Model APE			
	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B -W	%	Werkelijk (2003)	Budget (2003)	B -W	%
30-40	237	239	3	1.06%	237	243	6	2.57%
40-60	337	333	-3	-1.04%	337	335	-2	-0.66%
60-100	700	677	-22	-3.18%	700	668	-31	-4.50%
100-150	479	460	-19	-3.86%	479	461	-18	-3.78%
150-250	497	498	1	0.20%	497	497	0	0.07%
>250 (G4)	1333	1374	41	3.06%	1333	1378	45	3.40%
Totaal	3581	3581			3581	3581		

Voor wat betreft de geaggregeerde budgetten gaan de kleinste gemeenten (30-40 duizend inwoners) er nog steeds op vooruit maar minder dan in het puur objectieve verdeelmodel. Net als voor de 40 duizend plus modellen



pakt herweging met name een gunstig uit voor de G4 die er relatief fors op vooruit gaan, ook in vergelijking met de budgetverschuiving in de puur objectieve verdeelmodellen.

## **2.5 RESULTATEN INTERNATIONAAL ONDERZOEK**

Als onderdeel van het onderzoek naar verbetermogelijkheden voor het objectieve verdeelmodel is ook gekeken of ervaringen in andere (Europese) landen hieraan een bijdrage kunnen leveren. Hiertoe is een literatuuronderzoek gepleegd en is getracht een aantal sleutelpersonen in andere landen te interviewen. Dit is niet zo eenvoudig gebleken omdat landen, met betrekking tot de bijstand, in institutioneel opzicht onderling sterk verschillen. Bovendien is iets als een verdeelsystematiek voor de bijstand dusdanig specifiek dat het lastig was om concrete informatie te verkrijgen.

De opportuniteit van een verdeelsystematiek voor de bijstand hangt af van (de combinatie van) een aantal institutionele factoren:

1. De mate waarin lokale overheidslichamen verantwoordelijk zijn voor de levering van sociale bijstand.
2. De mate waarin lokale overheidslichamen financieel verantwoordelijk zijn.
3. De mate waarin lokale overheidslichamen de mogelijkheid hebben om zelf inkomsten (belastingen e.d.) te genereren.
4. De mate waarin lokale overheidslichamen discretionaire bevoegdheden hebben over levering van sociale bijstand enerzijds en het genereren van inkomsten anderzijds.

Uit een overzicht van de OECD blijkt dat deze factoren substantieel verschillen tussen landen. Hierbij neemt Nederland een enigszins uitzonderlijke positie in omdat het verschil tussen uitgaven van lokale overheidslichamen (als percentage van de totale overheidsuitgaven) en de inkomsten (als percentage van de totale overheidsinkomsten) verhoudingsgewijs groot is. De lokale uitgaven overstijgen ruimschoots de lokale inkomsten. In een land als Zweden liggen deze percentages veel dicht bij elkaar.

Wanneer de lokale uitgaven groter zijn dan de inkomsten is er dus een transfer van fondsen van hogere naar lagere overheidslichamen nodig. Voor de verdeling van deze fondsen moet dan een verdeelsleutel gevonden worden. Een en ander blijkt ook uit de situatie in Zweden waar voor de bijstand geen sprake is van een verdeelmodel omdat de kosten door de lokale overheidslichamen gedragen worden. Er vindt dus geen transfer van

hogere naar lagere overheid plaats<sup>12</sup>. Ook in Duitsland blijkt de institutionele setting afwijkend van die van Nederland. In zoverre verdeling van budgetten daar al een rol speelt, vindt dit plaats door middel van een eenvoudige verdeelsleutel.

In Denemarken is sprake van een toenemende decentralisatie van beleid en verantwoordelijkheden. De gedachte achter deze decentralisatie is om prikkels te geven om de kwaliteit van de uitvoering te verbeteren.

Egalisering van verschillen tussen regio's (gemeenten en 'counties') vindt plaats op twee fronten:

1. egalisering van de fiscale basis;
2. egalisering van de uitgaven.

Met andere woorden; de bijdrage van de nationale overheid is afhankelijk van het vermogen van een lokale overheid om inkomsten te verwerven enerzijds en de behoefte aan fondsen anderzijds. Sociaal zwakke regio's zullen doorgaans relatief lage inkomsten hebben terwijl de behoefte aan fondsen voor uitvoering van (sociaal) beleid groter zal zijn.

In Denemarken is wel sprake van een verdeelsystematiek op basis van objectieve criteria. Echter, dit heeft betrekking op algemene uitgaven en niet specifiek bijstandsuitgaven (of een equivalent daarvan). Een aantal van de sociale indicatoren die worden gebruikt in de verdeelsystematiek zijn:

- eenoudergezinnen;
- huurwoningen;
- allochtonen;
- opleidingsniveau.

Hieruit blijkt dat in ieder geval een aantal van de verdeelkenmerken overeen komen met die in Nederland. Hoe de gewichten van deze kenmerken bepaald zijn is ons niet bekend geworden.

Het enige voorbeeld dat is gevonden van een verdeelsystematiek die sterke overeenkomsten vertoont met het verdeelmodel voor de bijstand is dat van de verdeling van fondsen voor actief arbeidsmarktbeleid in Zwitserland. Ook hier wordt een econometrisch model gebruikt voor de budgettering.

---

<sup>12</sup> Hiermee is niet gezegd dat op andere terreinen ook geen verdelingsvraagstukken een rol spelen.

Gegeven het specifieke karakter van de institutionele setting van Europese landen met betrekking tot sociale bijstand is het niet waarschijnlijk dat hier voor het verbeteren van het verdeelmodel veel te leren valt.



### **3 SAMENVATTING, CONCLUSIES EN AANBEVELINGEN**

#### **3.1 SAMENVATTING EN CONCLUSIES**

##### *Principes achter het verdeelmodel*

In dit onderzoek is nagegaan op welke punten het bestaande verdeelmodel voor de bijstandsuitgaven kan worden verbeterd. Dit model stelt de bijstandsuitgaven in een gemeente afhankelijk van een aantal objectieve factoren die verband houden met de samenstelling van de bevolking en de werkgelegenheid. Het beoogt de objectieve behoefte aan bijstandsuitgaven van een gemeente weer te geven. Het tracht rekening te houden met het feit dat gemeenten meer bijstandsgerechtigden zullen hebben naarmate zij een zwakkere economische structuur hebben en een hoger aandeel binnen hun bevolking van groepen met een zwakke arbeidsmarktpositie.

Op basis van het verdeelmodel worden per gemeente normbudgetten voor de bijstandsuitgaven vastgesteld. Verwacht wordt dat gemeenten dit als een stimulans zien om hun bijstandsuitgaven te verminderen door beperking van het bijstandsvolume. Is hun uitgavenniveau lager dan het verstrekte normbudget, dan kunnen zij het verschil houden; komen zij tekort aan het budget, dan moeten zij zelf het verschil bijpassen. Voor het beleid waarmee het bijstandsvolume kan worden verminderd ontvangen gemeenten een apart budget, het werkdeel. Het normbudget voor de uitgaven aan uitkeringen wordt ook wel aangeduid met inkomensdeel.

Het verdeelmodel geeft alleen de juiste prikkels als het ook werkelijk de objectieve behoefte van een gemeente aan bijstandsuitgaven weergeeft. Hiertoe dient aan de volgende voorwaarden te worden voldaan:

- a. het model dient alle relevante objectieve factoren te bevatten;
- b. de gewichten van deze factoren dienen correct geschat te zijn;
- c. het model dient de juiste functionele vorm te hebben.

In dit onderzoek is nagegaan of het bestaande verdeelmodel aan deze eisen voldoet. Op grond van de bevindingen is een nieuw model ontwikkeld dat op een aantal punten van het oude verschilt en beter aan de drie genoemde voorwaarden voldoet.

### *Het bestaande verdeelmodel*

Bij nadere beschouwing van het bestaande APE-model zijn twee hoofdpunten van kritiek naar voren gekomen:

1. het model bevat twee variabelen, ‘stedelijkheid’ en ‘centrumfunctie’, die inhoudelijk moeilijk interpreteerbaar zijn en tevens een moeilijk interpreteerbare werking in het model hebben;
2. het model beschrijft de variatie naar grootteklassen van gemeenten niet geheel bevredigend, waardoor de herverdeeffecten mogelijk de verschillen in prestaties tussen gemeenten niet helemaal adequaat weergeven.

Op beide punten gaan we nader in.

Naast hun onduidelijke interpretatie is het patroon van de gecombineerde bijdrage van deze twee kenmerken in het model in een aantal gevallen merkwaardig. Dit is een direct gevolg van de definities van deze kenmerken in combinatie met de geschatte effecten. Het kenmerk centrumfunctie is gedefinieerd als het regionale klantenpotentieel minus het aantal inwoners van de gemeente. Het regionale klantenpotentieel meet de mate waarin een gemeente ‘trekt’ aan de inwoners van de omliggende gemeenten. Het regionale klantenpotentieel voor een gemeente neemt toe naarmate het aantal inwoners ten opzichte van dat van een andere gemeente toeneemt en naarmate de tussen de twee gemeenten kleiner is. Voor randgemeenten van grote steden is het regionale klantenpotentieel klein met als gevolg dat het regionale klantensurplus (= regionale klantenpotentieel minus aantal inwoners) negatief is. Het kenmerk stedelijkheid daarentegen, gedefinieerd als de omgevingsadressendichtheid x woningvoorraad. Nu is het geschatte effect van centrumfunctie positief en dat van stedelijkheid negatief. Wanneer nu op basis van de scores van gemeenten op de kenmerken centrumfunctie en stedelijkheid én hun geschatte effecten de bijdrage van deze twee kenmerken in het bijstandsbudget van gemeenten wordt berekend dan resulteert een merkwaardig patroon. Met name randgemeenten van grote steden maar ook een aantal niet-randgemeenten in het randstedelijke gebied scoren laag (en vaak negatief). Ook voor één van de G4 is de bijdrage van deze twee kenmerken erg laag.

Hun moeilijke interpreteerbaarheid én het in een aantal opzichten merkwaardige patroon in de effecten op het bijstandsbudget geven aanleiding tot het zoeken naar alternatieven en de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie niet op te nemen in het model.

Een tweede constatering met betrekking tot het verdeelmodel APE is dat dit model de variatie naar grootteklassen niet goed beschrijft. Dit is mede een

gevolg van de grote mate van heterogeniteit in de populatie van gemeenten. De hypothese dat de parameters voor de onderscheiden grootteklassen gelijk zijn wordt op grond van statistische toetsen verworpen. Dit geeft aanleiding tot het veranderen van de specificatie van het model.

### *Het SEOR-model*

Hierboven is geconstateerd dat de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie een onduidelijke interpretatie hebben en dat hun gezamenlijke bijdrage in het verdeelmodel voor een aantal gemeenten tot vreemde patronen leidt. Daarnaast is geconstateerd dat een lineair model de data niet voor de gehele populatie (40 duizend of dertig duizend plus gemeenten) goed beschrijft. Op grond van deze bevindingen wordt een model voorgesteld waarin de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie zijn verwijderd. Daarnaast zijn voor een drietal kenmerken kruistermen met het aantal inwoners opgenomen te weten: het percentage allochtonen, het percentage arbeidsongeschikten en het percentage huishoudens met een laag inkomen. Door het opnemen van deze kruistermen wordt het effect van deze kenmerken gedeeltelijk afhankelijk van het aantal inwoners van de gemeenten.

Overigens is het niet zo dat het afhankelijk maken van een aantal kenmerken van het aantal inwoners de problemen van de onverklaarde heterogeniteit volledig oplost. Wel levert deze flexibelere specificatie van het model hieraan een belangrijke bijdrage.

Daarnaast hebben experimenten met alternatieve kenmerken geresulteerd in drie kenmerken die in het alternatieve model zijn opgenomen. Dit zijn het aandeel banen in landbouw en industrie, de mutatie van banen in landbouw en industrie over een periode van vier jaar (beide op COROP niveau) en het percentage huurwoningen. Als gevolg van een sterke correlatie van de mutatie van banen in landbouw en industrie met de mutatie van het totaal aantal banen, is besloten om dit laatste kenmerk uit het model te verwijderen.

Het verdeelmodel SEOR ziet er dan als volgt uit:

Demografische en sociale kenmerken:

- percentage allochtonen;
- percentage allochtonen x aantal inwoners;
- percentage laagopgeleiden;
- percentage eenoudergezinnen in de leeftijd 15-44 jaar;
- percentage huishoudens met een laag inkomen;

- percentage huishoudens met een laag inkomen x aantal inwoners;
- percentage arbeidsongeschikten x aantal inwoners;
- het percentage huurwoningen.

Kenmerken van de economische structuur en conjunctuur variabelen:

- aantal banen als fractie van de beroepsbevolking (COROP);
- aantal werkenden als fractie van de beroepsbevolking;
- aandeel banen in de sectoren landbouw en industrie in het totaal aantal banen (COROP);
- mutatie aantal banen in de sectoren landbouw en industrie over een periode van 4 jaar (COROP);
- aandeel banen handel, horeca en schoonmaak (COROP).

### *Vergelijking van het verdeelmodel SEOR met het verdeelmodel APE*

We vervolgen met een vergelijking van het verdeelmodel SEOR met het verdeelmodel APE. Deze vergelijking vindt plaats op grond van een zestal criteria.

#### 1 Plausibiliteit van de in het model opgenomen kenmerken

Hiermee wordt bedoeld dat de kenmerken in het verdeelmodel een logische en duidelijk interpreteerbare relatie dienen te hebben met het onderwerp namelijk de relatieve bijstandsuitgaven van gemeenten.

Hierboven is reeds het een en ander geconcludeerd over de moeilijk interpreteerbaarheid van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie. Hoewel deze kenmerken bijdragen aan het verkleinen van de herverdeeleeffecten is niet duidelijk wat de directe relatie is met de bijstandsuitgaven per huishouden.

De overige kenmerken in het verdeelmodel APE, welke terugkeren in het verdeelmodel SEOR, hebben wel een logische rol in het model. Dit geldt eveneens voor de drie extra kenmerken in het verdeelmodel SEOR al kan men zich voor het percentage huurwoningen afvragen of het, in de context van de bijstand, niet meer zou moeten gaan over wie er in die huurwoningen wonen.

#### 2 Transparantie van het verdeelmodel

Zowel het verdeelmodel APE als het verdeelmodel SEOR hebben op het eerste gezicht een aantal merkwaardige eigenschappen. Voor het verdeelmodel APE heeft dit betrekking op het negatieve effect van stedelijkheid. Voor het verdeelmodel SEOR is het op het eerste gezicht merkwaardig dat het effect van de kruisterm van allochtonen met het aantal



inwoners negatief is. In beide gevallen geldt dat er duidelijke verklaring voor deze eigenschappen is welke samenhangt met het feit dat er groepen bestaan die simultaan aan meerdere kenmerken voldoen (bijvoorbeeld laagopgeleide allochtonen met een laag inkomen). In beide modellen zijn deze kenmerken afzonderlijk opgenomen, hetgeen tot een overschatting van de bijstandslast kan leiden. Immers, ook een persoon die aan meerdere kenmerken voldoet kan slechts één maal in de bijstand zitten. Kruistermen kunnen voor deze overschatting corrigeren.

### 3 Herverdeeleffecten

Beide modellen zijn toegepast op zowel de populatie van 40 duizend plus als de populatie van 30 duizend plus gemeenten. Dit laatste is gedaan om de mogelijkheid om ook de gemeenten met 30 tot 40 duizend inwoners in het model op te nemen te bekijken.

In termen van absolute gemiddelde herverdeeleffecten is er weinig verschil tussen het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR voor de 40 duizend plus gemeenten. Wel zijn er enige verschillen in de verdeling van de omvang van absolute gemiddelde herverdeeleffecten naar grootteklasse maar hierin is geen duidelijk patroon te ontdekken.

Voor de 30 duizend plus gemeenten is het absolute gemiddelde herverdeeleffect wat kleiner voor het verdeelmodel SEOR. Voor beide modellen geldt dat het gemiddelde herverdeeleffect voor de groep gemeenten met 30-40 duizend inwoners groter is dan die voor de overige grootteklassen.

Ook voor wat betreft de verdeling van de positieve en negatieve (gemiddelde) herverdeeleffecten zijn de verschillen tussen de twee modellen niet spectaculair. Voor beide modellen is het aantal positieve herverdeeleffecten voor de kleinere gemeenten groter dan het aantal negatieve herverdeeleffecten. Voor de grotere gemeenten, met uitzondering van de G4, is deze verdeling evenwichtiger.

In relatie tot de hierboven besproken effecten van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie is voor een aantal randgemeenten van de G4 bekeken of de herverdeeleffecten verschillen tussen de twee modellen. Het blijkt dat voor het verdeelmodel SEOR de randgemeenten er in de meeste gevallen op vooruit gaan ten opzichte van het verdeelmodel APE<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> Let wel, over de plausibiliteit van deze constatering worden geen uitspraken gedaan.

Voor wat betreft de regionale verdeling van de herverdeeeffecten valt het op dat zowel in het verdeelmodel APE als in het verdeelmodel SEOR er in de noordelijke provincies een fors verschil bestaat tussen de gemiddelde omvang van de positieve en negatieve herverdeeeffecten. Het gemiddelde positieve herverdeeeffect is veel groter dan het gemiddelde negatieve herverdeeeffect.

Eveneens geldt voor beide modellen dat de gemiddelde omvang van de herverdeeeffecten voor de samenwerkingsverbanden relatief groot is en dat het herverdeeeffect voor de meeste samenwerkingsverbanden positief is. Een mogelijke verklaring voor deze bevinding is dat geen van beide modellen robuust is tegen het vormen van samenwerkingsverbanden.

Er blijkt geen sprake te zijn van grote budgetverschuivingen tussen de onderscheiden grootteklassen van gemeenten. De verschuiving, gemeten als percentage van de actuele bijstandsuitgaven, is het grootst voor de 100-150 duizend gemeenten die er ca. 4,5 procent op achteruitgaan.

#### 4 Stabiliteit van het model

Voor zowel het verdeelmodel APE als het verdeelmodel SEOR geldt dat er een aantal verschillen zijn tussen het model voor 2002 en dat voor 2003 in de omvang en/of significantie van de geschatte parameters.

Wanneer gekeken wordt naar de stabiliteit van de herverdeeeffecten over de tijd (2002-2003) dan blijkt het verdeelmodel SEOR voor de 40 duizend plus gemeenten een stabiel patroon op te leveren (in de zin dat de herverdeeeffecten voor de gemeenten voor 2002 en 2003 qua omvang en richting op elkaar lijken)<sup>14</sup>. Voor de 30 duizend plus gemeenten is dit patroon minder duidelijk.

#### 5 Robuustheid tegen herindelingen en samenwerkingsverbanden

Als gevolg van hun specificatie zijn geen van beide modellen per definitie bestand tegen herindelingen en samenwerkingsverbanden. Met andere woorden, het is niet per definitie zo dat de som van de budgetten op basis van individuele budgettering gelijk is aan het budget bij gezamenlijke budgettering.

Op basis van een aantal hypothetische samenwerkingsverbanden kan (met enige voorzichtigheid) worden geconcludeerd dat het effect van gezamenlijk budgettering geringer is voor het verdeelmodel SEOR.

---

<sup>14</sup> Ook dit is een feitelijke constatering en ook hier wordt over de plausibiliteit van deze bevinding geen uitspraak gedaan.

Opvallend is het patroon in de richting van het effect; voor het verdeelmodel APE is het effect van samenwerking op de budgetten vaak negatief terwijl dit voor het verdeelmodel SEOR omgekeerd is.

## 6 Actualiteit van het verdeelmodel

Voor wat betreft de actualiteit van de kenmerken zijn er geen verschillen tussen het verdeelmodel APE en het verdeelmodel SEOR. Wel is het zo dat voor de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie in het verdeelmodel APE in geval van samenwerkingsverbanden maatwerk nodig is van het CBS.

### *Conclusie*

De belangrijkste wijzigingen in het verdeelmodel SEOR ten opzichte van het verdeelmodel APE zijn het verwijderen van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie en het opnemen van grootte afhankelijke coëfficiënten voor een drietal kenmerken. Dit leidt tot een verbetering omdat de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie een onduidelijke interpretatie hebben en hun gezamenlijke bijdrage in een aantal gevallen tot vreemde patronen leidt. Het opnemen van grootte afhankelijke coëfficiënten leidt tot een flexibelere functionele vorm die beter aansluit bij de heterogeniteit in de populatie gemeenten.

Daarnaast zijn een drietal nieuwe kenmerken toegevoegd en is er één oud kenmerk verwijderd.

De verschillen in prestaties tussen het verdeelmodel SEOR en het verdeelmodel APE, op basis van een zestal criteria, zijn over het algemeen niet erg groot. De gemiddelde absolute herverdeeeffecten voor de totale populatie zijn in het verdeelmodel SEOR iets kleiner, met name in het model voor de 30 duizend plus gemeenten. De budgetverschuivingen naar grootteklasse van gemeenten zijn in omvang geringer in het verdeelmodel SEOR maar wanneer gekeken wordt naar de regionale budgetverschuivingen zijn deze in het verdeelmodel SEOR juist groter dan in het verdeelmodel APE.

Op het criterium van stabiliteit van de herverdeeeffecten over de tijd presteert het verdeelmodel SEOR voor de 40 duizend plus gemeenten beter dan het verdeelmodel APE. Dit is eveneens het geval voor de robuustheid tegen gemeentelijke herindelingen en samenwerkingsverbanden. Voor wat betreft de plausibiliteit van de verdeelkenmerken is reeds opgemerkt dat de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie een onduidelijke interpretatie hebben. Deze kenmerken komen niet voor in het verdeelmodel SEOR. Op transparantie scoren beide modellen gelijk; beide modellen hebben aspecten

die enige uitleg behoeven. Ook voor wat betreft de actualiteit van beide modellen presteren beide modellen gelijk.

### **3.2 AANBEVELINGEN VOOR HET ONDERHOUDSTRAJECT**

Hoewel een perfecte (objectieve) verdeelsystematiek waarschijnlijk niet bestaat kan toch een aantal aanbevelingen gedaan worden die mogelijk bijdragen aan verdere verbetering van het model.

Een eerste aanbeveling heeft betrekking op de data. In beide modellen, SEOR en APE, worden kenmerken die duiden op een verhoogd risico om in de bijstand terecht te komen (bijvoorbeeld opleidingsniveau en etniciteit) afzonderlijk opgenomen. Dit veronderstelt dat er sprake zou zijn van afzonderlijke groepen die elk slechts aan één van de risicoverhogende kenmerken voldoet. In werkelijkheid is dit niet het geval en zullen er groepen zijn die tegelijkertijd aan meerdere risicoverhogende kenmerken voldoen. Het verschil tussen afzonderlijke groepen die voldoen aan één kenmerk en een groep die voldoet aan meerdere kenmerken heeft consequenties voor de bijstandsuitgaven. Immers, een persoon kan slechts één keer in de bijstand zitten. Het is dus van belang om de kenmerken van de gemeentelijke populatie goed in kaart te brengen en dus niet alleen afzonderlijke maar ook simultane kenmerken van de populatie te meten.

In STATLINE, de voornaamste databron in dit onderzoek, is slechts beperkte informatie over simultane kenmerken beschikbaar. Dergelijke informatie is wel aanwezig bij het CBS maar alleen in de bronbestanden zoals de Enquête Beroepsbevolking (EBB). Hier kan ook voor onderzoek over beschikt worden maar dit vergt maatwerk van het CBS en dient tijdig te worden aangevraagd. Ook voor de structuur van de regionale werkgelegenheid is in principe meer informatie beschikbaar dan wordt weergegeven in STATLINE maar ook hier geldt dat maatwerk van het CBS nodig is. Het tijdig identificeren en aanvragen van gegevens geldt overigens niet alleen voor STATLINE maar ook voor andere bronnen. Er kleeft echter ook een nadeel aan specifieke informatie zoals maatwerk van het CBS. Informatie van STATLINE is voor een ieder toegankelijk en met een model dat alleen informatie van STATLINE gebruikt, kunnen gemeenten hun budgetten uitrekenen. Met een model dat maatwerk vergt en/of gebruik maakt van bronnen die niet publiek toegankelijk zijn is dat niet langer het geval.

Een tweede aanbeveling heeft betrekking op de methodologie en de vorm van het model. Een nadeel van het verdeelmodel APE is dat het uitgaat van een lineaire vorm die geacht wordt van toepassing te zijn op alle gemeenten. Met andere woorden, de geschatte relatie zou moeten gelden voor elke deelpopulatie, rekening houdend met statistische onzekerheid. Bij statistische toetsing blijkt echter dat niet aan deze veronderstelling wordt voldaan. Het verdeelmodel SEOR is qua vorm algemener en voldoet statistisch gezien enigszins beter. Maar ook dit model is niet algemeen genoeg om een statistische toets op de vorm te doorstaan. Er zijn modellen denkbaar die aanzienlijk flexibeler zijn en waarschijnlijk wel een dergelijke toets zullen doorstaan. Deze modellen hebben als kenmerk dat zij meer gewicht toekennen aan vergelijking tussen gemeenten die qua kenmerken sterk op elkaar lijken.

Maar de statistische kwaliteit van het model is slechts één van de criteria waaraan het verdeelmodel moet voldoen. De alternatieve modellen waarop wij hier doelen zullen op sommige van deze andere eisen minder goed scoren, vooral op het criterium transparantie en mogelijk ook herindelingsbestendigheid. Daarom is in dit onderzoek niet verder gekeken naar deze alternatieve modellen en is gekozen voor het alternatief dat gedeeltelijk tegemoet komt aan de noodzaak voor een flexibele specificatie.

De bovenstaande argumentatie berust sterk op statistische criteria en men zou zich af kunnen vragen wat nu uiteindelijk de verschillen tussen de resultaten zijn. Omdat deze methoden uiteindelijk niet zijn toegepast kan hier uiteraard geen antwoord op worden gegeven. Wel moet worden bedacht dat, zelfs wanneer de gemiddelde (absolute) herverdeeleeffecten voor onderscheiden groepen min of meer hetzelfde zijn, het zeer goed mogelijk is dat voor individuele gemeenten de herverdeeleeffecten substantieel anders kunnen zijn. De in het verdeelmodel SEOR toegepaste functionele vorm laat dit ook al zien; de gemiddelde absolute herverdeeleeffecten verschillen niet veel met die van het verdeelmodel APE maar voor een aantal individuele randgemeenten verschillen de herverdeeleeffecten wel degelijk<sup>15</sup>.

---

<sup>15</sup> Hier wordt nogmaals opgemerkt dat geen uitspraken (kunnen) worden gedaan over de plausibiliteit van de herverdeeleeffecten. De plausibiliteit wordt getoetst in een ander, parallel uitgevoerd, onderzoek.



## REFERENTIES

Aarts, L. e.a., Berekenende bijstand in model: eindrapport SEO-rapport 478, SEO 1998.

Goudriaan, R., e.a., Een nieuw verdeelmodel voor de Wet Werken en Bijstand APE Rapport nr. 112 2003.

Halbersma, R.S., e.a., Verbetering van het objectieve verdeelmodel voor de Wet Werk en Bijstand APE, 2004.

Keuzenkamp, H.A., e.a., Van Verklaaren naar verdelen: eindrapport van het onderzoeksproject: Van een potentieel verdeelmodel voor de bijstand naar een toepasbaar verdeelmodel.

Winden, van, P., R Olieman, J. de Koning en Mw. M. Arents, De bijstand in model, Nederlands Economisch Instituut, Rotterdam, april 1998.





## BIJLAGE 1: PANEL DATA ANALYSE

In theorie heeft een paneldata analyse, waarin voor elke eenheid in de dwarsdoorsnede voor meerdere momenten in de tijd waarnemingen beschikbaar zijn, een aantal voordelen boven een dwarsdoorsnede analyse. Zo neemt het aantal vrijheidsgraden toe en kan verwacht worden dat het geschatte model stabiel is. Een ander belangrijk voordeel is dat een panelanalyse de mogelijkheid biedt om te controleren voor zogenaamde niet-geobserveerde heterogeniteit. In zoverre deze heterogeniteit betrekking heeft op (niet-geobserveerde) variabelen die constant zijn over de tijd, wordt deze in een paneldata analyse opgenomen in de gemeente specifieke vaste voet. Een evident nadeel van een paneldata analyse is dat het effect van gemeten variabelen die weinig variëren over de tijd ook overgenomen wordt in de vaste voet.

In de context van het verdeelmodel, waarin uitgegaan wordt van objectieve kenmerken, is er een specifiek nadeel dat ook niet-objectieve ofwel beleidsgerelateerde heterogeniteit in de vaste voet verdisconteerd kunnen zijn. Stel dat een bepaalde gemeente in de betrokken jaren een stelselmatig slecht beleid heeft gevoerd hetgeen heeft geleid tot relatief hoge bijstandsuitgaven voor de bijstand. Dit effect wordt terug gevonden in de vaste voet voor deze gemeente. Omdat de vaste voet direct van invloed is op de berekende budgetten is dit een onwenselijke eigenschap. Ook hier zijn we weer terug bij de moeilijkheid dat enerzijds gestreefd wordt naar het opnemen (direct door gemeten variabelen ofwel indirect door methoden als paneldata analyse) van alle relevante objectieve kenmerken maar anderzijds beperkt kunnen bepalen of de geobserveerde verschillen in bijstandsuitgaven het gevolg zijn van objectieve kenmerken of van beleidsmatige kenmerken van gemeenten. De G4, welke relatief hoge bijstandsuitgaven per huishouden hebben, zijn hiervan een voorbeeld. Is dit een gevolg van specifieke objectieve kenmerken van de G4 die onvoldoende in het model tot uitdrukking komen of is dit het gevolg van het gevoerde beleid in deze gemeenten of een combinatie van beide factoren?

De schattingsresultaten van de paneldata analyses laten zien dat een aantal van de kenmerken niet langer significant zijn. Zo zijn het percentage allochtonen en percentage laag opgeleiden niet langer significant.

De gemiddelde herverdeel-effecten per grootteklasse voor de diverse jaren in het panel (1999-2002) worden gepresenteerd in tabel B1.1.

*Tabel B1.1 Gemiddelde (absolute) herverdeeeffecten 1999-2002*

Grootte:	1999	2000	2001	2002
40-60	4.68%	4.57%	3.50%	4.19%
60-100	3.93%	2.90%	2.09%	3.99%
100-150	3.73%	2.61%	1.40%	3.30%
150-250	2.97%	2.20%	1.66%	3.68%
>250	2.26%	1.78%	1.31%	2.84%
Totaal	4.06%	3.44%	2.48%	3.89%

Op het eerste gezicht lijken de resultaten in tabel B1.1 erg gunstig in de zin dat de gemiddelde herverdeeeffecten klein zijn en de verschillen tussen de diverse grootteklassen gering zijn. Om deze resultaten beter te kunnen duiden moet worden gekeken wat de verklaring voor deze resultaten is. Hiervoor is het van belang op te merken dat een groot gedeelte van de variatie in de uitgaven per huishouden ‘verklaard’ wordt door de gemeente specifieke vaste voet<sup>16</sup>. In tabel B1.2 wordt een rangorde gepresenteerd van de afwijkingen van de gemiddelde vaste voet.

---

<sup>16</sup> Hier staat ‘verklaard’ tussen aanhalingstekens omdat er van verklaren eigenlijk geen sprake is; de gemeente specifieke vaste voet is niets anders dan een parameter van een dummy variabele welke als indicator voor een specifieke gemeente dient. Voor elk van de gemeenten in de populatie is er een dergelijke dummy variabele.

*Tabel B1.2 Rangorde van de gemeentespecifieke vaste voeten van laag naar hoog (panel 1999 – 2002)\**

Gemeente:	Vaste voet	Gemeente:	Vaste voet	Gemeente:	Vaste voet
Woerden	-373.61	Heerenveen	-136.21	Tilburg	16.93
Houten	-349.26	Purmerend	-130.26	S-Hertogenbosch	28.98
Katwijk	-335.35	Uden	-125.97	Lelystad	30.80
Barneveld	-331.27	Noordoostpolder	-125.92	Delft	38.71
Alphen aan den Rijn	-307.35	Waalwijk	-123.88	Capelle ad IJssel	41.72
Haarlemmermeer	-305.38	Zwijndrecht	-113.02	Breda	50.09
Amstelveen	-292.74	Apeldoorn	-112.29	Alkmaar	54.46
Soest	-282.35	Leidsch.-Voorburg	-101.40	s-Gravenhage	64.64
Maarssen	-279.55	Roosendaal	-98.97	Amsterdam	87.84
De Bilt	-241.71	Hoorn	-92.60	Vlaardingingen	101.38
Heerhugowaard	-239.04	Hilversum	-89.78	Venlo	106.16
Zoetermeer	-227.95	Zeist	-87.51	Vlissingen	130.71
Overbetuwe	-225.76	Bergen op Zoom	-85.98	Emmen	141.31
ISD Kompas	-221.96	Terneuzen	-67.94	Den Helder	169.84
Harderwijk	-218.24	Zwolle	-67.30	Helmond	186.39
Lingewaard	-216.25	Utrecht	-62.43	Groningen	193.03
Veldhoven	-208.00	Deventer	-61.40	Maastricht	193.35
Weert	-206.32	Oss	-55.72	Smallingerland	200.37
RSD Alblasserwaard	-203.45	Doetinchem	-44.42	Roermond	217.10
Heusden	-196.32	Zaanstad	-24.46	Landgraaf	252.98
Ridderkerk	-195.24	Steenwijkerland	-22.50	Enschede	259.51
Hardenberg	-193.09	Middelburg	-21.70	Sittard-Geleen	283.72
Huizen	-188.61	Haarlem	-19.42	Nijmegen	284.20
Almere	-186.74	Spijkenisse	-10.68	Leeuwarden	288.25
Nieuwegein	-186.42	Assen	-9.93	Schiedam	302.73
Oosterhout	-177.67	Rijswijk	-3.45	Arnhem	315.12
Veenendaal	-173.55	Rheden	-1.91	Rotterdam	315.45
Kampen	-171.48	Tiel	0.41	Dordrecht	364.16
Ede	-165.18	Hoogeveen	2.42	Kerkrade	411.55
Eindhoven	-162.91	Hengelo (O.)	3.54	Almelo	435.42
Velsen	-155.81	Leiden	3.88	Heerlen	562.32
Amersfoort	-139.46	Gouda	14.28		

\* Een aantal gemeenten ontbreken vanwege incomplete data.

Met enige achtergrondkennis valt uit de tabel direct op te maken dat gemeenten met relatief hoge uitgaven voor de bijstand eveneens een hoge vaste voet hebben. De correlatiecoëfficiënt tussen de gemiddelde bijstandsuitgaven per huishouden (over 1999-2002) en de gemeente specifieke vaste voet bedraagt maar liefst +0.88. Hieruit kan geconcludeerd worden dat een paneldata analyse uiteindelijk resulteert in een budgettering waarin historische kosten erg sterk in verdisconteerd worden. Vanuit een oogpunt van prikkelwerking is dit een onwenselijke eigenschap.

Een belangrijke vraag is overigens welk deel van de gemeente specifieke vaste voet toegeschreven kan worden aan niet-geobserveerde objectieve kenmerken en welk deel bepaald wordt door uitvoering van de bijstand. Aan de hand van de beschikbare gegevens kan hierover geen uitspraak worden gedaan. Het plausibiliteitonderzoek kan hier mogelijk duidelijkheid in verschaffen.

## BIJLAGE 2: BELEIDSVARIABLEN

Het is aannemelijk dat gemeentelijk beleid met betrekking tot de (uitvoering van de) algemene bijstand van invloed is op de totale uitgaven. Gemeentelijk beleid kan van invloed zijn op de instroom van bijstandsgerechtigden als ook op de uitstroom door middel van scholing en activeringsbeleid.

Aangezien het verdeelmodel beoogt objectief te zijn, kan het niet de bedoeling zijn om beleidsvariabelen in het uiteindelijke model op te nemen. Niet te min is het nuttig de mogelijke invloed van beleidsvariabelen op de bijstandsuitgaven te onderzoeken. De reden hiervoor is van econometrische aard. Wanneer beleidsvariabelen gecorreleerd zijn met objectieve kenmerken en beleidsvariabelen worden buiten het model gehouden, dan is het gevolg dat de parameters (de effecten van de variabelen) niet zuiver geschat worden, hetgeen ook consequenties heeft voor de budgettering.

Voor dit onderzoek kon alleen beschikt worden over gemeentelijke beleidsvariabelen die de uitgaven voor en deelnemers aan voor scholing en activeringsprogramma's<sup>17</sup>.

In de analyse wordt er van uitgegaan dat de mogelijke effecten van uitgaven aan scholing en activering cumuleren over de tijd. Met andere woorden, beleidsinspanningen in het verleden kunnen een effect hebben op het huidige niveau van de bijstandsuitgaven. Voor dit onderzoek kon worden beschikt over gegevens van 1999-2002. Het doel is hier nadrukkelijk niet om de effectiviteit van scholing & activering programma's te meten. Hiervoor is de analyse niet bedoeld en bovendien niet geschikt.

In de resultaten in tabel zijn de budgetten berekend op basis van de objectieve kenmerken, dus exclusief het effect van de beleidsvariabele. Met andere woorden, er wordt uitgegaan van nul uitgaven voor beleid waardoor de actuele budgetten hoger uit zouden vallen, maar niet in gelijke mate voor de betrokken gemeenten.

---

<sup>17</sup> Via SGBO was er de beschikking over het uitvoeringsbeleid van gemeenten maar deze dataset beslaat slechts een gedeelte van de in het onderzoek betrokken gemeenten en is daarom niet verder meegenomen in het onderzoek.

*Tabel B2.1 Model 40.000 plus, variant met beleidsvariabelen*

	Gem. herverdeeeffect	Aantal	0-5%	5-10%	10-15%	>15%
40-60	11.64%	41	24.39%	34.15%	17.07%	24.39%
60-100	14.20%	37	27.03%	13.51%	16.22%	43.24%
100-150	7.86%	14	28.57%	42.86%	14.29%	14.29%
150-250	10.35%	8	12.50%	50.00%	25.00%	12.50%
>250 (G4)	3.87%	4	75.00%	25.00%	0.00%	0.00%
Totaal	11.65%	104				

Uit de schattingsresultaten blijkt dat de gemeentelijke uitgaven voor scholing en activering een negatief effect hebben op de uitgaven voor de bijstand, het geen aansluit bij de verwachting. Het effect is niet significant maar belangrijker is dat de waarde van de overige parameters niet erg afwijken van het model zónder bijstandsuitgaven.

### **BIJLAGE 3: ALTERNATIEVEN VOOR HET AANDEEL LANGDURIG BIJSTANDSGERECHTIGDEN: UITSTROOM UIT DE BIJSTAND**

Het objectieve verdeelmodel APE leidt tot tamelijk grote herverdeeleffecten. Daarom is gekozen voor een tweede stap waarin de berekende budgetten op basis van het objectieve verdeelmodel en berekende budgetten op basis van gemeentelijke aandelen in het aantal langdurig bijstandsgerechtigden herwogen worden. Hierdoor nemen de herverdeel-effecten fors af.

De vraag is of het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden een geschikt kenmerk is voor het verdeel model. Immers, dit kenmerk heeft betrekking op de bijstandspopulatie zelf met als gevolg dat gemeenten met een hoog aandeel langdurig bijstandsgerechtigden hiervoor worden beloond. Van de andere kant kan het argument naar voren gebracht worden dat huidige beleidsmakers de gevolgen van beleid en/of ontwikkelingen in het verleden als voldongen feit moeten beschouwen.

In reactie op het verdeelmodel APE is geopperd of er alternatieven denkbaar zijn voor het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden. Hierbij werd gedacht aan informatie over de uitstroom uit de bijstand over een aantal jaren.

Het model waarin bekeken wordt of de cumulatieve uitstroom als alternatief kan dienen voor het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden is geschat in een twee stappenprocedure. Hierin wordt eerst de budgetten berekend op basis van objectieve kenmerken en op basis van de uitstroom. Vervolgens worden de optimale aandelen bepaald doormiddel van een gewogen regressieanalyse onder de restrictie dat de som van de gewichten optelt tot één<sup>18</sup>.

---

<sup>18</sup> Dit is de procedure die APE heeft toegepast voor de optimale aandelen objectief en aandeel langdurig bijstandsgerechtigden.

*Tabel B3.1 Optimale gewichten objectief en aandeel in de (cumulatieve) uitstroom*

	Objectief	Aandeel in uitstroom
Aandelen	0.87	0.13

Uit de resultaten blijkt dat het grootste gewicht wordt toegekend aan het objectieve budget. In het model met het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden was dit anders; hier bedroeg het gewicht voor het objectieve gedeelte 0.63 en dat voor het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden 0.37.

*Tabel B3.2 Herverdeeeffecten op basis van objectief budget en aandeel (cumulatieve) uitstroom (40.000 plus)*

	Gem. herverdeeeffect	Aantal	0-5%	5-10%	10-15%	>15%
40-60	9.15%	41	43.90%	19.51%	14.63%	21.95%
60-100	12.26%	37	32.43%	21.62%	13.51%	32.43%
100-150	7.03%	14	28.57%	64.29%	0.00%	7.14%
150-250	9.13%	8	12.50%	62.50%	12.50%	12.50%
>250 (G4)	3.06%	4	100.00%	0.00%	0.00%	0.00%
Totaal	9.73%	104				

In tegenstelling tot het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden, resulteert het opnemen van de (gecumuleerde) uitstroom uit de bijstand niet tot een reductie van de herverdeeeffecten. Voor het model met langdurig bijstandsgerechtigden was dit wel het geval.

Daarnaast is het maar de vraag of het volstaat te kijken naar alleen de uitstroom en de instroom in de bijstand buiten beschouwing te laten. Gemeenten die weliswaar goed presteren in het laten uitstromen van bijstandsgerechtigden kunnen tegelijkertijd minder goed presteren op het beleid aan de poort.

Op grond van de resultaten én op grond van de interpretatie van het kenmerk uitstroom in de context van het verdeelmodel is de conclusie dat de uitstroom uit de bijstand geen goed alternatief biedt voor het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden.



## **BIJLAGE 4: OVERZICHT VAN EXPERIMENTEN MET ALTERNATIEVE VARIABLEN**

Gedurende het onderzoek zijn een groot aantal experimenten met variabelen uitgevoerd. Slechts een klein deel hiervan heeft het uiteindelijke voorstel gehaald. Vanwege de ruimte wordt volstaan met een overzicht van de diverse variabelen waarmee is geëxperimenteerd. Het feit dat deze variabelen niet opgenomen zijn in het model, geeft al aan dat ze niet tot de gewenste resultaten leiden. Waar relevant wordt een en ander opgemerkt over de reden.

- Leeftijdsopbouw van de bevolking

Het is bekend dat oudere oververtegenwoordigd zijn in de bijstand. Eveneens is bekend dat de leeftijdsopbouw van gemeenten heterogeen is; plattelands gemeenten hebben doorgaans een wat oudere bevolking dan stedelijke gemeenten.

- Verbijzondering van de groep allochtonen

In het verdeelmodel is het percentage allochtonen opgenomen waarbij geen onderscheid is gemaakt tussen westers en niet-westers of eerste en tweede generatie allochtonen. Nu is het bekend dat de prestaties op de arbeidsmarkt aanzienlijk verschilt tussen diverse groepen allochtonen. Dit is niet alleen het geval voor westers versus niet-westerse allochtonen maar ook voor specifieke herkomstgroepen.

- Personen in instellingen en inrichtingen

Personen in bijvoorbeeld verpleeghuizen en psychiatrische ziekenhuizen doen vaak een beroep op de bijstand. Als gevolg hiervan zouden gemeenten met grote concentraties van personen in instellingen en inrichtingen, relatief hoge bijstandsuitgaven hebben

- Stedelijkheid

Met het oog op onwenselijke eigenschappen van de kenmerken stedelijkheid en centrumfunctie (in hun hoedanigheid in het verdeelmodel APE) zijn diverse alternatieven geprobeerd. Een voor de hand liggende variabele is het percentage inwoners van een gemeente dat in stedelijk gebied woont. Omdat percentages in dit verband de onwenselijke eigenschap hebben geen onderscheid te maken naar absolute grootte van de gemeenten, is ook geëxperimenteerd met interacties met bijvoorbeeld het aantal inwoners van de gemeenten.

- Centrumfunctie

Er is geëxperimenteerd met alternatieve specificaties voor het kenmerk centrumfunctie. In plaats het surplus (klanten potentieel minus aantal inwoners) is gekeken naar het effect van de ratio van klanten potentieel en inwoners. Echter, de nadelige eigenschappen van het kenmerk klantenpotentieel komen ook in deze variabele terug.

- Dummy variabelen voor diverse gebiedsindelingen

Door middel van dummy variabelen (een binaire indicator voor het wel of niet behoren tot een bepaalde groep) voor diverse gebiedsindelingen is getracht om te controleren voor heterogeniteit welke niet nader gemeten is.

Er is geëxperimenteerd met dummyvariabelen voor de volgende gebiedsindelingen:

- COROP gebieden
- Grootstedelijke agglomeraties
- De G4
- Provincies

Elk van deze experimenten was bedoeld om kenmerken die specifiek zijn voor een bepaald gebied te vangen doormiddel van een dummyvariabele.

- Vacatures naar opleidingsniveau (laag, middel en hoog)

Idealiter zou men een variabele willen creëren welke de discrepantie meet tussen vraag en aanbod van arbeid naar opleidingsniveau. Zo betekent een toename van de werkgelegenheid (gemeten in aantal banen) niet persé dat de werkgelegenheid voor risicogroepen ook toeneemt en vice versa. Een dergelijke variabele is lastig te creëren omdat de samenstelling van de werkgelegenheid naar opleiding niet bekend is (via STATLINE). Daarnaast speelt het probleem van de forensen.

Als proxy is daarom geëxperimenteerd met het aantal vacatures naar opleidingsniveau (en totaal).

- Migratiestromen

De gedachte achter deze variabele is dat nieuwkomers veelal slechtere kansen op de arbeidsmarkt hebben in vergelijking tot migranten die reeds langere tijd in Nederland verblijven.

- Participatie van vrouwen op de arbeidsmarkt

Wanneer niet-participerende vrouwen scheiden is hun kans groter om in de bijstand te raken dan voor vrouwen die wel participeren op de arbeidsmarkt. Het zou dus zo kunnen zijn dat in gemeenten waar de

arbeidsmarktparticipatie van vrouwen hoog is, het aandeel vrouwen dat na scheiding in de bijstand terecht gekomen is gering is.

- Aandeel goedkope huurwoningen als percentage van de woningvoorraad van sociale verhuurders.

Het percentage huurwoningen als zodanig hoeft nog niet te betekenen dat dit de lagere inkomensgroepen, en daarmee de minder kansrijken trekt. De zogenaamde vrije sectorwoningen in grote steden zijn hiervan een voorbeeld

- Percentage bijstandsgerechtigden zonder overig inkomen

Het is niet noodzakelijk zo dat bijstandsgerechtigden in alle gevallen volledig afhankelijk zijn van hun bijstandsuitkering. Wanneer hier verschillen in bestaan tussen gemeenten, zou dit tot uitdrukking komen in de totale bijstandsuitgaven.

- Interacties tussen variabelen

Hoewel de kenmerken van minder kansrijke groepen in het model opgenomen zijn, zou men willen beschikken over een maatstaf voor de concentratie van deze kenmerken. Zo zou de kans op een baan voor iemand die én laagopgeleid is én een de enige ouder is van een kind wel eens geringer kunnen zijn dan op grond van deze afzonderlijke variabelen zou schatten. Dergelijke informatie ontbreekt. Een imperfect alternatief hiervoor is de interactie tussen twee kenmerken.



## BIJLAGE 6: SCHATTINGSMETHODEN

Voor het schatten van de objectieve verdeelmodellen in dit onderzoek is gebruik gemaakt van de volgende specificatie:

$$\log(y) = \log(\beta_1 + \beta_2 X)$$

Deze specificatie comprimeert als het ware het datadomein.

Het blijkt dat de variatie in de residuen groter is voor kleinere gemeenten, iets wat wordt aangeduid als heteroskedasticiteit. Hiervoor is gecorrigeerd door weging van de data met de vierkantswortel van het aantal huishoudens.

De bepaling van de optimale gewichten voor het budget op basis van het objectieve verdeelmodel en het budget op basis van het aandeel langdurig bijstandsgerechtigden heeft als volgt plaatsgevonden:

1. Berekening van de bijstandsuitgaven per huishouden op basis van het objectieve verdeelmodel.
2. Berekening van de bijstandsuitgaven per huishouden op basis van het gemeentelijke aandeel in het aantal langdurig bijstandsgerechtigden (2001).
3. Kleinste kwadratenschatting van:  
 $Abwhh = \alpha Abwhh^{obj} + (1 - \alpha) Abwhh^{ALB}$ . Dus met de restrictie dat de gewichten ( $\alpha$ ) optellen tot één. Ook hier wordt de data gewogen met de vierkantswortel van het aantal huishoudens.



## BIJLAGE 7: SCHATTINGSRESULTATEN VAN DE MODELLEN ZONDER DE G4 (40.000+)

Tabel B7.1

	Verdeelmodel SEOR	Verdeelmodel APE
	Coëfficiënt	Coëfficiënt
Vaste voet	2405.26	3497.100
Laag opgeleiden	4.81	452.369
Allochtonen	<b>5.13</b>	<b>1.381</b>
Allochtonen x aantal inwoners	<b>-0.062</b>	-
Lage inkomens	19.37	33.568
Lage inkomens x aantal inwoners	0.180	-
Arbeidsongeschikten	-	-29.994
Arbeidsongeschikten x aantal inwoners	-0.305	-
Eenoudergezinnen (15-44)	99.51	84.859
Stedelijkheid	-	<b>-0.297</b>
Centrumfunctie	-	0.980
Werkenden/beroepsbevolking	-28.64	-35.875
Banen/beroepsbevolking	<b>-0.025</b>	<b>-0.605</b>
Banen handel, horeca en schoonmaak	-15.96	-15.284
Aandeel banen landbouw en industrie	303.45	-
Mutatie totaal aantal banen	-	-40.968
Mutatie banen landbouw en industrie	-632.71	-
Percentage huurwoningen	299.87	-
Aantal waarnemingen	100	100

*Vet en schuin gedrukte coëfficiënten zijn niet significant.*