

# **CPB Document**

**No 120**

juni 2006

**Wet Werk en Bijstand: Een eerste kwantificering  
van effecten**

**Hans Stegeman en Annemiek van Vuren**

Centraal Planbureau  
Van Stolkweg 14  
Postbus 80510  
2508 GM Den Haag

Telefoon       (070) 338 33 80  
Telefax       (070) 338 33 50  
Internet       [www.cpb.nl](http://www.cpb.nl)

ISBN 90-5833-277-2

## Korte samenvatting

In 2004 is de Wet Werk en Bijstand ingevoerd. Een belangrijk element in deze wet is de verandering in de financieringssystematiek. Gemeenten krijgen van de rijksoverheid een budget waaruit de bijstandsuitgaven bekostigd moeten worden. Een overschot hierop mogen gemeenten zelf houden, een tekort moeten ze zelf bijpassen. Het idee hierbij is dat het financiële belang van gemeenten leidt tot een effectievere uitvoering van de bijstandswet. Aan de hand van gegevens van gemeenten (bijstandsvolume, instroom, uitstroom) over de periode 2001-2004 wordt het effect van de wijzigingen in de financieringssystematiek geanalyseerd, waarbij conjuncturele en demografische ontwikkelingen ook in ogenschouw worden genomen. Daarnaast wordt rekening gehouden met verschillen in uitgangspunt tussen gemeenten. Volgens de schattingen heeft de invoering van de WWB gezorgd voor een circa 2 procent geringere stijging van het aantal bijstandsuitkeringen gemiddeld in 2004. Daarmee is de stijging ongeveer 8 000 uitkeringen lager. De resultaten wijzen erop dat het beleid ertoe geleid heeft dat minder mensen dan voorheen in de bijstand terechtkomen en dat ook meer mensen de bijstand verlaten dan voorheen.

*Steekwoorden: Wet Werk en Bijstand, financieringssystematiek, instroom, uitstroom*

## Abstract

In 2004, a new social assistance act was introduced for welfare benefits (in Dutch: Wet Werk en Bijstand; WWB). An important aspect of this law is the change in funding of municipalities. Instead of claiming all welfare expenses directly from the central government, nowadays local governments get a fixed budget to cover all welfare expenses. The idea is that this will lead to a more efficient implementation of the welfare case load.

Based on data on municipalities (welfare case loads, entries and exits) covering the period 2001-2004, the changes in funding of municipalities have been analysed. Other variables that might have affected the welfare case load, such as economic developments, demographic changes and differences in starting points from different municipalities, are also taken into account in the analysis. Estimation results show that the introduction of the new law has caused around 2 percent lower increase in the number of welfare benefits. The increase is approximately 8 000 benefits lower. The results indicate that introduction of the WWB has led to less entries into welfare and more exits out of welfare.

*Key words: new social assistance act, funding changes, entries and exits*



# Inhoud

Korte samenvatting	3
Abstract	3
Ten geleide	7
Samenvatting	9
1 Inleiding	11
2 Achtergrond: veranderingen in bijstandsfinanciering	15
3 Onderzoek naar effectiviteit Wet Werk en Bijstand	19
4 Onderzoeksaanpak en data	21
4.1 Effecten verandering in de financieringsystematiek op bijstandsvolume	21
4.2 Doelmatigheid van gemeenten	24
4.3 Conjunctuur	26
4.4 Data	28
5 Resultaten	31
5.1 Schatting relatieve mutatie van het bestandsvolume van de bijstand	32
5.2 Schatting instroom van de bijstand	36
5.3 Schatting uitstroom van de bijstand	39
5.4 Van micro naar macro	41
6 Conclusies	43
Referenties	45
Bijlage 1 Actualisatie schatting (huidige) ramingsregel	47
Bijlage 2 Schattingsresultaten bestandsvolume	51
Bijlage 3 Schattingsresultaten instroom van de bijstand	53
Bijlage 4 Schattingsresultaten uitstroom van de bijstand	55



## Ten geleide

In dit onderzoek staat de vraag centraal of wijzigingen in de financieringssystematiek van de bijstandswet hebben geleid tot een effectievere uitvoering van deze wet. De studie maakt gebruik van bijstandsgegevens op gemeenteniveau over de periode 2001-2004. Naast wijzigingen in het financieringsbeleid wordt rekening gehouden met andere factoren die het beroep op de bijstand beïnvloeden, zoals conjuncturele en demografische ontwikkelingen.

Het onderzoek is uitgevoerd door Hans Stegeman (projectleider) en Annemiek van Vuren. De auteurs bedanken diverse CPB-collega's, medewerkers van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid en René Goudriaan (APE) voor hun constructieve opmerkingen.

Prof. Dr. C.N. Teulings, directeur





## Samenvatting

Per 1 januari 2004 is de Wet Werk en Bijstand in werking getreden. Een belangrijk element in deze wet is de verandering in de financieringssystematiek. Gemeenten krijgen van de rijksoverheid een budget waaruit de bijstandsuitgaven bekostigd moeten worden. Als gemeenten geld overhouden, mogen ze het overschot houden. Een tekort moeten ze zelf aanvullen. Het is de bedoeling dat het toegenomen financiële belang van gemeenten leidt tot een effectievere uitvoering van de bijstandswet. Deze studie onderzoekt het effect van veranderingen in de bijstandsfinanciering op het aantal bijstandsccliënten en de bijbehorende instroom en uitstroom.

De financiering van de bijstand is vanaf 2001 veranderd. Naast de introductie van een gedeeltelijke budgetteringssystematiek voor de bijstandsuitgaven, is een objectief verdeelmodel voor grotere gemeenten geïntroduceerd. Verdeling vindt daarbij plaats door middel van objectieve, niet door gemeenten te beïnvloeden kenmerken die het beroep op de bijstand bepalen. Het aandeel van de macro bijstandsuitgaven voor gemeenten dat gebudgetteerd wordt is voor alle gemeenten gelijk en loopt in de periode 2001-2004 geleidelijk op. Het gebudgetteerde deel van de bijstandsuitgaven (vanaf 2004 alle bijstandsuitgaven) wordt, afhankelijk van de gemeentegrootte, in verschillende mate verdeeld op basis van historische kostenaandelen en objectieve indicatoren (objectief verdeelmodel). Door deze andere verdeling van het bijstandsbudget ontstaan herverdeeffecten.

De centrale vraag in dit onderzoek is of de veranderingen in de financiering van de bijstand geleid hebben tot een effectievere uitvoering van de bijstandswet door gemeenten. Een verbetering van de effectiviteit komt tot uitdrukking in een afnemend bijstandsvolume, een stijgende uitstroom en een dalende instroom.

Voor de econometrische analyse worden jaargegevens op gemeenteniveau<sup>1</sup> over de periode 2001-2004 gebruikt. De dataset bestaat uit gegevens over het bijstandsvolume en bijbehorende instroom en uitstroom, conjuncturele ontwikkeling en objectieve kenmerken. In het onderzoek zijn 429 gemeenten opgenomen. Naast wijzigingen in de mate van budgetteren en verdelen op basis van het objectief verdeelmodel, wordt rekening gehouden met de uitgangspositie van gemeenten. Sommige gemeenten voerden de bijstandswet voor de periode van analyse al effectiever uit dan anderen. Dit komt tot uitdrukking in de relatieve efficiency maatstaf. Deze maatstaf is gedefinieerd als de verhouding tussen het uitgavenaandeel zoals bepaald op basis van een variant van het objectief verdeelmodel en het werkelijk (historische) uitgavenaandeel. Er zijn schattingen uitgevoerd op drie niveaus: bestandsvolume, instroom en uitstroom. Hierbij

<sup>1</sup> Door gemeentelijke herindelingen varieert het aantal gemeenten jaarlijks. Alle variabelen zijn met terugwerkende kracht heringedeeld op basis van de indeling van gemeenten en intergemeentelijke samenwerkingsverbanden op 1 januari 2005.

is de invloed van veranderingen van de financiering van de bijstandsuitgaven (budgettering, herverdeeleffect, efficiëntie), conjunctuur en gemeentekennmerken onderzocht

De resultaten wijzen erop dat de nieuwe wet heeft geleid tot een lager bijstandsvolume. Veranderingen in het aandeel van budgettering zijn voor alle gemeenten generiek en zijn alleen doorgevoerd in 2001 en 2004. Het aantal observaties is dus klein, waardoor het lastig is een uitspraak te doen over de vraag of budgetteren een causaal (oorzakelijk) effect op het aantal bijstandsccliënten heeft. De resultaten indiceren dat een toename van de mate van budgettering een negatief effect heeft op het bijstandsvolume. Dit sluit aan bij de meer kwalitatieve evaluaties die tot nu toe zijn gedaan. Hieruit komt naar voren dat de budgetteringssystematiek geleid heeft tot een lager bijstandsvolume.

Het effect van budgettering uit zich zowel in een lagere instroom als in een hogere uitstroom in de schattingsperiode, waarbij het effect op de uitstroom groter is dan op de instroom. Uit de schattingen komt ook naar voren dat grote gemeenten relatief meer resultaat boeken bij instroombeperking dan kleinere gemeenten.

In de periode 2001-2004 nemen de verschillen in efficiëntie tussen gemeenten af. Dit is een aanwijzing dat de beleidsinspanningen van gemeenten om het aantal bijstandsuitkeringen terug te brengen zijn toegenomen. Afwijkingen tussen budget en uitgaven in het verleden, zogenaamde herverdelingseffecten, hebben in de onderzochte periode geen aantoonbaar effect op het bijstandsvolume. Het kan zijn dat deze herverdeeleffecten niet apart zichtbaar zijn, omdat het budgetteringseffect dominant is. Het is ook mogelijk dat het te vroeg is om dit te kunnen vaststellen.

Mogelijk zijn conjunctuur en beleid in de schattingsperiode niet geheel te scheiden. De conjunctuurcoëfficiënten zijn kleiner in de periode 2003-2004 dan in de periode 2001-2002, waarin het beleid is geïntensiveerd. Dit zou erop kunnen duiden dat de bijstandspopulatie voor een groter deel uit een 'harde kern' bestaat; mensen waarbij de kans om in de bijstand te komen of er uit te geraken niet afhankelijk is van de conjuncturele situatie, maar meer veroorzaakt wordt door structurele factoren. Hierbij valt te denken aan groepen met een zeer zwakke arbeidsmarktpositie, (gedeeltelijk) arbeidsongeschikten, ouderen en personen met een ontheffing van de sollicitatieplicht.

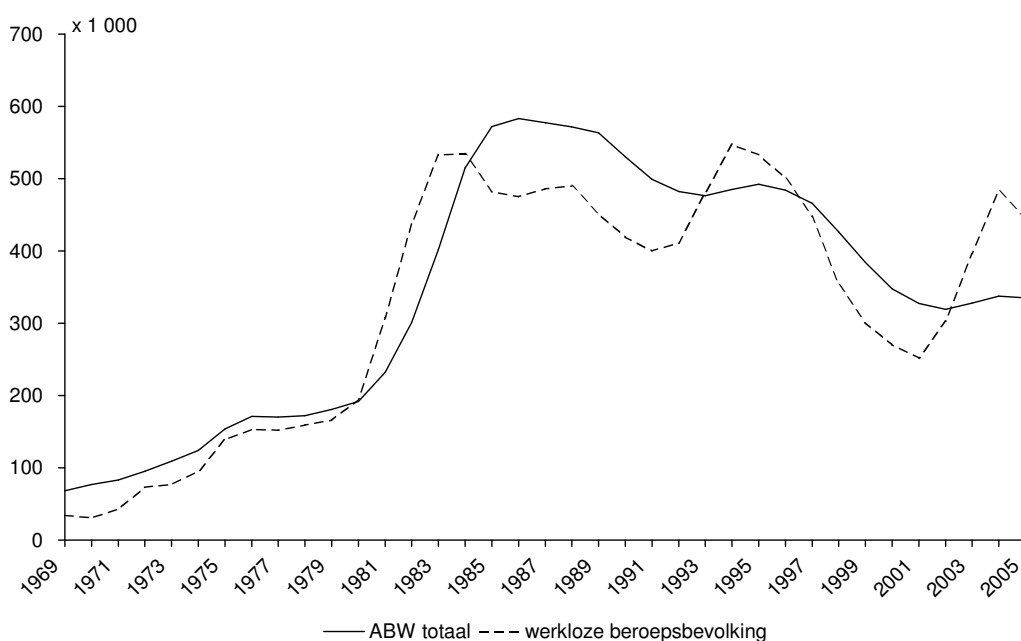
Doordat dit onderzoek redelijk kort na invoering van de WWB is uitgevoerd, dienen de resultaten met de nodige voorzichtigheid geïnterpreteerd te worden. Op dit moment is niet duidelijk welk deel van de effecten structureel is en welk deel tijdelijk. Het is aannemelijk dat een deel van het gevonden effect op de uitstroom niet structureel is. Eenmalig wordt het bestand doorlopen en opgeschoond, daarna keert de uitstroom weer terug op een lager niveau. Daarnaast kent dit onderzoek ook de beperking dat er geen gegevens beschikbaar zijn met betrekking tot gemeentespecifiek beleid voor de hele analyseperiode, zoals gegevens over geconstateerde fraudegevallen, opgelegde boetes, aantal afgewezen aanvragen.

# 1 Inleiding

Met ingang van 2004 is de Wet Werk en Bijstand (WWB) van kracht. Belangrijkste element van deze wet vormt het systeem van volledige budgettering, waardoor gemeenten iedere extra euro aan bijstanduitgaven moeten bekostigen. Er is dus geen nacalculatie. Dit vergroot de prikkel voor gemeenten om de WWB efficiënt uit te voeren, door instroom in de bijstand te voorkomen en uitstroom uit de bijstand te bevorderen. Daarnaast wordt sinds 2002 een toenemend deel van het bijstandsbudget verdeeld op basis van het zogenaamde objectieve verdeelmodel in plaats van de historische uitgaven. Dit zorgt voor herverdeel-effecten; sommige gemeenten zijn beter af, andere juist slechter.

Vanaf 2003 is het bijstandsvolume veel minder toegenomen dan verwacht had mogen worden op basis van de sterke stijging van de werkloze beroepsbevolking (zie figuur 1.1).

**Figuur 1.1 Ontwikkeling bijstandsvolume en volume werkloze beroepsbevolking, 1969-2005**



In de periode 1969-2002 was er sprake van een duidelijk verband tussen de ontwikkeling van de werkloze beroepsbevolking en het bijstandsvolume, waarbij het bijstandsvolume vertraagd reageert op de veranderingen in de werkloze beroepsbevolking. De huidige ramingmethodiek<sup>2</sup> van de bijstand is hierop gebaseerd (zie kader). De laatste jaren lijkt sprake van een trendbreuk. Gemeenten hebben hierdoor zowel in 2004 als in 2005 gezamenlijk ongeveer 300 mln euro overgehouden van het aan hen toegekende budget. Dit betrof ongeveer 8% van het bijstandsbudget. Dit is een indicatie dat de toegenomen verantwoordelijkheid van gemeenten invloed heeft gehad op de uitvoering van de bijstandswet. De mate waarin de wijzigingen in

<sup>2</sup> Zie ook Stegeman, H. en D. van Vuuren, Raming bijstandsvolume in CEP 2004, CPB memorandum 88

financiering van de bijstand hebben geleid tot effectievere uitvoering van de bijstandswet in recente jaren, is het onderwerp van studie in dit onderzoek.<sup>3</sup> Aan de hand van bijstandsgegevens van gemeenten wordt het effect van de wijzigingen in de financieringssystematiek geanalyseerd, waarbij conjuncturele en demografische ontwikkelingen ook in ogenschouw worden genomen.

Omdat de wijzigingen pas recent zijn doorgevoerd, moeten de gevonden resultaten met enige voorzichtigheid geïnterpreteerd worden. Het is nog niet duidelijk in welke mate de effecten van beleid een permanent effect hebben op het bijstandsvolume (bijvoorbeeld door kleinere instroomkans of een kortere gemiddelde verblijfsduur) of juist een tijdelijk effect (alleen 'opschonen' van het huidige bestand). Wel kan aan de hand van dit empirisch onderzoek duidelijk worden wat het belangrijkste is geweest in de afgelopen periode: beperking van de instroom of stimulering van de uitstroom.

In dit document zullen eerst de institutionele veranderingen worden beschreven (hoofdstuk 2). Vervolgens gaat hoofdstuk 3 in op de uitkomsten van kwalitatieve onderzoeken die gedaan zijn om het effect van de WWB te meten. De onderzoeksopzet en de data komen aan de orde in hoofdstuk 4. In hoofdstuk 5 worden de resultaten gepresenteerd en hoofdstuk 6 sluit af met enkele conclusies.

<sup>3</sup> Deze eerste effectmeting loopt vooruit op het voornemen van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid begin 2007 een kwantitatieve analyse van de WWB uit te voeren, zie Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (2004).

---

## Raming van het bijstandsvolume<sup>a</sup>

In 2004 is de ramingsregel voor bijstandsuitgaven aangepast. Op basis van tijdreeksen en regionale data is de relatie tussen de ontwikkeling van de bijstand en de conjunctuur geschat.

Allereerst is de mutatie in het bijstandsvolume ( $\Delta ABW$ ) geschat op basis van regionale data op COROP-niveau. Om rekening te houden met de grootte van verschillende COROP-regio's is een gewogen regressieanalyse uitgevoerd.<sup>b</sup> De dataset betreft de periode 1998 tot en met 2002. Voor de werkloze beroepsbevolking (WBB) zijn ook gegevens voor 1997 beschikbaar. Omdat het model is gespecificeerd in eerste verschillen en er twee vertraagde termen worden opgenomen, blijven per regio drie waarnemingen over. De schattingsperiode is zodoende 2000 tot 2002.

Schatting van het model op regionale data heeft geleid tot:

$$(K.1) \quad \Delta ABW_{rt} = -4,6 + 0,10\Delta WBB_{rt} + 0,13\Delta WBB_{r,t-1} + 0,13\Delta WBB_{r,t-2}$$

(1,3)    (0,014)            (0,018)            (0,016)

Waarbij het subscript  $r$  de regio's aanduidt en  $t$  de jaren. Bovenstaande vergelijking is herschaald naar macroniveau.<sup>c</sup> De constante is weergegeven in duizenden, de standaardfouten worden tussen haakjes onder de puntschatters vermeld. Wanneer jaardummies worden opgenomen in plaats van een constante, dan wijkt geen enkele coëfficiënt significant af van de bovenvermelde puntschatting van de constante, zodat de aanname van een constante verandering in de discrepantie voor de huidige periode niet onredelijk lijkt.

Schatten van dezelfde vergelijking op basis van geaggregeerde tijdreeksgegevens voor de periode 1987-2002 levert:

$$(K.2) \quad \Delta ABW_t = -10,00 + 0,14\Delta WBB_t + 0,18\Delta WBB_{t-1} + 0,10\Delta WBB_{t-2}$$

(1,76)    (0,06)            (0,08)            (0,06)

De uiteindelijk gekozen ramingsregel is gebaseerd op deze geschatte vergelijkingen en luidt:

$$(K.3) \quad \Delta WWB_t = 0,15 \Delta WBB_t + 0,20 \Delta WBB_{t-1} + 0,10 \Delta WBB_{t-2}$$

Een verandering van de werkloosheid ( $\Delta WBB$ ) leidt in het jaar zelf maar tot een beperkte verandering van het aantal personen in de bijstand ( $\Delta WWB_t$ ), namelijk 15% van de verandering in de werkloosheid. Op korte termijn werken veranderingen in de werkloosheid voornamelijk via de WW. Op wat langere termijn loopt het effect van de werkloosheid op het bijstandsvolume nog wel op, voor een belangrijk deel doordat het verblijf in de WW gemiddeld na 2 à 3 jaar eindigt.

De ramingsregel is het uitgangspunt van de raming. Vervolgens wordt rekening gehouden met beleidseffecten die in jaar  $t$  worden genomen en effect hebben op de bijstand. Dit betreft maatregelen die rechtstreeks leiden tot een verandering van het bijstandsvolume (zoals bijvoorbeeld effectiever reïntegratiebeleid als gevolg van de WWB), maar ook beleidsmaatregelen in bijvoorbeeld de WW en WAO die tot extra instroom in de bijstand leiden.

<sup>a</sup> Zie ook Stegeman, H. en D. van Vuuren, Raming bijstandsvolume in *CEP 2004*, CPB memorandum 88

<sup>b</sup> Aangenomen is dat de variantie van de heteroskedastische storingstermen recht evenredig is met de werkloze beroepsbevolking.

<sup>c</sup> Ophoging naar macroniveau beïnvloedt de hellingscoëfficiënten niet, maar wel het intercept. De constante is herschaald naar macroniveau door de geschatte constante te vermenigvuldigen met het aantal COROP-regio's ( $n=40$ ).

---



## 2 Achtergrond: veranderingen in bijstandsfinanciering

Vanaf begin jaren zeventig wordt 90% van de totale bijstandsuitgaven volledig door de rijksoverheid vergoed aan gemeenten op declaratiebasis. Ongeveer 10% van de bijstandslasten wordt door de gemeenten zelf gefinancierd uit de algemene middelen. In de jaren negentig is men gaan nadenken over een manier om bij de uitvoering van de bijstandswet de prikkels voor efficiënte uitvoering te verbeteren (commissie Etty).<sup>4</sup> De conclusie luidde dat een wijziging van de financiering van de bijstandsuitgaven de gemeenten kan aanzetten tot een betere inzet van middelen. Het onderzoek bood aanknopingspunten om een budgetteringssystematiek voor de bijstandsuitgaven te overwegen waarbij rekening wordt gehouden met niet door de gemeente zelf te beïnvloeden omstandigheden die van belang zijn voor de bijstandsuitgaven (voorstel tot objectief verdeelmodel).

Vanaf 2001 is de financiering van de bijstand ook daadwerkelijk veranderd. Drie fasen zijn hierin te onderscheiden (1) Vanaf 2001 25% budgettering voor alle gemeenten (invoering Fonds Werk en Inkomen, FWI), (2) vanaf 2002 introductie van objectieve verdeelmodel voor grotere gemeenten, en (3) vanaf 2004 invoering van de Wet Werk en Bijstand met 100% budgettering en een geleidelijk oplopend deel van het budget dat verdeeld wordt volgens een objectief verdeelmodel.

Vanaf 2001 is 25% van de macro bijstandsuitgaven voor gemeenten gebudgetteerd door de invoering van het FWI.<sup>5</sup> Gemeenten die geld op dit deel overhielden mochten het houden, gemeenten die tekort kwamen kregen compensatie (nacalculatie voor tekortgemeenten). Dit budget werd vastgesteld op basis van historische kostenaandelen, en wel het aandeel van de gemeentelijke uitgaven in de totale bijstandsuitgaven drie jaar daarvoor (jaar t-3). Budgetfinanciering op basis van historische kosten heeft evenwel als nadeel dat gemeenten die het niet zo nauw nemen met het toekennen van bijstandsuitkeringen later 'beloond' worden met een hoger budget. Immers, de uitgaven zijn drie jaar later de 'historische kosten' die het budget voor de gemeente bepalen. Gemeenten die de bijstand strak en sober hebben uitgevoerd worden daarentegen gestraft met een lager budget.

Daarom is vanaf 2002 het gebudgetteerde deel voor grotere gemeenten (60 000+) niet langer volledig gebaseerd op historische kostenaandelen per gemeente, maar voor 50% gebaseerd op het door APE<sup>6</sup> en SEO<sup>7</sup> ontwikkelde verdeelmodel (zie kader het Verdeelmodel voor de bijstandslasten in hoofdstuk 4).<sup>8</sup> Voor gemeenten met 40 000 tot 60 000 inwoners loopt dit aandeel op van 0 tot 50%. Bij een grote overschrijding van het budget kan het rijk de gemeente een aanvullende uitkering toekennen. In 2002 kregen 91 gemeenten (ofwel meer dan 18% van

<sup>4</sup> Vossers, H en D. Zwerk (1995), Budgetfinanciering van de Algemene Bijstandswet, CPB Onderzoeksmemorandum 119, CPB, Den Haag.

<sup>5</sup> Dit betreft alle bijstandsuitgaven, dus inclusief de uitgaven voor oudere en gedeeltelijk arbeidsongeschikte werkloze werknemers en zelfstandigen (IOAW en IOAZ).

<sup>6</sup> Aarts De Jong Wilms Goudriaan Public Economics bv

<sup>7</sup> Stichting Economisch Onderzoek.

<sup>8</sup> Zie ook Goudriaan, R., L.J.M. Aarts en P.J.M. Wilms (2001).

alle gemeenten) te maken met het objectieve verdeelmodel (zie tabel 2.1). Zij hadden wel het budget voor bijna 80% van alle bijstandsccliënten, zodat in 2002 ongeveer 9,5%<sup>9</sup> van het bijstandsbudget gefinancierd werd op basis van het objectieve verdeelmodel. In 2003 is het aandeel van budgettering op basis van het objectieve verdeelmodel verdubbeld.

**Tabel 2.1      Institutionele vormgeving financiering bijstand, 2000-2004**

Jaar	Aandeel gebudgetteerd	Aandeel verdeeld obv verdeelmodel	Welke gemeenten	Aantal gemeenten	Gemeenten	Inwoners	Bijstandsccliënten
	%	%			%	%	%
2000	10						
2001	25	0	alle	504	100	100	100
2002	25	50	60 000+	58	11,7	46,3	73,2
	25	0-50	40-60 000	33	6,7	9,2	6,6
	25	0	rest	405	81,7	44,5	20,2
2003	25	100	60 000+	58	11,9	46,5	72,8
	25	0-100	40-60 000	33	6,7	9,3	6,7
	25	0	rest	398	81,4	44,2	20,4
2004	100	40	60 000+	58	11,9	46,5	72,8
	100	0-40	40-60 000	55	11,2	14,3	9,5
	100	0	rest	376	76,9	39,2	17,6

De introductie van het objectieve verdeelmodel bracht herverdeeleffecten met zich mee; binnen de groep van gemeenten die een deel van het budget op basis van het objectieve verdeelmodel kregen toegekend, gingen sommige gemeenten erop vooruit terwijl andere gemeenten een lager budget kregen toegekend.

Vanaf 2004 wordt het gebudgetteerde deel verhoogd naar 100% en is in principe geen sprake meer van nacalculatie als gevolg van het invoeren van de WWB.<sup>10</sup> Alleen in bijzondere gevallen kan een gemeente bij grote tekorten aanspraak maken op een aanvullende uitkering. Daarbij wordt wel getoetst of het tekort verwijtbaar is ontstaan (bijvoorbeeld door niet efficiënt uitvoeren van de WWB). Het meerdere van 110% van de uitgaven wordt gecompenseerd. De prikkel door budgettering is dus aanzienlijk sterker dan voorheen. In gemeenten met ten minste 60 000 inwoners is het budget in 2004 voor 60% bepaald op basis van historische uitkeringslasten en voor 40% op basis van een objectief verdeelmodel (58 gemeenten).<sup>11</sup> In 2006 is het budget voor deze gemeenten voor 100% gebudgetteerd op basis van het objectieve verdeelmodel. Gemeenten tot 40 000 inwoners (77% van alle gemeenten) ontvangen in 2004 een budget dat geheel berust op historische kosten, maar ook voor deze gemeenten vindt geen

<sup>9</sup> Deze 9,5% is berekend als volgt: De 60 000+ gemeenten krijgen 25% van hun bijstandslasten voor 50% op basis van het objectieve verdeelmodel, ofwel  $73,2 \times 0,25 \times 0,50 = 9,1\%$ . Gemeenten met 40 tot 60 000 inwoners krijgen een tot 50% oplopend deel van de 25% budgettering op basis van het objectieve verdeelmodel:  $6,6 \times 0,25 \times 0,25 = 0,4\%$ . In totaal dus  $9,1 + 0,4 = 9,5\%$ .

<sup>10</sup> Het FWI-budget voor het Bijstandsbesluit Zelfstandigen (BBZ), IOAW en IOAZ is hiervan uitgezonderd, terwijl dit nog wel onder de 25%-budgettering viel. Dit is slechts een klein gedeelte van het budget.

<sup>11</sup> Zie voor een beschrijving van dit model Goudriaan R., R.S. Halbersma en L.J.M. Aarts (2003).



nacalculatie meer plaats.<sup>12</sup> Bij gemeenten van 40 000 tot 60 000 inwoners (55 gemeenten) loopt het historisch bepaalde deel van het budget af met de gemeentegrootte. In 2004 wordt ongeveer 31% van het totale bijstandsbudget verdeeld op basis van het objectieve verdeelmodel.

<sup>12</sup> Vanaf 2005 ligt de grens op gemeenten met 30 000 inwoners. In het onderzoek 'Objectieve Verdeelmodel Inkomensdeel WWB 2007' (APE, 2006) wordt onder andere aandacht besteed aan uitbreiding van het objectief verdeelmodel naar kleinere gemeenten. Een verlaging van grens tot 20 000 inwoners leidt tot een achteruitgang van de aansluiting tussen budgetten en uitgaven. Een alternatief voor de verlaging van de grens van 30 000 inwoners, is het verlagen van de grens van het compartiment grote gemeenten, van 60 000 naar 40 000. Ook dit leidt tot uitbreiding van de werking van het objectief verdeelmodel, omdat meer gemeenten volledig objectief gebudgetteerd worden (namelijk alle gemeenten met meer dan 40 000 inwoners). Deze aanpassing heeft geen gevolgen voor de gewichten van de objectieve verdeelsleutel.



### 3 Onderzoek naar effectiviteit Wet Werk en Bijstand

In 2005, een jaar na de invoering van de Wet Werk en Bijstand, zijn de eerste kwalitatieve onderzoeken uitgevoerd om de effecten van de WWB te meten. Edzes *et al.* (2005, 2006) hebben in opdracht van Divosa een zowel in 2005 als 2006 onderzoek naar de effecten van de WWB gedaan aan de hand van een vragenlijst onder 197 gemeenten. Volgens deze onderzoeken heeft de introductie van de Wet Werk en Bijstand, en dan vooral het element van budgettering, geleid tot een lager bijstandsvolume in zowel 2004 als 2005. Gemeenten hebben in 2004 vooral geïnvesteerd in beperking van de instroom, onder andere door Workfirst-projecten (in 70% van de gemeenten in één of andere vorm gebruikt) en intensivering van de controle op rechtmatigheid van aanvragen (bijvoorbeeld door huisbezoeken). Dit heeft geleid tot een lager bijstandsvolume in 2004 dan zonder deze maatregelen. Daarnaast valt nog winst te behalen door actiever uitstroombesleid te voeren. Gemeenten zijn hier volgens dit onderzoek nog niet in voldoende mate aan toe gekomen in 2004.

In 2005 is het bijstandsvolume onder andere als gevolg van de WWB gedaald. Nog meer gemeenten maken in 2005 gebruik van Workfirst-projecten (85%) en gemiddeld 17% van de uitkeringsaanvragen wordt ingetrokken op het moment dat gemeenten direct een tegenprestatie middels work first verlangen (Edzes *et al.*, 2006).

In het onderzoek van Edzes *et al.* wordt de vraag opgeworpen in welke mate een verdere reductie van het bijstandsvolume kan worden gerealiseerd. Enerzijds is toename van efficiency eindig. Op een gegeven moment komt de 'harde kern' van het bijstandsbestand in zicht; bijstandsgerechtigden met een ontheffing van de sollicitatieplicht en de zogenaamde 'fase 4'-cliënten, mensen met een bijstandsuitkering die zeer moeilijk aan een baan te helpen zijn. Door deze onderzoekers wordt deze harde kern op de helft van de bijstandspopulatie geschat, ofwel zo'n 150 000 personen. Anderzijds bestaat ook de mogelijkheid dat personen die nu aan tijdelijk werk geholpen zijn, bijvoorbeeld door Workfirst projecten, binnen afzienbare tijd weer terugkeren in de bijstand. In plaats van een structurele daling heeft een deel van de beleidsinspanning dan geleid tot een uitstel van de instroom.<sup>13</sup>

De conclusies van Blommesteijn *et al.* (2005) komen grotendeels overeen met de resultaten van Edzes *et al.* Op basis van interviews gehouden in 24 gemeenten, die tezamen goed waren voor 43% van de bijstandspopulatie in 2003, komen zij ook tot de conclusie dat voornamelijk resultaten zijn geboekt bij instroombepaling. Naast de Workfirst-projecten wordt dit bewerkstelligd door activering en versterking van handhaving (meer controles). De uitstroombepaling is vooralsnog minder effectief. Uit het onderzoek komt verder naar voren dat de WWB een duidelijke financiële prikkel geeft, ongeacht of men een overschot- of tekortgemeente is. Wel wordt gesteld dat de prikkel om beleid aan te passen op korte termijn sterker is in gemeenten met een financieel tekort dan elders. Daarnaast wordt nog opgemerkt

<sup>13</sup> Op dit mogelijke effect van de WWB wordt ook gewezen in het rapport van de FNV (2005).

dat het voor kleinere gemeenten over het algemeen moeilijker is om beleidswijzigingen te implementeren, wat tot een minder grote reductie van het bijstandsvolume geleid kan hebben.

Bovenstaande onderzoeken bevestigen het beeld dat de WWB heeft geleid tot extra beleidsinspanningen gericht op een lager bijstandsvolume. Op basis van deze onderzoeken is echter niet te zeggen hoe groot dit effect is.

Het recent verschenen rapport van het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (2006) geeft met een cijferoverzicht meer inzicht in de kwantitatieve ontwikkelingen van de Wet Werk en Bijstand. De cijfers hebben met name betrekking op 2004. In 2004 neemt de uitstroom toe. Instroom in de bijstand blijkt stabiel ondanks de in de andere onderzoeken gemelde toegenomen inspanningen ter voorkoming van instroom. Vanwege de korte onderzoeksperiode sinds de invoering van de WWB geven de cijfers een indicatie van de gevolgen van de WWB. Voor de beantwoording van de vraag naar de effecten van de WWB is een econometrische analyse nodig. Dit CPB-onderzoek maakt hier gebruik van.

## 4 Onderzoeksaanpak en data

De centrale vraag in dit onderzoek is of de in hoofdstuk 2 beschreven veranderingen in de financiering van de bijstand geleid hebben tot een effectievere uitvoering van de bijstandswet door gemeenten. Een verbetering van de effectiviteit wordt in dit onderzoek geïnterpreteerd als een afnemend bijstandsvolume, een stijgende uitstroom en een dalende instroom. Efficiëntie in de uitvoering, bijvoorbeeld lagere uitvoeringskosten per bijstandsccliënt, wordt niet expliciet geanalyseerd. Wel wordt rekening gehouden met de uitgangspositie van een gemeente. Sommige gemeenten voerden de bijstandswet voor de periode van analyse al efficiënter uit dan andere.

Het bijstandsvolume wordt in de onderzoeksperiode niet alleen beïnvloed door de wijzigingen in de financieringsstructuur. Conjuncturele effecten, veranderingen in de structuur van de werkzame en werkloze beroepsbevolking, andere beleidsmaatregelen die gemeenten treffen, en gemeentespecifieke factoren hebben ook effect op het aantal personen met een bijstandsuitkering. Eerst wordt ingegaan op de inschatting van de effecten van wijzigingen in de financieringssysteem op het bijstandsvolume. In paragraaf 4.2 staat het meten van efficiëntie van gemeenten centraal en in paragraaf 4.3 de interactie tussen conjunctuur en beleid.

### 4.1 Effecten verandering in de financieringssysteem op bijstandsvolume

Zoals uit hoofdstuk 2 blijkt is een aantal veranderingen doorgevoerd in de financiering van de bijstand. De uitgaven zijn geleidelijk gebudgetteerd en dit is voor een steeds groter deel gebaseerd op objectieve kenmerken (objectief verdeelmodel, zie kader). In formulevorm kunnen de uitgaven voor elke gemeente  $g$  in jaar  $t$  weergegeven worden door:

$$U_{g,t} = B_t \times [V_{g,t} \times OBJ_{g,t} + (1 - V_{g,t}) \times U_{g,t-2}] + (1 - B_t) \times D_{g,t} + G_{g,t} \quad (4.1)$$

Waarbij de variabele  $B_t$  de mate van budgettering aangeeft in jaar  $t$ . Op basis van tabel 2.1 is te herleiden dat deze variabele 0,1 bedraagt voor 2000, 0,25 voor de periode 2001-2003 en 1 voor 2004.  $V_{g,t}$  geeft de mate waarin gemeente  $g$  in jaar  $t$  gebudgetteerd wordt op basis van het objectief verdeelmodel ( $OBJ_{g,t}$ ).  $(1 - V_{g,t})$  is het deel van het budget dat gebaseerd is op basis van historische kostenaandelen ( $U_{g,t-2}$ ).<sup>14</sup> De mate van budgettering op basis van het objectief verdeelmodel varieert tussen gemeenten (afhankelijk van gemeentegrootte) en over de jaren (zie ook tabel 2.1). Het deel van de uitgaven dat niet gebudgetteerd wordt kunnen gemeenten

<sup>14</sup> Dit verschilt per jaar. In 2001 werd dit bepaald aan de hand van de uitgavenaandeel van gemeente  $g$  in  $t-2$ , voor 2004 op basis van de uitgaven van gemeenten in jaar  $t-2$ , opgehoogd met de verandering in het aantal huishoudens van  $t-2$  naar  $t-1$ .

declareren ( $D_{g,t}$ ). Als gemeenten aan het gebudgetteerde deel tekort komen of over houden, dienen ze het tekort zelf te bekostigen danwel mogen ze het overschot houden ( $G_{g,t}$ ).

Aan de hand van deze vergelijking is het mogelijk de effecten van de veranderingen in de financiering op te splitsen in een aantal deeleffecten.

Het effect van budgettering kan worden geschat door de variabele  $B_t$  op te nemen in het model. Doordat de veranderingen in het aandeel van budgettering voor alle gemeenten generiek zijn en alleen zijn aangepast in 2001 en 2004, is deze beleidswijziging lastig te scheiden van andere effecten (zoals veranderingen in de conjunctuur) die op hetzelfde moment optreden.

Een tweede effect is het zogenaamde herverdeeeffect. Het gebudgetteerde deel van de bijstandsuitgaven wordt voor gemeenten in verschillende mate verdeeld op basis van historische kosten en het verdeelmodel (zie tabel 2.1). In 2000 en 2001 wordt voor geen enkele gemeente het budget verdeeld op basis van het objectieve verdeelmodel. Voor kleine gemeenten (kleiner dan 40 000 inwoners) spelen herverdeeeffecten in geen enkel jaar een rol. Voor grotere gemeenten (meer dan 40 000 inwoners) speelt het objectieve verdeelmodel vanaf 2002 een steeds grotere rol. In 2004 wordt voor gemeenten met meer dan 60 000 inwoners 40% van de totale bijstandsuitgaven verdeeld op basis van het verdeelmodel.

Het effect van de wijziging in de verdeling van het bijstandsbudget kan worden uitgedrukt als het verschil in budget (ten opzichte van de oude situatie) per bijstandcliënt:

$$H_{g,t} = B_t V_{g,t} \times \left( \frac{Bud_{g,t} - U_{g,t-2}}{WWB_{g,t}} \right) \quad (4.2)$$

$Bud_{g,t}$  is het totale bijstandsbudget dat gemeente  $g$  in jaar  $t$  ontvangt. Het daadwerkelijke budget dat gemeenten krijgen is afhankelijk van de mate waarin het gebudgetteerde deel van de bijstandsuitgaven verdeeld wordt op basis van historische kosten aandelen en het objectieve verdeelmodel. Daarnaast past het Ministerie van SZW een compartimentering toe en worden herverdeeeffecten afgetopt.  $H_{g,t}$  geeft dus het bedrag in euro's dat gemeenten per bijstandcliënt meer of minder krijgen weer. In figuur 4.1 is deze variabele weergegeven voor de periode 2000-2004. Door de toename van de mate van budgettering én de toename van het aandeel dat verdeeld wordt op basis van het objectief verdeelmodel, neemt de spreiding van  $H$  toe van 2002 naar 2004. Het valt, mede op basis van het onderzoek van Blommesteijn *et al.*, te verwachten dat gemeenten die hun budget zien dalen ( $H_{g,t} < 0$ ) beter hun best doen om het bijstandsvolume te verminderen dan gemeenten die juist een toename van het budget ervaren. Dit duidt op een asymmetrische reactie, aanvullend op het budgetteringseffect. Vanzelfsprekend mag verwacht worden dat de effecten voor grote gemeenten (60 000+) aanzienlijk groter zijn dan die van kleinere gemeenten, doordat voor deze gemeenten een groter deel van hun budget verdeeld wordt op basis van het objectieve verdeelmodel.

---

## Het Verdeelmodel voor de bijstandslasten

Sinds 2002 is een deel van het bijstandsbudget gebaseerd op het door APE en SEO ontwikkelde objectieve verdeelmodel.<sup>a</sup> Doel van dit (regressie)model is om aan de hand van enkele objectieve kenmerken de verdeling van de bijstandsuitgaven te voorspellen. Randvoorwaarden bij de keuze van de kenmerken was dat deze op tijd beschikbaar dienden te zijn en tevens voor elke gemeente toegankelijk. De verklaringskracht van het model moest zo hoog mogelijk zijn en daarnaast moesten herverdeeleeffecten niet te groot zijn. Daartoe is een gewogen regressieanalyse uitgevoerd. Weging geschiedt met het aantal huishoudens van 15 tot en met 64 jaar. Omwille van de transparantie bestaat het model uit een beperkt aantal indicatoren. In de afgelopen jaren is het model telkens verfijnd. De versie die gebruikt wordt in dit onderzoek is gebaseerd op het objectieve verdeelmodel 2005. Het objectieve verdeelmodel 2005 is geschat over de periode 2001-2002 en bevat de volgende kenmerken<sup>b</sup>:

### Sociale en demografische structuur:

- Aandeel lage inkomens (in % van de huishoudens van 15-64 jaar met inkomen, 3-jaarsgemiddelde)
- Eenouderhuishoudens van 15-44 jaar (in % van huishoudens van 15-64 jaar)
- Arbeidsongeschikten (in % van inwoners 15-64 jaar)
- Totaal allochtonen 15-64 jaar (in % van inwoners 15-64 jaar)
- Laag opgeleiden 15-64 jaar (in % van inwoners 15-64 jaar, 3 jaarsgemiddelde)

### Centrumfunctie en stedelijkheid:

- Regionaal klantensurplus (regionaal klantenpotentieel<sup>c</sup> minus aantal inwoners (in 1000))
- Omgevingsadressendichtheid \* woningen (in mln)

### Conjunctuur en economische structuur:

- Werkzame beroepsbevolking (in % van totale beroepsbevolking, 3-jaarsgemiddelde)
- Banen handel en horeca (in % totaal aantal banen COROP-regio)
- Procentuele banengroei in COROP-regio (over 3 jaar)
- Totaal aantal banen per hoofd van de beroepsbevolking in COROP-regio

De geschatte relatie luidt:

$$(K.4) \quad \sqrt{\text{huishoudens}} * \log\left(\frac{\text{ABW uitgaven}}{\text{huishoudens}}\right) = \sqrt{\text{huishoudens}} * \log(\alpha + X\beta)$$

Ons onderzoek maakt voor de berekening van de relatieve efficiëncymaatstaf gebruik van de uitkomsten van het objectieve verdeelmodel. In eerste instantie is de schatting van APE nagenoeg gerepliceerd voor 2002. Vervolgens hebben we het model niet alleen voor de 40.000+ gemeenten geschat, maar voor alle gemeenten en voor alle jaren in de periode 2000-2004. Dit leverde grotendeels dezelfde resultaten op. Om een verdeling (zie paragraaf 4.2.1) te verkrijgen waarmee een beter inzicht kan worden verkregen in de (in)efficiëntie van gemeenten is gekozen om zowel het regionaal klantensurplus als de mate van stedelijkheid bij het berekenen van de uitkomsten van het objectief verdeelmodel niet langer op te nemen. Als extra variabele is het aandeel mensen in de populatie met maximale WW-duur in het 'aangepaste' model opgenomen. Dit is een objectieve verklarende factor voor de uitgaven van de bijstand die de verklaringsgraad verhoogt.

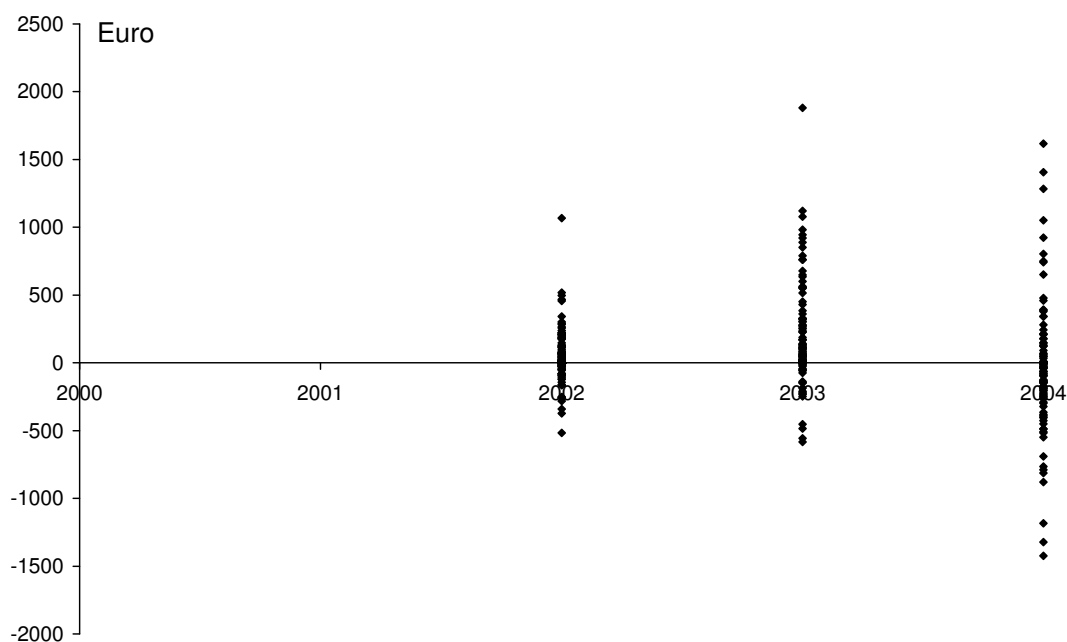
<sup>a</sup> Zie ook Goudriaan, R., L.J.M. Aarts en P.J.M. Wilms (2001).

<sup>b</sup> Voor een volledige beschrijving van dit model, zie: Halbersma *et al.*, (2004)

<sup>c</sup> Aantal regionale klanten van de woonkernen in een gemeente.

---

**Figuur 4.1 Herverdeeleffect in euro's per jaar per bijstandsccliënt**



## 4.2 Doelmatigheid van gemeenten

De prikkel die gemeenten ondervinden van de introductie van 100% budgettering bij invoering van de WWB is voor alle gemeenten hetzelfde. Elke euro die ze ten opzichte van het hun toegekende budget besparen mogen ze immers houden. Echter, de mate waarin de gemeenten ook efficiencywinst kunnen behalen hangt in belangrijke mate van af de doelmatigheid van het uitvoeren van de bijstandswet tot aan 2004. Het is bekend dat er grote heterogeniteit bestaat in uitvoering van de bijstandswet, waarbij sommige gemeenten makkelijker een uitkering toekennen dan andere gemeenten. Tot voor de invoering van de budgetteringssystematiek hadden gemeenten geen sterke prikkel (anders dan de wettelijke) om het recht op bijstand grondig te controleren. Politieke en beleidsmatige keuzes die gemeenten in het verleden hebben gemaakt, resulteren dan ook in grote verschillen in de bijstandspopulatie.

Het objectieve verdeelmodel verklaart de uitgaven van gemeenten per huishouden aan de hand van een aantal kenmerken die het beroep op de bijstand verklaren (zie kader). Er wordt in het model geen poging gedaan om te corrigeren voor verschillen in beleid en historie tussen gemeenten. Als de opgenomen factoren daadwerkelijk alleen determinanten van het beroep op de bijstand weergeven en inefficiëntie van gemeenten en verschillen in beleidsinspanningen niet met deze factoren correleren, is dit geen probleem. In dat geval komt inefficiëntie terecht in de storingsterm. Omdat het model zo is opgesteld dat het zoveel mogelijk de *huidige* verdeling van de bijstandsuitgaven verklaart, kan niet worden uitgesloten dat enkele opgenomen variabelen juist verschillen in efficiëntie opvangen. Te denken valt hierbij met name aan variabelen zoals 'stedelijkheid' en 'centrumfunctie'. Het apart opnemen van deze variabelen lijkt een



overspecificatie, omdat ook al separaat verschillen in samenstelling van de bevolking tussen grotere en kleinere gemeenten worden meegenomen (zoals percentage allochtonen en eenoudergezinnen). Daarom is voor een ‘aangepast’ verdeelmodel gekozen (zie kader).

De verhouding tussen het uitgavenaandeel zoals bepaald op basis van het ‘aangepaste’ objectieve verdeelmodel en het werkelijke (historische) uitgavenaandeel van gemeenten kan als maatstaf voor efficiency gebruikt worden. Als het werkelijke uitgavenaandeel lager is dan op basis van het verdeelmodel berekend wordt, duidt dit op een efficiënter dan gemiddelde uitvoering. Komt het uitgavenaandeel hoger uit, dan is sprake van relatief inefficiënte uitvoering. Dus, de efficiëntie van gemeente  $g$  in de uitvoering van de bijstand in jaar  $t$  kan benaderd worden door:

$$E_{gt} = \frac{Obj_{gt}}{Obj_t} \bigg/ \frac{U_{gt}}{U_t} \quad (4.3)$$

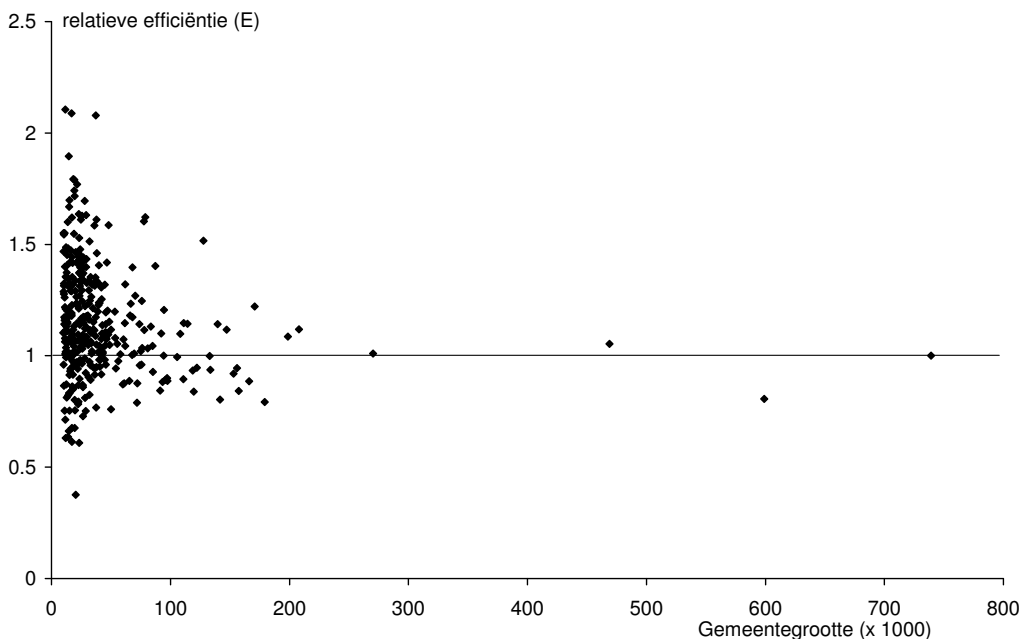
Verwacht mag worden dat deze variabele een negatief verband heeft met het bijstandsvolume, als gecontroleerd wordt voor andere factoren. Hoe hoger de relatieve efficiëntie (hoe hoger de waarde van  $E_{gt}$ ), hoe lager het bijstandsvolume. Gemeenten die gemiddeld efficiënt zijn, scoren een waarde van 1. De aanname dat het ‘aangepaste’ verdeelmodel een efficiënte verdeling van de bijstandsuitgaven weergeeft is cruciaal.<sup>15</sup>

In figuur 4.2 zijn de scores van gemeenten op de efficiëncymaatstaf in 2004 uitgezet tegen de gemeentegrootte. Wat hierbij direct opvalt is dat de spreiding groter wordt bij kleinere gemeenten. Dit is verklaarbaar, omdat de bijstandsuitgaven van kleinere gemeenten in sterkere mate beïnvloed worden door incidenten. Voor de vier grote gemeenten is het beeld gemengd: Amsterdam, Den Haag en Utrecht scoren in 2004 ongeveer efficiënt en Rotterdam inefficiënt.

Uit nadere analyse van de efficiëncymaatstaf blijkt dat de correlatie van de scores tussen de verschillende jaren met meer dan 0,95 hoog is (tussen 2000 en 2004 een correlatie van 0,90). Blijkbaar zijn de verschillen in relatieve efficiëntie vrij persistent. Daarnaast valt ook op dat de standaarddeviatie in de periode 2001-2004 afneemt (van 0,30 in 2001 naar 0,25 in 2004). Dit duidt erop dat de verdeling van de uitgaven steeds dichter bij de relatieve efficiënte verdeling komt te liggen. Mogelijk is dit het gevolg van toegenomen gelijkheid van beleidsinspanningen tussen gemeenten naar aanleiding van de wijzigingen in de financieringsystematiek.

<sup>15</sup> De vraag is of dit klopt. Zo zijn er in het objectief verdeelmodel geen beleidsvariabelen opgenomen. Dit is, gezien het doel van het verdeelmodel logisch. Immers, als beleid van een gemeente effecten heeft, zal het opnemen een dergelijke beleidsvariabele een negatief effect hebben op het toegekende budget. Bij de bepaling van de efficiency zou het dan wel voor de hand liggen voor zover mogelijk te schonen voor dit soort beleidseffecten. Echter, niet voor de hele periode 2000-2004 zijn gegevens omtrent beleid beschikbaar. Dientengevolge wordt voor de hele periode het ‘aangepaste’ objectief verdeelmodel gebruikt.

**Figuur 4.2** Verdeling efficiëncymaatstaf in 2004 naar gemeentegrootte



De efficiëncymaatstaf geeft de gemiddelde mate van efficiëntie tussen gemeenten weer. De maatstaf zegt dus niets over de absolute efficiëncywinst die te behalen valt. De variabele is bedoeld om te corrigeren voor verschillen in uitvoering tussen gemeenten. Wellicht zijn er voor alle gemeenten nog efficiëncywinsten te realiseren.

### 4.3 Conjunctuur

Naast de hiervoor beschreven modellering van beleidseffecten verdient ook de modellering van conjunctuureffecten de nodige aandacht. Het ligt voor de hand conjunctuureffecten te modelleren op basis van de werkloze beroepsbevolking gezien de samenhang tussen beide variabelen, zoals ook uit figuur 1.1 blijkt. Dit is ook de manier waarop het CPB op dit moment de mutatie van het bijstandsvolume raamt.<sup>16</sup>

Een belangrijk onderwerp in de Amerikaanse literatuur is het schatten van conjuncturele effecten op de welfare caseload (zie ook kader). In veel onderzoeken worden geaggregeerde volumegegevens gebruikt, waarbij misspecificatie op de loer ligt. De vertragingstructuur is een belangrijke bron van deze misspecificatie. Het bestandsvolume van de bijstand is afhankelijk van de som van in- en uitstroom in het verleden. Een korte vertragingstructuur kan de significantie van de meest vertraagde variabelen beïnvloeden. Klerman en Haider tonen aan dat foutieve specificaties vaak gekenmerkt worden doordat de meest vertraagde waarde het meest significant is.

<sup>16</sup> Zie hiervoor bijvoorbeeld Stegeman, H. en D. Van Vuuren (2004).

---

## Beleidsbeoordelingen van bijstandbeleid in de Verenigde Staten

In de jaren negentig zijn publieke voorzieningen voor gezinnen met lage inkomens in de Verenigde Staten aanzienlijk gewijzigd.<sup>a</sup> De belangrijkste institutionele verandering was de aanneming van de Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act (PRWORA). Als gevolg van deze wet kregen staten meer beleidsvrijheid bij de toekenning van uitkeringen. Ze kunnen nu zelf beslissen welke gezinnen ze willen helpen. Tegelijkertijd is de financiering veranderd. In plaats van variabele financiering (een soort declaratiesysteem voor staten bij de federale overheid) is overgestapt op een vaste vergoeding van de federale overheid gebaseerd op historische uitgaven aan bijstand. Enige voorwaarde om dit budget te houden is dat ten minste 75% van het budget ook daadwerkelijk aan bijstand uitgegeven wordt. Amerikaanse staten kennen dus aanzienlijk meer beleidsvrijheid dan Nederlandse gemeenten na invoering van de WWB. Ze kunnen zelf bepalen wat de hoogte, duur en reikwijdte van de bijstanduitkeringen is, terwijl deze zaken in Nederland landelijk geregeld zijn. Daarnaast heeft PRWORA geleid tot een sterkere nadruk op verplichtingen voor uitkeringscliënten. Dit heeft geleid tot een toename van 'workfare' (verplicht werk met behoud van uitkering), verplichte reïntegratie en actiever sanctiebeleid. Als laatste is in verschillende Staten in de jaren negentig ook een maximum-uitkeringsduur ingevoerd.

Al deze beleidswijzigingen hebben geleid tot een afname van het aantal bijstandcliënten (welfare caseload). Tussen 1994 en 2000 is het bijstandsvolume in de VS gehalveerd. Hierbij past echter wel de kanttekening dat deze daling samenvalt met de sterke groei van de Amerikaanse economie in dezelfde periode. Ook is opvallend dat de daling van de caseload al inzet voor de grote stelselwijziging in de jaren negentig. Het (vele) onderzoek in de VS heeft zich vooral geconcentreerd op dit verschijnsel: in welke mate is de daling in de welfare caseload toe te schrijven aan beleid en voor welk deel aan andere oorzaken, zoals veranderingen in de conjunctuur.

De meeste onderzoekers hebben gekozen voor een econometrische aanpak, waarbij ze gebruik proberen te maken van verschillen tussen staten om het onderscheid te maken tussen effecten van beleid en conjuncturele effecten.<sup>b</sup> Eén van de belangrijkste problemen waar de meeste onderzoekers tegen aan lopen, is dat de economische groei vanaf midden jaren negentig in de VS groot was, terwijl in dezelfde periode de diverse beleidsmaatregelen zijn ingevoerd. Scheiden van beide effecten is dan ook niet goed mogelijk. Blank (2002) geeft aan dat pas na een aantal conjunctuurecycli duidelijk wordt wat de separate invloed van beleid op de caseload is geweest.

De meest betrouwbare schattingsresultaten worden verkregen met paneldata op microniveau. Alleen met dit soort gegevens is het goed mogelijk in- en uitstroom uit de bijstandsregelingen goed te modelleren en rekening te houden met duurzaamheid. Ook kan met dit soort gegevens beter dan met data op een geaggregeerder niveau gemodelleerd worden of beleidsmaatregelen vooral effect hebben op in- of op uitstroom. Echter, ook in de VS zijn deze gegevens meestal niet voorhanden en wordt bij onderzoek gebruik gemaakt van minder geschikte data. Inmiddels is een aantal artikelen verschenen waarin gewezen wordt op het gevaar van misspecificatie bij deze studies (bijvoorbeeld Klerman en Haider, 2004; Haider en Klerman, 2005 en McKinnish, 2005)

Alhoewel het vele onderzoek in de VS nog niet eensluidend is, bestaat wel consensus over het feit dat beleidsmaatregelen hebben geleid tot een vermindering van het beroep op 'bijstandsachtige' voorzieningen. De omvang van dit effect is, mede door de samenhang met conjunctuur, nog niet duidelijk.

---

<sup>a</sup> Institutioneel zijn er tal van verschillen tussen de Nederlandse bijstandswet en de Amerikaanse voorzieningen voor lage inkomens. Zo bevinden de voorzieningen in de VS zich op een aanzienlijk lager niveau, zijn ze niet voor iedereen toegankelijk (voornamelijk gericht op gezinnen met kinderen) en wordt een deel van de voorzieningen in natura uitgekeerd, zoals voedselbonnen en medische hulp (MediAid). De vergelijking die hier gemaakt wordt betreft primair de financiële bijstand aan gezinnen, volgens de AFDC (Aid to Families with Dependent Children) en TANF (Temporary Assistance for Needy Families).

<sup>b</sup> Zie voor een overzicht van de Amerikaanse literatuur Bell (2001) en Blank (2002).

---

Ook in dit onderzoek spelen bovengenoemde problemen een rol. Microgegevens over bijstandcliënten zijn niet beschikbaar, met als gevolg dat alleen op geaggregeerde gegevens geschat kan worden. We proberen dit te ondervangen door verschillende conjunctuurindicatoren te gebruiken en aparte modellen te schatten voor het bestandsvolume, instroom en uitstroom.

Daarnaast is het niet uitgesloten dat een deel van het beleid ook invloed heeft op de conjunctuurvariabelen. Vooral de samenhang tussen de mate van budgettering en de conjunctuur kan een rol spelen. Het aandeel van budgettering is voor alle gemeenten immers generiek. Op macroniveau stijgt de werkloosheid trendmatig in deze periode, terwijl ook de variabele voor budgettering een soort trend is (stijgt van 0,1 in 2000 tot 1 in 2004). Dit kan leiden tot een onderschatting van het beleidseffect tezamen met een onderschatting van het conjunctuureffect als beide variabelen deze trend deels oppikken. We testen dit door ook voor deelperioden de vergelijking te schatten. Naast de werkloze beroepsbevolking als conjunctuurindicator gebruiken we ook de economische groei, het aantal banen en het aantal personen met maximale WW-duur als conjunctuurindicatoren.

#### 4.4 Data<sup>17</sup>

Voor dit onderzoek is een dataset aangemaakt met gemeentegegevens voor de periode 2000-2004. Door gemeentelijke herindelingen varieert het aantal gemeenten jaarlijks. Alle variabelen zijn met terugwerkende kracht heringedeeld op basis van de indeling van gemeenten en intergemeentelijke samenwerkingsverbanden op 1 januari 2005.<sup>18</sup> In het onderzoek zijn 429 gemeenten opgenomen.

De data bevatten gegevens over de bijstand, de uitvoering en financiering, gegevens met betrekking tot de conjuncturele ontwikkeling en (objectieve) kenmerken van gemeenten die het beroep op de bijstand bepalen. Het bijstandsvolume is een bestandsgemiddelde, gebaseerd op ultimo standen per kwartaal in duizendtallen, afgerond op veelvoud van vijf.

Tabel 4.1 toont het bestandsvolume van de bijstand uitgedrukt als percentage van de bevolking, uitgesplitst naar jaar en een drietal gemeentegrootten. Het percentage bijstandcliënten neemt toe met de gemeentegrootte. Vanaf 2002 neemt het percentage bijstandcliënten jaarlijks voor alle gemeenteklassen toe.

<sup>17</sup> Met dank aan APE, het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (SZW) en het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) voor het beschikbaar stellen van de gegevens.

<sup>18</sup> In het vervolg zullen beide worden aangeduid met gemeenten.

**Tabel 4.1 Bijstand als percentage van de bevolking, per jaar uitgesplitst naar gemeentegrootte**

Jaar	Alle gemeenten	Gemeenten ≤ 40000 inwoners	40000 ≤ gemeenten ≤ 60000 inwoners	Gemeenten ≥ 60000 inwoners
2001	1,15%	0,86%	1,53%	2,47%
2002	1,13%	0,85%	1,52%	2,43%
2003	1,18%	0,89%	1,60%	2,52%
2004	1,23%	0,93%	1,67%	2,59%

Conjunctuur wordt onder andere gemodelleerd met behulp van de werkloze beroepsbevolking tussen de 15 en 64 jaar (WBB). Cijfers van de werkloze beroepsbevolking, banen en vacatures zijn beschikbaar op COROP-niveau. Het aantal werklozen met maximale WW-duur is de enige conjunctuurindicator die op gemeenteniveau beschikbaar is.

Objectieve gemeentekennmerken die het beroep op de bijstand beïnvloeden, werden ook voor de ontwikkeling van het objectief verdeelmodel gebruikt en zijn door APE beschikbaar gesteld.<sup>19</sup>

Gegevens over gemeentespecifieke beleidsvariabelen zijn nagenoeg niet beschikbaar. We hebben beschikking over een beperkte set variabelen die betrekking hebben op de uitvoering van het beleid door gemeenten, zoals gegevens over het fraudegegevens en WIW<sup>20</sup>-banen. Deze gegevens zijn echter niet voor alle gemeenten en niet voor de gehele onderzoeksperiode beschikbaar en worden daarom niet gebruikt.

<sup>19</sup> Gegevens over het aantal tweeverdieners zijn niet beschikbaar op gemeenteniveau.

<sup>20</sup> Wet Inschakeling Werkzoekenden



## 5 Resultaten

Dit hoofdstuk bespreekt de uitkomsten van regressieanalyses. Er zijn schattingen uitgevoerd van de invloed van veranderingen van de financiering van de bijstandsuitgaven (herverdeeleffect, efficiëntie, budgettering), conjunctuur en gemeentekennmerken op het bestandsvolume, de instroom en de uitstroom van de bijstand.

Tijdens de analyses zijn verschillende combinaties van verklarende variabelen in het model opgenomen. Daarnaast zijn diverse varianten geschat (niveau, mutaties en logaritme). De meest robuuste schattingsresultaten worden gepresenteerd. In de bijlagen worden resultaten gepresenteerd naar verschillende gemeentegrootte en naar kleinere deelperioden. De schattingsperiode is 2001 tot en met 2004.

Het onderzoek maakt gebruik van jaargegevens op gemeenteniveau. De huidige ramingsregel van de bijstand daarentegen is gebaseerd op schattingen op COROP-gegevens, een hoger aggregatieniveau (zie kader raming van het bijstandsvolume). Om de relatie van dit onderzoek op gemeenteniveau met de ramingsregel goed te kunnen leggen, toont het kader op pagina 34 de regressieresultaten van de ramingsregel op een actuelere dataset met COROP-gegevens.

Het bijstandsvolume WWB in jaar  $t$  is een resultante van de personen die ten opzichte van het jaar ervoor in de bijstand blijven plus de nieuwe instroom:

$$(5.1) \quad WWB_t = (1 - \delta)WWB_{t-1} + \gamma Bev_t$$

Waarbij  $WWB_t$  het bijstandsvolume in jaar  $t$  weergeeft,  $\delta$  de fractie die uit de bijstand stroomt in jaar  $t$ ,  $\gamma$  de fractie van de bevolking in jaar  $t$  ( $Bev_t$ ) die in de bijstand terechtkomt. De mutatie van het bijstandsvolume kan dan worden weergegeven als:

$$(5.2) \quad \Delta WWB_t = I_t - U_t$$

Ofwel de instroom ( $I$ ) minus de uitstroom ( $U$ ) in jaar  $t$ .<sup>21</sup> Dit saldo van in- en uitstroom is afhankelijk van de conjunctuur, beleid, en wellicht ook gemeentekennmerken, waarbij conjunctuur en beleid andere effecten kunnen hebben op de instroom dan op de uitstroom.

$\Delta WWB$ , instroom en uitstroom kunnen alle geschat worden met de ons beschikbare dataset. Dit maakt het mogelijk inzicht te krijgen in de mate waarin conjunctuur en beleid in- en uitstroom op verschillende wijze beïnvloeden.

<sup>21</sup> Waarbij  $I_t = \delta WWB_{t-1}$  en  $U_t = \gamma Bev_t$

Het is niet mogelijk om in- en uitstroom en (de mutatie van) het bijstandsvolume exact aan elkaar te relateren, omdat deze niet dezelfde definitie kennen. In- en uitstroom betreffen ultimocijfers<sup>22</sup> (in- en uitstroomvolume over het hele jaar), het bijstandsvolume betreft het bestandsgemiddelde (gemiddeld aantal personen per jaar).

## 5.1 Schatting relatieve mutatie van het bestandsvolume van de bijstand

De invloed van wijzigingen in de financieringssystematiek en de conjunctuur op de relatieve verandering van het bijstandsvolume wordt met de volgende modelvergelijking<sup>23</sup> onderzocht:

$$(5.3) \quad \frac{\Delta WWB_{g,t}}{WWB_{g,t-1}} = \alpha + \beta \frac{\Delta X_{g,t}}{X_{g,t-1}} + u_{g,t}$$

Waarbij  $\Delta WWB_{g,t}/WWB_{g,t-1}$  de relatieve mutatie van het bestandsvolume van de bijstand voor gemeente  $g$  in jaar  $t$  weergeeft,  $\alpha$  de constante,  $\Delta X_{g,t}/X_{g,t-1}$  de relatieve mutatie van de in het model opgenomen variabelen voor gemeente  $g$  in jaar  $t$ ,  $\beta$  de vector van coëfficiënten en  $u_{g,t}$  de storingsterm voor gemeente  $g$  in jaar  $t$ . De constante is een benadering voor niet in het model opgenomen variabelen en corrigeert bijvoorbeeld voor niet geobserveerde effecten van uitvoering van het beleid voor zover deze een lineair patroon in de tijd vertonen.

Tabel 5.1 toont de regressie-uitkomst van vergelijking (5.3)<sup>24</sup>. Om rekening te houden met de grootte van verschillende gemeenten is een gewogen regressieanalyse uitgevoerd.<sup>25</sup> De werkloze beroepsbevolking is beschikbaar op COROP-niveau. In het regressiemodel is de relatieve mutatie van de mate van budgettering opgenomen. Dit is een generieke variabele. Door het opnemen van een macrovariabele in een microvergelijking wordt de standaardfout onderschat (zie B.R. Moulton 1986, 1990). Tabel 5.1 toont naast de OLS standaardfouten ook de aangepaste standaardfouten. Om de standaardfouten te corrigeren is de methode van clusteranalyse gebruikt. De aangepaste standaardfouten zijn hoger en de geschatte coëfficiënten blijven ongewijzigd. In alle andere tabellen worden alleen de aangepaste standaardfouten gepresenteerd.

<sup>22</sup> Doordat zowel de verblijfsduur als het moment van in/uitstroom onbekend is, kan geen bestandsgemiddelde van instroom en uitstroom berekend worden.

<sup>23</sup> Deze definitie van afhankelijke variabele is analoog aan de analyse van Voogd en Nieuwenhuijsen (2003).

<sup>24</sup> In tegenstelling tot de schattingen op COROP-niveau (kader pagina 34 en bijlage 1) is de endogene variabele niet de absolute, maar de relatieve verandering van het bestandsvolume van de bijstand.

<sup>25</sup> Aangenomen is dat de variantie van de heteroskedastische storingstermen recht evenredig is met het aantal huishoudens van 15-65 jaar per gemeente (weging =  $1/\sqrt{\text{aantal huishoudens}_{15-64 \text{ jaar}}}$ ).



**Tabel 5.1 Schattingsresultaten relatieve verandering van het bestandsvolume van de bijstand, Periode 2001-2004**

Variabelen <sup>a</sup>	Geschatte coëfficiënt	Niet aangepaste standaardfouten	Aangepaste standaardfouten (mbv clusteranalyse)
Constate	0,004	(0,003)	(0,014)
Werkloze beroepsbevolking (t)	0,059	(0,006)	(0,012)
Werkloze beroepsbevolking (t-1)	0,071	(0,006)	(0,029)
Werkloze beroepsbevolking (t-2)	0,061	(0,006)	(0,020)
Efficiencymaatstaf (t)	- 0,124	(0,010)	(0,030)
Mate van budgettering (t)	- 0,005	(0,002)	(0,009)
n			1484
R <sup>2</sup>			0,251

<sup>a</sup> Alle opgenomen variabelen zijn relatieve mutaties

In het geschatte model wordt de relatieve mutatie van het aantal bijstandsuitkeringen verklaard door conjunctuur en beleid. Veranderingen in gemeentekennmerken bleken geen significant effect te hebben op de relatieve mutatie van het bijstandsvolume. Conjunctuur wordt gemodelleerd met behulp van de werkloze beroepsbevolking (WBB). Een lagere economische groei gaat gepaard met een grotere werkloze beroepsbevolking en leidt naar verwachting tot een stijging van het bijstandsvolume. Deze variabele wordt ook vertraagd opgenomen. Op korte termijn werken veranderingen in de werkloosheid voornamelijk via de WW. Op wat langere termijn loopt het effect van de werkloosheid op het bijstandsvolume nog wel op, voor een belangrijk deel doordat het verblijf in de WW gemiddeld na 2 à 3 jaar eindigt. Zowel de onvertraagde als de vertraagde variabelen blijken significant.

Als beleidsvariabele (rijksbeleid) wordt de relatieve mutatie van de mate van budgettering opgenomen. Het budgetteringseffect leidt tot een sterkere marginale prikkel: gemeenten mogen het geld wat ze aan het budget overhouden behouden en moeten wat ze tekort komen zelf betalen. Veranderingen in het aandeel van budgettering is voor alle gemeenten generiek en zijn alleen aangepast in 2001 en 2004. Het aantal observaties is dus klein, waardoor het lastig is een uitspraak te doen over de vraag of budgetteren een causaal (oorzakelijk) effect op het aantal bijstandscilënten heeft. Resultaten uit tabel 5.1 laten zien dat een hogere relatieve mutatie van de mate van budgettering een negatief effect heeft op het bijstandsvolume. Dit sluit aan bij de meer kwalitatieve studies van hoofdstuk 3. Hieruit komt naar voren dat de budgetterings-systematiek geleid heeft tot een lager bijstandsvolume. Het effect van de relatieve verandering in de mate van budgettering in 2004 op de relatieve mutatie van het bestandsvolume van de bijstand is -1,5%<sup>26</sup> volgens deze schatting.

<sup>26</sup>  $-0,005 * (0,75/0,25) * 100\% = -1,5\%$ .

---

## Regressieresultaten (huidige) ramingsregel op een actuelere dataset

In het tekstkader 'raming van het bijstandsvolume' is de huidige ramingsregel voor de bijstandsuitgaven kort beschreven. De bijstandsmutatie uit de ramingregel is gebaseerd op conjunctuurveranderingen en wordt afzonderlijk aangevuld met een inschatting van de effecten van actuele beleidsmaatregelen. Momenteel bestaat er een groot verschil tussen de CPB-ramingen en de bijbehorende realisaties voor het bijstandsvolume in 2003-2005<sup>a</sup>. In hoeverre wijzigingen in financiering van de bijstand geleid hebben tot effectievere uitvoering van de bijstandswet in recente jaren is onderwerp van studie in dit onderzoek. Hierbij wordt gebruik gemaakt van gegevens op gemeenteniveau. Om de relatie tussen de uitkomsten van dit onderzoek en de uitgevoerde schattingen voor de huidige ramingsregel goed te kunnen leggen, zijn analyses op hetzelfde aggregatieniveau (COROP) uitgevoerd op een actuelere dataset.

Dit kader beschrijft de uitkomsten van regressieanalyses op basis van geactualiseerde regionale data. In de periode 2000-2004 heeft een structurele verandering plaatsgevonden. In de periode 2002-2004 zijn de conjunctuurcoëfficiënten aanzienlijk gedaald (zie bijlage 1A voor een tabel met schattingsresultaten). Om een indicatie te krijgen of veranderingen in de financieringssysteem een rol spelen, is de mutatie van de mate van budgettering als additionele verklarende variabele in het model opgenomen. Dit blijkt volgens een tentatieve analyse een belangrijke variabele voor het schatten van de bijstandsmutatie. De geschatte vergelijking luidt:<sup>b</sup>

$$(K.5) \quad \Delta ABW_{r,t} = -0,40 + 0,10\Delta WBB_{r,t} + 0,12\Delta WBB_{r,t-1} + 0,10\Delta WBB_{r,t-2} - 11,09\Delta B_t$$

(0,97)   (0,01)            (0,01)            (0,01)            (3,52)

Dit moet echter voorzichtig geïnterpreteerd worden. Het probleem van ontbrekende variabelen (omitted variables) kan de causaliteit van de schattingsresultaten beïnvloeden. Ontbrekende variabelen die mogelijk invloed hebben op het bijstandsvolume zijn bijvoorbeeld objectieve gemeentekenners en het effect van de invoering van het verdeelmodel voor het vaststellen van de budgetten. In het hoofdonderzoek wordt gebruik gemaakt van gegevens op gemeenteniveau, waardoor dergelijke variabelen wel in de analyses kunnen worden opgenomen.

De huidige ramingsregel is echter niet alleen gebaseerd op schattingsresultaten op regioniveau. De ramingsregel is het resultaat van zowel regressieanalyse op regioniveau als van tijdreeksanalyse. De uitkomst van de ramingsregel wordt aangevuld met een inschatting van beleidseffecten. Interessant zijn berekeningen die het effect van nieuwe schattingsresultaten (model K.5) op het residu van de bijstandsraming laten zien (zie bijlage 1B voor een uitgebreidere toelichting). Door de invoering van de Wet Werk en Bijstand in 2004 met 100% budgettering is de stijging van het aantal bijstandsuitkeringen naar schatting ongeveer 8 000 lager in 2004. Toepassen van model K.5 bij de raming leidt tot kleinere residuen tussen raming en realisatie over de periode 2002-2004 dan de huidige ramingsregel (K.3). Dit wordt met name veroorzaakt door lagere conjunctuurcoëfficiënten. De huidige ramingsregel voor het verband tussen conjunctuur en bijstandsvolume behoeft op basis van de geactualiseerde analyses wijziging. Het lijkt verstandig de conjunctuurcoëfficiënten naar beneden bij te stellen.

<sup>a</sup> Zie ook CPB Notitie 2005/29, Raming versus Realisatie van het bijstandsvolume.

<sup>b</sup> De constante en de geschatte coëfficiënt voor de mutatie van de mate van budgettering zijn herschaald naar macroniveau door de schattingen te vermenigvuldigen met het aantal COROP-regio's

---

De relatieve mutatie van de efficiencymaatstaf (zie paragraaf 4.2) wordt als indicator voor gemeentelijk beleid (doelmatigheidsmaatstaf) opgenomen. Hoe efficiënter een gemeente de Wet Werk en Bijstand uitvoert in vergelijking met andere gemeenten, des te hoger de waarde van de efficiencymaatstaf  $E$  en hoe lager het bijstandsvolume. Ondanks het feit dat  $E$  weinig variatie vertoont over tijd en gemeentegroepen, heeft het significante invloed op de relatieve mutatie van de bijstand. Blijkbaar hebben gemeenten die relatief efficiënter worden ook een lagere mutatie van het bijstandsvolume.

Te beargumenteren valt dat als de relatieve mutatie van de efficiencymaatstaf (4.3) opgenomen wordt ter verklaring van (de relatieve mutatie van) het bijstandsvolume, er sprake is van endogeniteit. Eén van de variabelen in de indicator betreft de werkelijke uitgaven, die vanzelfsprekend samenhangen met het bijstandsvolume. Uit berekeningen blijkt dat zowel het historische uitgavenaandeel als het aandeel op basis van het objectief verdeelmodel in jaar  $t$  een hoge correlatie met het bijstandsvolume in jaar  $t$  hebben. De efficiencymaatstaf is echter het quotiënt van deze aandelen. De maatstaf vertoont nauwelijks correlatie met het bestandsvolume (correlatie =  $-0,14$ ). Aangezien in de teller en de noemer van de efficiencymaatstaf uitgavenaandelen voorkomen, wordt het verband met het bijstandsvolume 'weggedeeld'. Hierdoor is er geen rechtstreeks verband meer met het bijstandsvolume via de hoogte van de bijstandsuitgaven. Er is dus geen sprake van multicollineariteit. Opname van de efficiencymaatstaf in het regressiemodel leidt dus niet tot schattingstechnische problemen. Overigens leidt het weglaten van deze variabele niet tot significant andere uitkomsten.

Het herverdeeleffect ( $H$ ) is niet opgenomen in het model. Het herverdeeleffect  $H$  heeft geen significante invloed op de schattingsspecificatie van de relatieve mutatie van het bijstandsvolume en het opnemen van deze variabele had geen effect op de andere variabelen. Het herverdeeleffect  $H$  en de mate van budgettering pikken deels overeenkomstige effecten op. Beide variabelen vertonen de grootste verandering in 2004, waardoor afgevraagd kan worden in hoeverre het effect van 100% budgettering te scheiden en te isoleren is van herverdeeleffecten. Om enigszins een uitspraak te doen over de robuustheid van het model is onderzocht hoe gevoelig het model is voor variatie van verklarende variabelen. Opname van fixed-effects (op gemeenteniveau of coropniveau), waardoor rekening gehouden wordt met de invloed van gemeentespecifieke kenmerken laten de resultaten grosso modo onaangetast. Ook de opname van gemeentespecifieke controle variabelen, zoals het aantal allochtonen of laag opgeleiden, blijken niets aan het model toe te voegen.

Om inzicht te krijgen of een structurele verandering in de onderzoeksperiode heeft plaatsgevonden is het model geschat voor de (deel)perioden 2001-2004, 2001-2002 en 2003-2004. Uitkomsten van deze schattingen worden weergegeven in bijlage 2. Uitvoeren van de Chow Forecast Test wijst uit dat er in de periode 2000-2004 een structurele verandering heeft plaatsgevonden. De meeste coëfficiënten van de schatting op deelperioden wijken significant af van

de schattingsresultaten van tabel 5.1. Conjunctuur coëfficiënten zijn aanzienlijk lager bij de schatting op deelperioden.

In de analyse van tabel 5.1 worden alle gemeenten meegenomen. Invloed van conjunctuur en andere gedragseffecten kunnen verschillen tussen gemeenteklassen, omdat de prikkels (met name van herverdeling) verschillen naar gemeentegrootte. In tabel B2.2 van bijlage 2 staan de regressieresultaten weergegeven voor drie gemeenteklassen. Onderscheid wordt gemaakt tussen gemeenten kleiner dan 40 000 inwoners, gemeenten tussen de 40 000 en de 60 000 inwoners en gemeenten groter dan 60 000 inwoners. Voor deze verdeling is met name gekozen omdat de verdeling op basis van het objectieve verdeelmodel voor deze groepen verschilt. De gepresenteerde coëfficiënten van de (vertraagde) werkloze beroepsbevolking en de efficiencymaatstaf voor de verschillende gemeenteklassen wijken niet significant af van de schattingsresultaten in tabel 5.1.<sup>27</sup> Uit de resultaten blijkt wel dat de invloed van relatieve mutatie van de mate van budgettering op het bestandsvolume van de bijstand afhankelijk is van de grootte van gemeenten. Budgetteringseffecten lijken groter voor middelgrote en grote gemeenten dan voor kleine gemeenten.

## 5.2 Schatting instroom van de bijstand

De instroom in de bijstand is uitgedrukt in de bevolkingsomvang (de instroomfractie). De variabelen die invloed hebben op de instroomfractie van de bijstand, zijn in drie blokken te onderscheiden: beleidsvariabelen, conjunctuurvariabelen en gemeentespecifieke kenmerken. De volgende vergelijking is geschat:

$$(5.4) \quad \frac{Instroom_{g,t}}{bevolking_{g,t}} = \alpha + \beta C_{g,t} + \delta X_{g,t} + \gamma P_{g,t} + u_{g,t}$$

waarbij  $Instroom_{g,t}/Bevolking_{g,t}$  de instroomfractie van de bijstand voor gemeente  $g$  in jaar  $t$  weergeeft,  $\alpha$  de constante,  $C_{g,t}$  de set conjunctuurvariabelen,  $X_{g,t}$  de set gemeentespecifieke kenmerken,  $P_{g,t}$  de set beleidsspecifieke variabelen en  $\beta$  resp.  $\delta$  en  $\gamma$  de vector bijbehorende coëfficiënten en  $u_{g,t}$  de storingsterm voor gemeente  $g$  in jaar  $t$ .

Tabel 5.2 toont de regressieresultaten van vergelijking (5.4). De meeste variabelen zijn beschikbaar op gemeenteniveau. Een uitzondering hierop vormen de conjunctuurcijfers voor de werkloze beroepsbevolking en het aantal banen. Deze variabelen zijn beschikbaar op COROP-

<sup>27</sup> De coëfficiënten van de (vertraagde) werkloze beroepsbevolking en de efficiencymaatstaf vallen binnen het 95% betrouwbaarheidsinterval van de schattingsresultaten in tabel 5.1.

niveau. Om rekening te houden met de grootte van verschillende gemeenten is een gewogen regressieanalyse uitgevoerd.<sup>28</sup>

**Tabel 5.2 Schattingsresultaten van de instroomfractie van de bijstand**

Variabelen <sup>a</sup>	Periode 2001-2004	
Constate	- 2,771	(0,329)
Werkloze beroepsbevolking uitgedrukt in de beroepsbevolking 15-64 jaar (t)	15,280	(2,008)
Aandeel personen met maximale WW-uitkering in het aantal inwoners 15-64 jaar (t)	775,781 <sup>b</sup>	(39,305)
Eenoudergezinnen van 15-44 jaar (in % van huishoudens van 15-64 jaar) (t)	1,134	(0,022)
Arbeidsongeschikten (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,099	(0,019)
Allochtonen van 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,007	(0,009)
Laag opgeleiden 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,020	(0,002)
Mate van stedelijkheid (omgevingsadressendichtheid * woningvoorraad, in mln)	0,007	(0,000)
Efficiencymaatstaf E (t-1)	- 0,521	(0,098)
Mate van budgettering (t)	- 0,760	(0,114)
n		1484
R <sup>2</sup>		0,742

<sup>a</sup> De aangepaste standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven.

<sup>b</sup> Omdat het aantal personen met maximale WW-duur, uitgedrukt in het aantal inwoners tussen de 15-64, een zeer kleine fractie betreft, is deze coëfficiënt groot.

Om het effect van conjunctuur op de instroomfractie te meten zijn twee conjunctuurindicatoren in het model opgenomen. Voor de instroomfractie wordt allereerst de werkloze beroepsbevolking uitgedrukt in de beroepsbevolking opgenomen. Personen die geen recht hebben op WW of een andere uitkering bij het verliezen van hun baan, komen direct in de bijstand. Veel werknemers hebben eerst recht op een WW-uitkering. Daarom wordt ook het aandeel personen met maximale WW-uitkering in de bevolking opgenomen. Een ongunstige conjunctuur gaat gepaard met een hoger aantal personen met een maximale WW-uitkering. Hoe meer werklozen met maximale WW-uitkering (dus beëindiging van de WW), des te groter de instroom in de bijstand. Regressieresultaten van de instroomfractie laten voor de conjunctuurindicatoren een positief significant verband zien.

In het model voor de instroomfractie zijn naast conjunctuur- en beleidsvariabelen ook gemeentespecifieke kenmerken opgenomen. Veel van de opgenomen gemeentekennmerken worden ook in het verdeelmodel van APE<sup>29</sup> opgenomen. Het percentage eenoudergezinnen vertoont een sterke relatie met de instroom: hoe meer eenoudergezinnen, des te groter de instroomfractie. Als veel inactieven een gedeeltelijke arbeidsongeschiktheidsuitkering

<sup>28</sup> Aangenomen is dat de variantie van de heteroskedastische storingstermen recht evenredig is met het aantal huishoudens van 15-65 jaar per gemeente.

<sup>29</sup> Zie Halbersma, R.S., C.M. Visscher, R. Goudriaan, L.J.M. Aarts, 2004, Verbetering van het objectieve verdeelmodel voor de Wet Werk en Bijstand, den Haag, APE en officiële publicatie Wijziging Besluit WWB en Besluit uitkeringen gemeenten IOAW en IOAZ voor het jaar 2004 (Staatsblad)

ontvangen en geen werk hebben, kunnen ze in aanmerking komen voor een aanvullende bijstandsuitkering. Om die reden is de instroom in de bijstand hoger (complementen). Het kenmerk etniciteit is een indicator van sociale achterstand en een belangrijke determinant van de bijstand. Hoe hoger het percentage allochtonen in een gemeente, des te hoger de te verwachten instroom. Het percentage mensen met een lage opleiding heeft ook een positief effect op de instroom. De omgevingsadressendichtheid en de woningvoorraad worden tezamen gebruikt als maatstaf voor de mate van stedelijkheid. Hoe stedelijker het karakter van een gemeente des te hoger de instroom in de bijstand.<sup>30</sup>

Om het effect van de wijzigingen in de financieringssystematiek van de bijstand te meten, zijn wederom de mate van budgettering en de efficiencymaatstaf in het model opgenomen. Resultaten uit tabel 5.2 laten zien dat een hogere mate van budgettering een positief effect heeft op het terugbrengen van het instroom. Ook geldt hoe efficiënter de uitvoering van de WWB des te lager de instroom. Opname van het herverdeeffect H in het model heeft geen significante invloed op de schattingsresultaten. Zoals in paragraaf 5.1 is aangegeven kan dit veroorzaakt worden doordat veranderingen in de mate van budgettering en de overgang van budgettering van historische kosten naar herverdeelmodel tegelijkertijd zijn ingevoerd. Effecten van systeemwijzigingen in de bijstand zijn daardoor moeilijk van elkaar te isoleren.

Ook het model voor de instroom is over verschillende deelperioden geschat. Hieruit blijkt dat er geen structurele verandering over de tijd heeft plaatsgevonden. Opname van fixed effects<sup>31</sup> heeft wel invloed op de schattingsresultaten. Na opname van gemeente- of coropdummies hebben alle variabelen minder invloed op de instroomfractie.

Om inzicht te krijgen in het effect van verschillen in gemeentegrootte, zijn in bijlage 3 de regressieresultaten weergegeven voor de drie gemeenteklassen. Uit de resultaten blijkt dat met name schattingsresultaten voor grotere gemeenten afwijken van de schattingsresultaten van tabel 5.2. De effecten van wijzigingen in budgettering zijn groter voor grotere gemeenten. Dit zou het gevolg kunnen zijn van het gelijktijdig doorgevoerde herverdeeffect. Voor grotere gemeenten speelt het objectieve verdeelmodel een grotere rol dan voor kleine gemeenten.

<sup>30</sup> In het door APE en SEO ontwikkelde objectieve verdeelmodel heeft stedelijkheid een negatief effect.

<sup>31</sup> Een nadeel van het schatten van een fixed-effects model is dat het effect van gemeten variabelen die weinig variëren over de tijd overgenomen wordt in de vaste voet. Spijkerman et al. (2005) hebben zo'n model geschat voor de periode 1999-2002. Een aantal variabelen die weinig variëren over de tijd (zoals het aantal allochtonen en laag opgeleiden) is niet langer significant, en de vaste voet is aanzienlijk. Het is dus bij deze methode niet duidelijk welk deel van de vaste voet per gemeente toe te schrijven is aan beleidseffecten en welk deel aan gemeentespecifieke eigenschappen die weinig variëren over de tijd. We gebruiken deze methode alleen ter controle van de door ons gevonden effecten.

### 5.3 Schatting uitstroom van de bijstand

De uitstroom in de bijstand is uitgedrukt als fractie in het gemiddelde aantal bijstandsccliënten van het voorafgaande jaar. De set van variabelen die invloed hebben op de uitstroomfractie van de bijstand is in drie blokken te onderscheiden: beleidsvariabelen, conjunctuurvariabelen en gemeentespecifieke kenmerken. Om de uitstroom van het bijstandsvolume te specificeren is de volgende vergelijking geschat:

$$(5.5) \quad \frac{Uitstroom_{g,t}}{WWB_{g,t-1}} = \alpha + \beta C_{g,t} + \delta X_{g,t} + \gamma P_{g,t} + u_{g,t}$$

waarbij  $Uitstroom_{g,t} / WWB_{g,t-1}$  de uitstroomfractie van de bijstand voor gemeente  $g$  in jaar  $t$  weergeeft,  $WWB_{g,t-1}$  het gemiddelde aantal bijstandsccliënten in jaar  $t-1$ ,  $\alpha$  de constante,  $C_{g,t}$  de set conjunctuurvariabelen,  $X_{g,t}$  de set gemeentespecifieke kenmerken,  $P_{g,t}$  de set beleidsspecifieke variabelen en  $\beta$  resp.  $\delta$  en  $\gamma$  de vector bijbehorende coëfficiënten en  $u_{g,t}$  de storingsterm voor gemeente  $g$  in jaar  $t$ .

Tabel 5.3 toont de regressieresultaten van vergelijking (5.5). De meeste variabelen zijn beschikbaar op gemeenteniveau. Een uitzondering hierop vormt de banengroei. Deze variabele is beschikbaar op COROP-niveau. Om rekening te houden met de grootte van verschillende gemeenten is een gewogen regressieanalyse uitgevoerd.<sup>32</sup>

**Tabel 5.3 Schattingsresultaten van de uitstroomfractie van de bijstand**

Variabelen <sup>a</sup>	Periode 2001-2004	
Constance	0,321	(0,017)
banengroei (t.o.v. het voorafgaande jaar) (t)	0,252	(0,134)
Allochtonen van 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	- 0,004	(0,001)
Eenoudergezinnen van 15-44 jaar (in % van huishoudens van 15-64 jaar) (t)	- 0,013	(0,006)
Efficiencymaatstaf (t-1)	0,069	(0,010)
Mate van budgettering (t)	0,052	(0,008)
n		1484
R <sup>2</sup>		0,107

<sup>a</sup> De aangepaste standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven.

In tegenstelling tot de schattingen voor de mutatie van het bestandsvolume en de instroomfractie van de bijstand is de werkloze beroepsbevolking van gemeenten als conjunctuurindicator vervangen door de jaarlijkse banengroei. Hierdoor wordt rekening gehouden met de invloed van de arbeidsmarkt op de bijstandsuitgaven. Een hoge banengroei maakt het makkelijker om

<sup>32</sup> Aangenomen is dat de variantie van de heteroskedastische storingstermen recht evenredig is met het aantal bijstandsccliënten

mensen aan het werk te helpen en bevordert de uitstroom van de bijstand, hetgeen tot uitdrukking komt in een significant positieve coëfficiënt in tabel 5.3.

In de schattingspecificatie van de uitstroomfractie zijn ook gemeentespecifieke kenmerken opgenomen. Het percentage allochtonen heeft een significant negatief effect op de uitstroom. Hoe hoger het percentage allochtonen, des te kleiner de uitstroomfractie. Tevens blijkt dat als het percentage eenoudergezinnen in een gemeente stijgt, de uitstroomfractie afneemt.

Wijzigingen in de financieringssystematiek blijken ook invloed te hebben op de uitstroomfractie in de bijstand. Uit kwalitatieve evaluaties van hoofdstuk 3 zou je verwachten dat er weinig effect zou zijn. De toename van de mate van budgetteren prikkelt gemeenten echter de uitstroom uit de bijstand te bevorderen. De mate van budgetteren heeft een positief significant effect op de uitstroomfractie. Naarmate de gemeente de bijstand efficiënter uitvoert, neemt de uitstroom ook toe.

Opname van dummies op gemeente of corop-niveau, waardoor voor fixed-effects wordt gecorrigeerd, beïnvloedt de schattingsresultaten. Een deel van de verklaring van de opgenomen variabelen komen terecht in de gemeenteconstanten.

In bijlage 4 worden ook de regressieresultaten voor verschillende (deel)perioden getoond. Hoewel een groot deel van de variabelen niet significant afwijkt de schattingen in tabel 5.3 waar de gehele periode in de analyse wordt meegenomen, is er sprake van een structurele verandering. Variabelen die wel significant afwijken in de tijd zijn de banengroei en de mate van budgettering. De afname van het effect van de banengroei op de uitstroomfractie in de tijd, suggereert dat conjunctuur de uitstroom minder gaat beïnvloeden. Het feit dat de schattingspecificatie van de instroomfractie niet structureel verandert over de tijd, doet vermoeden dat de gewijzigde coëfficiënten samenhangen met het (uitstroom-)beleid.<sup>33</sup> Er stromen blijkbaar meer mensen uit de bijstand, waardoor het effect van de neergaande conjunctuur anders is dan in andere perioden. Het beleid (mate van budgettering) voor de uitstroomfractie is effectiever in de tweede periode. Een samenhang met uitstroom kan een tijdelijk effect impliceren van conjunctuurcoëfficiënten. Dit is op dit moment niet met zekerheid te stellen. Ook is het mogelijk dat de verblijfsduur in de bijstand is veranderd, waardoor ook het gemiddelde bijstandsbestand structureel afneemt.

Tabel B4.2 in bijlage 4 toont de resultaten voor verschillende gemeentegrootte. Schattingsresultaten van grote gemeente wijken af van de schattingsresultaten in tabel 5.3. In tegenstelling tot de schattingsresultaten van de instroom zijn de effecten van wijzigingen in de mate van budgettering kleiner voor grotere gemeenten. Ook is het effect van de banengroei op de uitstroom aanzienlijk lager voor grotere gemeenten. De invloed van de efficiencymaatstaf neemt echter wel toe voor grotere gemeenten.

<sup>33</sup> Dit sluit aan bij het onderzoek van het ministerie van SZW (2006).



## 5.4 Van micro naar macro

Op basis van de geschatte vergelijkingen is het mogelijk om de instroom en uitstroom op macroniveau op te splitsen naar deeleffecten. Hierbij onderscheiden we conjunctuur, beleid, efficiency en gemeentekennmerken. Zoals in het begin van dit hoofdstuk al is aangegeven, is het niet mogelijk om de mutatie van het bijstandsvolume te herleiden uit instroom minus uitstroom door definitieverschillen (ultimocijfers versus jaargemiddelden).

**Tabel 5.4 Instroom bijstand naar onderdelen op macroniveau**

	2001	2002	2003	2004
	x 1 000 personen			
Instroom bijstand conjunctuur	41	42	47	64
Instroom bijstand budgettering	- 3	- 3	- 3	- 12
Instroom bijstand efficiency	- 9	- 9	- 9	- 9
Instroom bijstand gemeentekennmerken	118	120	122	122
Instroom bijstand constante <sup>a</sup>	- 43	- 43	- 44	- 44
Totale instroom bijstand <sup>b</sup>	104	106	113	121

<sup>a</sup> De constante is op macroniveau niet constant, door veranderingen in de wegingsfactor door de jaren (huishoudens 15-64 jaar)

<sup>b</sup> De totale instroomcijfers zijn niet gelijk aan de door het CBS gepubliceerde cijfers. Dit komt doordat niet alle gemeenten in de schattingen konden worden meegenomen en doordat het gebruik van wegingsfactoren ertoe leidt dat standaardfouten op macroniveau niet gelijk zijn aan nul.

De geaggregeerde resultaten voor de instroom illustreren dat het effect van conjunctuur is toegenomen (zie tabel 5.4). Ten opzichte van 2001 stromen er 23 000 personen in 2004 meer in door verslechtering van de conjunctuur. In alle jaren heeft budgettering geleid tot een lagere instroom, waarbij het effect in 2004 verviervoudigt.

Wijzigingen in de gemeentekennmerken leiden tot een lichte toename van de instroom. Dit is vooral toe te schrijven aan een toename van het aantal eenoudergezinnen. Veranderingen in de relatieve efficiency leiden op macroniveau niet tot veranderingen in de instroom.

Het totaal van de uitstroom vertoont een opmerkelijk patroon (zie tabel 5.5). Vanaf 2001 tot en met 2003 daalt de uitstroom onder invloed van de verslechterende conjunctuur. Dit effect van conjunctuur op de uitstroom stabiliseert nagenoeg in 2004. Daarnaast verviervoudigt het effect van budgettering. Hierdoor stijgt de uitstroom door beleid in 2004 fors (+13 000). Efficiency en gemeentekennmerken geven geen verklaring voor veranderingen in de uitstroom.

Bovenstaande analyse biedt informatie over de mutatie van het bijstandsvolume aan het eind van een jaar. Zoals te verwachten leidt de verandering in conjunctuur tot een toename van het bijstandsvolume. De neergaande conjunctuur leidt eerst tot een daling van de uitstroom (2002 en 2003) en later tot een toename van de instroom (2003 en 2004). In 2004 neemt de uitstroom

al weer wat toe, met name door het budgetteringseffect. Van het totale budgetteringseffect in 2004 is ongeveer 60%<sup>34</sup> toe te schrijven aan de uitstroom. Dit deel zal naar verwachting niet volledig structureel zijn.

**Tabel 5.5**      **Uitstroom bijstand naar onderdelen op macroniveau**

	2001	2002	2003	2004
	x 1 000 personen			
Uitstroom bijstand conjunctuur	0	- 1	- 2	- 1
Uitstroom bijstand budgettering	5	5	5	18
Uitstroom bijstand efficiency	26	25	24	24
Uitstroom bijstand gemeentekennmerken	- 62	- 62	- 60	- 60
Uitstroom bijstand constante <sup>a</sup>	121	118	112	111
Totale uitstroom bijstand <sup>b</sup>	90	85	78	92

<sup>a</sup> De constante is op macroniveau niet constant, door veranderingen in de wegingsfactor door de jaren (bijstandsvolume)

<sup>b</sup> De totale instroomcijfers zijn niet gelijk aan de door het CBS gepubliceerde cijfers. Dit komt doordat niet alle gemeenten in de schattingen konden worden meegenomen en doordat het gebruik van wegingsfactoren ertoe leidt dat standaardfouten op macroniveau niet gelijk zijn aan nul.

<sup>34</sup> De instroom daalt met 12 000, de uitstroom neemt met 18 000 personen toe: 60% = 18 000 / (12 000 + 18 000).

## 6 Conclusies

Zoals uit de schattingen blijkt, heeft de nieuwe wet effect gehad op het aantal bijstandsuitkeringen. Budgettering blijkt te hebben geleid tot een minder grote stijging van het bijstandsvolume dan verwacht had kunnen worden op basis van de conjunctuur. Veranderingen in het aandeel van budgettering zijn voor alle gemeenten generiek en vinden alleen in 2001 en 2004 plaats. Het aantal observaties is dus klein, waardoor het lastig is een uitspraak te doen over de vraag of budgetteren een causaal (oorzakelijk) effect op het aantal bijstandsccliënten heeft. De resultaten wijzen uit dat toename van de mate van budgettering een negatief effect heeft op het bijstandsvolume. Hoewel de budgetteringsvariabele in de clusteranalyse niet significant is, sluit de gevonden relatie aan bij de meer kwalitatieve studies van hoofdstuk 3. Hieruit komt naar voren dat de budgetteringssystematiek geleid heeft tot een lager bijstandsvolume. Verschillen in efficiëntie tussen gemeenten daalt in de onderzoeksperiode. Dit is een indicatie dat de beleidsinspanningen van gemeenten om het aantal bijstandsuitkeringen terug te brengen gemiddeld zijn toegenomen.

Het effect van budgettering uit zich zowel in een lagere instroom als in een hogere uitstroom in de schattingsperiode, waarbij het effect op de uitstroom groter is dan op de instroom. Kwalitatieve onderzoeken suggereren juist het tegenovergestelde effect. Dit zou deels verklaard kunnen worden doordat de kwalitatieve studies iets meer gewicht hechten aan de uitkomsten bij grotere gemeenten. Uit de schattingen in hoofdstuk 5 kwam immers ook naar voren dat grote gemeenten relatief meer resultaat boeken bij instroombeperking dan kleinere gemeenten en aan de uitstroomkant juist relatief minder resultaat.

Herverdelingseffecten hebben in de onderzochte periode geen aantoonbaar effect op het bijstandsvolume. Mogelijke oorzaak is het feit dat veel veranderingen in de financierings-systematiek tegelijkertijd zijn doorgevoerd, wat het isoleren van effecten bemoeilijkt. Het kan zijn dat deze herverdeeleeffecten niet apart zichtbaar zijn, omdat het budgetteringseffect dominant is: alle gemeenten worden geprikkeld om te besparen op de bijstandslasten omdat ze dat geld zelf mogen houden, waardoor er geen verschil in gedrag te ontdekken is tussen gemeenten die relatief wat meer of minder geld krijgen door herverdeeleeffecten. Daarnaast zou het ook zo kunnen zijn dat herverdeeleeffecten met enige vertraging leiden tot een verandering in gedrag. Aangezien de grootste herverdeeleeffecten zich in het laatste jaar van de schattingsperiode voordeden, valt dit op basis van deze gegevens moeilijk te testen. In 2005 en 2006 zijn de herverdeeleeffecten verder toegenomen, doordat een groter deel van het budget verdeeld wordt op basis van het objectief verdeelmodel (voor 60 000+ gemeenten 100% in 2006).

Schattingen van de relatieve mutatie van het bestandsvolume en de uitstroomfractie van de bijstand voor deelperioden laten zien dat een structurele verandering heeft plaatsgevonden. Mogelijk zijn conjunctuur en beleid in de schattingsperiode niet geheel te scheiden. De conjunctuurcoëfficiënten zijn kleiner in de tweede periode, waarin het beleid is geïntensiveerd.

Dit zou erop kunnen duiden dat de bijstandspopulatie voor een groter deel uit een ‘harde kern’ bestaat; mensen waarbij de kans om in de bijstand te komen of er uit te geraken niet afhankelijk is van de conjuncturele situatie, maar meer veroorzaakt wordt door structurele factoren. Hierbij valt te denken aan groepen met een zeer zwakke arbeidsmarktpositie, (gedeeltelijk) arbeidsongeschikten, ouderen en personen met een ontheffing van de sollicitatieplicht.

Ook als dit onderzoek later wordt herhaald is de kans groot dat lagere conjunctuurcoëfficiënten worden gevonden als de effecten van beleid structureel zijn. Immers, conjuncturele schommelingen vertalen zich dan in een minder sterke schommeling van het bijstandsvolume, door een strenger instroombeleid en/of een kortere verblijfsduur.

Doordat dit onderzoek redelijk kort na invoering van de WWB is uitgevoerd, dienen de resultaten met de nodige voorzichtigheid geïnterpreteerd te worden. Op dit moment is niet duidelijk wel deel van de effecten structureel is en welk deel tijdelijk. Het is aannemelijk dat een deel van het gevonden effect op de uitstroom tijdelijk is. Eenmalig wordt het bestand doorlopen en opgeschoond, daarna kan de uitstroom weer terug keren op een lager niveau. Daarnaast kent dit onderzoek ook de beperking dat er geen gegevens beschikbaar zijn met betrekking tot gemeentespecifiek beleid voor de hele analyseperiode.

Het ligt dan ook voor de hand om een soortgelijke analyse als in dit document in de toekomst te herhalen. Om toegevoegde waarde te hebben, dient echter wel aan een aantal voorwaarden te worden voldaan. Ten eerste is het verstandig om pas een analyse te doen als het budget (voor grote gemeenten) volledig wordt verdeeld op basis van het objectieve verdeelmodel. Dit is het geval vanaf 2006. Aangezien vertraging in de effecten op het bijstandsvolume niet uit te sluiten valt, is het te verwachten dat de structurele situatie met betrekking tot de effecten van de WWB niet voor 2007 bereikt is. Daarnaast is het ook aan te bevelen gegevens mee te nemen over een periode van economische opgang. Dit maakt het wellicht beter mogelijk om beleid en conjunctuur te scheiden. Tevens is de beschikking over gemeentespecifieke (uitvoerings)-beleidsvariabelen wenselijk, zoals gegevens over fraudegevallen, opgelegde boetes, aantal afgewezen aanvragen.

## Referenties

- Allers, M.A., 2005, Methoden voor het ontwikkelen van financiële verdeelmodellen, COELO, 05-04.
- Bell, S., 2001, Why are Welfare Caseloads Falling?, Urban Institute Discussion Paper 01-02.
- Blank, R., 2002, Evaluating Welfare Reform in the United States, *Journal of Economic Literature*, Vol. XL, pag. 1105-1166.
- Blommesteijn, M, M.J. van Gent, C.M.E. Groot, J.E. Soethout en R.C. van Waveren, 2005, Gemeenten en de WWB I: Geprikkeld tot werken, Regioplan beleidsonderzoek, Amsterdam.
- CPB, 2005, Raming versus Realisatie van het bijstandsvolume, CPB Notitie oktober 2005, Den Haag.
- Edzes, A., M. Moes, E. Westerhof en R. Defourny, 2005, WWB monitor: een jaar Wet Werk en Bijstand, Centrum voor Arbeid en Beleid.
- Edzes, A., M. Moes, E. Westerhof en R. Defourny, 2006, WWB monitor: Meer perspectief voor mensen. Twee jaar Wet Werk en Bijstand , Centrum voor Arbeid en Beleid.
- FNV, 2005, De uitvoering van de Wet Werk en Bijstand: Een inventarisatie van praktijksignalen, Amsterdam, FNV.
- Goudriaan, R., L.J.M. Aarts en P.J.M. Wilms, 2001, Naar een operationeel verdeelmodel met beperktere herverdeeffecten, APE, Den Haag.
- Goudriaan, R., R.S. Halbersma en L.J.M. Aarts, 2003, Een nieuw verdeelmodel voor de Wet Werk en Bijstand, APE-rapport nr. 112, APE, Den Haag.
- Halbersma , R.S., C.M. Visscher, R. Goudriaan en L.J.M. Aarts, 2004, verbetering van het objectieve verdeelmodel voor de Wet Werk en Bijstand, Den Haag, APE.
- Haider, S. en J. Klerman, 2005, Dynamic properties of the welfare caseload, *Labour Economics* 12, pag. 629-648.
- Klerman, J. en S. Haider, 2004, A Stock-Flow Analysis of the Welfare Caseload, *The Journal of Human Resources* 24/4, pag. 865-886.

McKinnish, T., 2005, Lagged dependent variables and specification bias, *Economics Letters* 88, pag. 55-59.

Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 2004, Plan van Aanpak Evaluatie Wet werk en bijstand, Ministerie van SZW, Den Haag.

Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 2006, Evaluatie Wet Werk en Bijstand 2004-2007, WWB in cijfers I, Ministerie van SZW, Den Haag.

Moulton, B.R., 1986, Random group effects and the precision of regression estimates, *Journal of Econometrics* 32 pag. 385-397.

Moulton, B.R., 1990, An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units, *The Review of Economics and Statistics* 72, pag. 334-338.

Spijkerman, M., J. De Koning en A. van der Steen, 2005, Inventarisatie verbetermogelijkheden objectief verdeelmodel WWB, SEOR, Rotterdam.

Staatsblad, 2004, Officiële publicatie Wijziging Besluit WWB en Besluit uitkeringen gemeenten IOAW en IOAZ voor het jaar 2004, Staatsblad

Stegeman H. en D. Van Vuuren, 2004, Raming bijstandsvolume in *CEP 2004*, CPB, Den Haag.

Vemer, P., H. Bartelings, R. Goudriaan en L. Aarts, 2006, Objectief verdeelmodel inkomensdeel WWB 2007, APE, Den Haag.

Vossers, H en D. Zwerk, 1995, Budgetfinanciering van de Algemene Bijstandswet, CPB Onderzoeksmemorandum 119, CPB, Den Haag.

## Bijlage 1 Actualisatie schatting (huidige) ramingsregel

### Bijlage 1A Regressieresultaten

Op basis van tijdreeksen en regionale data is de relatie tussen de ontwikkeling van de bijstand en de conjunctuur geschat. De huidige ramingsregel is op deze schattingen gebaseerd (zie het tekstkader 'raming van het bijstandsvolume').

Onderstaande tabel toont de uitkomst van regressieanalyses op basis van geactualiseerde regionale dataset (op COROP-niveau). Het model<sup>35</sup> is geschat voor verschillende (deel-) perioden. De resultaten in tabel B1.1 zijn herschaald naar macroniveau. Model 1 geeft de uitkomsten over de gehele periode 1999-2004 weer, terwijl model 2 resp. model 3 geschat zijn voor de deelperioden 1999-2001 resp. 2002-2004. In model 4 wordt naast conjunctuurvariabelen ook de mutatie van de mate van budgettering (B)<sup>36</sup> als beleidsvariabele opgenomen.

Tabel B1.1 Uitkomsten regressieresultaten op COROP-niveau, endogene variabele is $\Delta WWB(t)$										
Variabelen	Vergelijking (K.1)		Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	Periode 2000-2002		Periode 1999-2004		Periode 1999-2001		Periode 2002-2004		Periode 1999-2004 Incl mate van budgettering	
Constante <sup>a</sup>	-4,6 <sup>b</sup>	(1,3)	-2,00 <sup>b</sup>	(0,84)	0,33	(1,43)	2,55 <sup>b</sup>	(1,10)	-0,40	(1,35)
$\Delta WBB(t)$	0,10 <sup>b</sup>	(0,01)	0,09 <sup>b</sup>	(0,01)	0,12 <sup>b</sup>	(0,02)	0,04 <sup>b</sup>	(0,01)	0,10 <sup>b</sup>	(0,01)
$\Delta WBB(t-1)$	0,13 <sup>b</sup>	(0,02)	0,11 <sup>b</sup>	(0,01)	0,14 <sup>b</sup>	(0,02)	0,05 <sup>b</sup>	(0,01)	0,12 <sup>b</sup>	(0,01)
$\Delta WBB(t-2)$	0,1 <sup>b</sup>	(0,02)	0,09 <sup>b</sup>	(0,01)	0,12 <sup>b</sup>	(0,02)	0,02	(0,02)	0,10 <sup>b</sup>	(0,01)
$\Delta B(t)$ <sup>c</sup>									-11,09 <sup>b</sup>	(3,52)
n		228		115		113		228		
R <sup>2</sup>		0,569		0,631		0,169		0,579		

<sup>a</sup> De constante is naar macro niveau vertaald door te vermenigvuldigen met het aantal COROP-regio's (n=40) en uitgedrukt in duizenden.

<sup>b</sup> Significant bij een significantieniveau van 5% (standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven)

<sup>c</sup> De coëfficiënt van  $\Delta B$  is naar macro niveau vertaald door te vermenigvuldigen met het aantal COROP-regio's (n=40) en uitgedrukt in duizenden.

<sup>35</sup> Er is gewogen met de (regionale) werkloze beroepsbevolking.

<sup>36</sup> Voor 2000 bedraagt  $B_t$  0,10 (werd ongeveer 10% van het macro bijstandsbudget voor gemeenten gebudgetteerd), voor de periode 2001-2003 0,25, en voor 2004 1. Het opnemen van de mutatie van de mate van budgettering kan als dummy variabele gezien worden (0 voor de jaren 1999-2000 en 2002-2003, 0,15 voor 2001 en 0,75 voor 2004).

## Bijlage 1B Effect nieuwe schattingsresultaten op residu

Zoals in het tekstkader op pagina 13 is beschreven, wordt voor de raming van het bijstandsvolume niet gebruik gemaakt van modelschatting (K.1) maar van de gestileerde schattingsvergelijking (K.3). De vergelijkingen hebben afwijkende conjunctuurcoëfficiënten. Daarnaast wordt in de ramingsregel afzonderlijk gecorrigeerd voor beleidseffecten.

Tabel B1.2 respectievelijk tabel B1.3 tonen de raming<sup>37</sup> versus realisatie van de mutatie in de bijstand op basis van de huidige ramingsregel (K.3) respectievelijk modelschatting 4 uit tabel B1.1. Op basis van modelschatting 4 komt de mutatie van het bijstandsvolume in zowel 2003 als 2004 aanmerkelijk lager uit. Dit wordt veroorzaakt door andere conjunctuurcoëfficiënten alsmede andere inschattingen van beleidseffecten.

<b>Tabel B1.2 Raming versus realisatie op basis van huidige ramingsregel</b>			
	2002	2003	2004
Mutatie ramingsregel	2	24	37
Mutatie beleid (b)	- 4	1	- 6
Totaal mutatie	- 2	25	31
Realisatie	- 8	9	10
Residu	- 6	- 17	- 22

<b>Tabel B1.3 Raming versus realisatie op basis van modelschatting 4 (uit tabel B1.1)</b>			
	2002	2003	2004
Mutatie ramingsregel	0	15	28
Mutatie beleid (constante + $\Delta B_t$ )	- 0,4 <sup>a</sup>	- 0,4	- 8,7
Totaal mutatie	- 0,4	14,6	19,3
Realisatie	- 8	9	10
Residu	- 7,6	- 5,6	- 9,3

<sup>a</sup> Beleidsmutatie 2002 = constante + effect mate van budgettering = - 0,4 - 11,09 \* 0 = - 0,4.

Door de lagere conjunctuurcoëfficiënten van modelschatting 4 in vergelijking met de coëfficiënten die gebruikt worden voor de ramingen (vergelijking K.3), is de mutatie als gevolg van conjunctuurveranderingen (mutatie ramingsregel), in tabel B1.3 aanmerkelijk kleiner. Een kleiner deel van veranderingen in de werkzame beroepsbevolking werkt door in het bijstandsvolume. Mogelijk beïnvloedt (uitvoerings) beleid ook het verband tussen de werkzame beroepsbevolking en het bijstandsvolume. Door bijvoorbeeld strenger instroombeleid kan het

<sup>37</sup> Er is gebruik gemaakt van de verandering van de gecorrigeerde werkloosheid ( $\Delta WBB^*$ ), zie Stegeman, H. en D. van Vuuren, Raming bijstandsvolume in CEP 2004, CPB memorandum 88.



zijn dat een kleinere fractie van werklozen in de bijstand terecht komt en/of dat uitstroom actiever gestimuleerd wordt.

Beleidsmutaties<sup>38</sup> in de huidige ramingsystematiek worden op een ad-hoc basis ingeschat. Beleidsmutaties in tabel B1.3 volgen uit de modelschatting. Dit betreft de constante plus alleen het effect van de mutatie van de mate van budgettering ( $\Delta B_t$ ), omgerekend naar macroniveau. Mutaties van de nieuwe modelschatting vallen iets lager uit.

Beide effecten samen leiden tot kleinere residuen tussen raming en realisatie over de periode 2002-2004 dan de huidige ramingsystematiek. De vraag blijft of dit een tijdelijk of een structureel effect betreft.

<sup>38</sup> Dit betreft decentralisatie bijstand alsmede overige beleidsmaatregelen (zoals bijvoorbeeld maatregelen in WW en WAO).



## Bijlage 2 Schattingsresultaten bestandsvolume

**Tabel B2.1 Schattingsresultaten relatieve verandering van het bestandsvolume van de bijstand, uitgesplitst in deelperioden**

Variabelen <sup>a,b</sup>	Model 1 (tabel 5.1) periode 2001-2004		Model 1a periode 2001-2002		Model 1a periode 2001-2002	
Constante	0,004	(0,014)	- 0,005	( 0,000)	0,063	( 0,008)
Werkloze beroepsbevolking (t)	0,059	(0,012)	0,006	( 0,003)	0,012	( 0,012)
Werkloze beroepsbevolking (t-1)	0,071	(0,029)	0,006	( 0,022)	- 0,006	( 0,020)
Werkloze beroepsbevolking (t-2)	0,061	(0,020)	- 0,004	( 0,019)	0,001	( 0,003)
Efficiencymaatstaf (t)	- 0,124	(0,030)	- 0,101	( 0,057)	- 0,132	( 0,004)
Mate van budgettering (t)	- 0,005	(0,009)	- 0,023	( 0,001)	- 0,005	( 0,001)
n		1484		742		742
R <sup>2</sup>		0,251		0,171		0,095

<sup>a</sup> Alle opgenomen variabelen zijn relatieve mutaties.

<sup>b</sup> De aangepaste standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven.

**Tabel B2.2 Schattingsresultaten relatieve mutatie van het bestandsvolume van de bijstand, schattingen voor verschillende gemeenteklassen (/grootte)**

Variabelen <sup>a,b</sup>	Model 1 (tabel 5.1) periode 2001-2004 alle gemeenten		Model 1c gemeenten ≤ 40000 inwoners		Model 1d 40000 ≤ gemeenten ≤ 60000 inwoners		Model 1e gemeenten ≥ 60000 inwoners	
	Constante	0,004	(0,014)	0,004	( 0,014)	0,005	( 0,010)	0,000
Werkloze beroepsbevolking (t)	0,059	(0,012)	0,060	( 0,013)	0,062	( 0,020)	0,047	( 0,013)
Werkloze beroepsbevolking (t-1)	0,071	(0,029)	0,071	( 0,031)	0,075	( 0,009)	0,086	( 0,012)
Werkloze beroepsbevolking (t-2)	0,061	(0,020)	0,062	( 0,021)	0,056	( 0,008)	0,059	( 0,017)
Efficiencymaatstaf (t)	- 0,124	(0,030)	- 0,124	( 0,031)	- 0,141	( 0,036)	- 0,215	( 0,044)
Mate van budgettering (t)	- 0,005	(0,009)	- 0,004	( 0,009)	- 0,009	( 0,006)	- 0,007	( 0,005)
n		1484		1084		160		240
R <sup>2</sup>		0,251		0,244		0,468		0,482

<sup>a</sup> Alle opgenomen variabelen zijn relatieve mutaties.

<sup>b</sup> De aangepaste standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven.



## Bijlage 3 Schattingsresultaten instroom van de bijstand

**Tabel B3.1 Schattingsresultaten van de instroomfractie van de bijstand, schattingen voor verschillende gemeenteklassen (grootte)**

Variabelen <sup>a</sup>	Model 2 (tabel 5.2) alle gemeenten	Model 2a gemeenten ≤ 40000 inwoners	Model 2b 40000 ≤ gemeenten ≤ 60000 inwoners	Model 2c gemeenten ≥ 60000 inwoners
Constante	- 2,771 (0,329)	- 2,931 (0,271)	0,236 (1,523)	4,953 (1,123)
Werkloze beroepsbevolking uitgedrukt in de beroepsbevolking 15-64 jaar (t)	15,280 (2,008)	20,331 (2,627)	0,604 (10,165)	10,905 (11,456)
Aandeel personen met maximale WW-uitkering in het aantal inwoners 15-64 jaar (t)	775,781 (39,305)	722,476 (35,097)	960,813 (117,675)	1528,471 (116,798)
Eenoudergezinnen van 15-44 jaar (in % van huishoudens van 15-64 jaar) (t)	1,134 (0,022)	0,944 (0,064)	1,772 (0,190)	0,669 (0,171)
Arbeidsongeschikten (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,099 (0,019)	0,116 (0,018)	0,074 (0,064)	- 0,105 (0,062)
Allochtonen van 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,007 (0,009)	0,005 (0,007)	- 0,077 (0,025)	0,070 (0,028)
Laag opgeleiden 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,020 (0,002)	0,021 (0,005)	0,007 (0,016)	- 0,051 (0,022)
Mate van stedelijkheid (omgevingsadressendichtheid * woningvoorraad, in mln)	0,007 (0,000)	0,021 (0,007)	- 0,003 (0,010)	0,001 (0,001)
Efficiencymaatstaf E (t-1)	- 0,521 (0,098)	- 0,347 (0,090)	- 2,338 (0,744)	- 3,184 (0,537)
Mate van budgettering (t)	- 0,760 (0,114)	- 0,702 (0,105)	- 1,571 (0,385)	- 2,910 (0,391)
n	1484	1084	160	240
R <sup>2</sup>	0,742	0,721	0,767	0,776

<sup>a</sup> De aangepaste standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven.

**Tabel B3.2 schattingresultaten van de instroomfractie van de bijstand, uitgesplitst naar deelperioden**

Variabelen <sup>a</sup>	Model 2d periode 2000-2004	Model 2e periode 2000-2002	Model 2f periode 2002-2004
Constante	- 1,881 (0,216)	- 2,246 (0,200)	- 1,630 (0,612)
Werkloze beroepsbevolking uitgedrukt in de beroepsbevolking 15-64 jaar (t)	15,583 (1,474)	16,946 (2,376)	15,681 (2,026)
Aandeel personen met maximale WW-uitkering in het aantal inwoners 15-64 jaar (t)	830,547 (29,171)	843,729 (9,635)	844,273 (44,745)
Eenoudergezinnen van 15-44 jaar (in % van huishoudens van 15-64 jaar) (t)	1,147 (0,045)	1,177 (0,050)	1,078 (0,034)
Arbeidsongeschikten (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,084 (0,018)	0,069 (0,023)	0,104 (0,022)
Allochtonen van 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,014 (0,007)	0,023 (0,003)	0,010 (0,010)
Laag opgeleiden 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	0,017 (0,002)	0,019 (0,003)	0,015 (0,004)
Mate van stedelijkheid (omgevingsadressendichtheid * woningvoorraad, in mln)	0,006 (0,00)	0,006 (0,000)	0,007 (0,001)
Efficiëncymaatstaf E (t)	- 1,244 (0,089)	- 1,194 (0,135)	- 1,317 (0,121)
Mate van budgettering (t)	- 0,870 (0,068)	- 0,571 (0,269)	- 0,965 (0,189)
n	1855	1113	1113
R <sup>2</sup>	0,759	0,747	0,776

<sup>a</sup> De standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven.

## Bijlage 4 Schattingsresultaten uitstroom van de bijstand

Tabel B4.1 Schattingsresultaten van de uitstroomfractie van de bijstand, uitgesplitst in deelperiodes			
Variabelen <sup>a</sup>	Model 3a periode 2000-2004	Model 3b periode 2000-2002	Model 3c periode 2002-2004
Constante	0,337 (0,018)	0,369 (0,012)	0,304 (0,027)
banengroei (t.o.v. het voorafgaande jaar) (t)	0,347 (0,049)	0,184 (0,148)	0,123 (0,027)
Alloctonen van 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	- 0,003 (0,001)	- 0,004 (0,000)	- 0,004 (0,002)
Eenoudergezinnen van 15-44 jaar (in % van huishoudens van 15-64 jaar) (t)	- 0,016 (0,005)	- 0,011 (0,002)	- 0,016 (0,005)
Efficiencymaatstaf (t)	0,062 (0,013)	0,064 (0,015)	0,077 (0,023)
Mate van budgettering (t)	0,050 (0,011)	- 0,142 (0,098)	0,304 (0,013)
n	1855	1113	1113
R <sup>2</sup>	0,090	0,104	0,117

<sup>a</sup> De standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven.

**Tabel B4.2 Schattingsresultaten van de uitstroomband van de bijstand, schattingen voor verschillende gemeenteklassen (grootte)**

Variabelen <sup>a</sup>	Model 3 (tabel 5.3)	Model 3d	Model 3e	Model 3f
	alle gemeenten	Gemeenten ≤ 40000 inwoners	40000 ≤ gemeenten ≤ 60000 inwoners	gemeenten ≥ 60000 inwoners
Constante	0,321 (0,017)	0,325 (0,016)	0,316 (0,042)	0,295 (0,023)
Banengroei (t.o.v. het voorafgaande jaar) (t)	0,252 (0,134)	0,255 (0,138)	0,126 (0,088)	0,084 (0,083)
Allochtonen van 15-64 jaar (in % van inwoners van 15-64 jaar) (t)	- 0,004 (0,001)	- 0,004 (0,001)	- 0,005 (0,000)	- 0,006 (0,001)
Eenoudergezinnen van 15-44 jaar (in % van huishoudens van 15-64 jaar) (t)	- 0,013 (0,006)	- 0,016 (0,006)	0,003 (0,011)	0,013 (0,003)
Efficiencymaatstaf (t-1)	0,069 (0,010)	0,070 (0,011)	0,054 (0,016)	0,072 (0,027)
Mate van budgettering (t)	0,052 (0,008)	0,054 (0,008)	0,042 (0,008)	0,024 (0,007)
n	1484	1084	160	240
R <sup>2</sup>	0,107	0,104	0,200	0,348

<sup>a</sup> De aangepaste standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven.



