

No 209

Invloed WWB op gebruik bijstand

Frank van Es

CPB document

cpb

CPB Document

No 209

Mei 2010

Invloed WWB op gebruik bijstand

Frank van Es

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

ISBN 978-90-5833-462-6

Korte samenvatting

Per 1 januari 2004 is de Wet Werk en Bijstand (WWB) ingevoerd. De belangrijkste verandering die hierdoor optrad, is dat gemeenten in principe de volledige financiële verantwoordelijkheid over hun bijstandsuitgaven hebben. Dit document gaat in op de vraag in welke mate de wijzigingen in de financiering van de bijstand hebben geleid tot een effectievere uitvoering van de bijstandswet. Uit dit onderzoek blijkt dat het beroep op de bijstand met circa 8% is afgenomen door de budgettering en decentralisering van de bijstand naar gemeenten. Dit komt door een toename van de uitstroom met ongeveer 3%-punt. Het effect van de WWB is driekwart (ofwel 6%) van het totale effect, omdat de bijstand al voor een kwart was gedecentraliseerd voor de invoering van de WWB. Tot slot is ook de rekenregel herschat die wordt gebruikt voor de bijstandsramingen van het Centraal Planbureau. De relatie tussen de werkloze beroepsbevolking en de bijstand is in de loop der tijd minder sterk geworden en de doorstroom vanuit de WW vindt eerder plaats dan voorheen.

Steekwoorden: Wet Werk en Bijstand, decentralisering, budgettering

Abstract

The new social assistance act (WWB) was introduced on 1 January 2004. The most important policy change was that municipalities were given the full responsibility over their social assistance expenditures. This paper examines the effect of this new funding system. The results show that the number of recipients has been reduced by about 8%, which can be attributed to a higher outflow from social assistance. Three quarters of this effect (6%) can be attributed to the WWB, and the remainder to the earlier partial decentralization of social assistance.

Key words: new social assistance act, decentralization, budgeting

Inhoud

Ten geleide	7
Samenvatting	9
1 Inleiding	11
2 De Wet Werk en Bijstand	13
3 Literatuuroverzicht	17
3.1 Onderzoek gericht op de WWB	17
3.2 Internationaal onderzoek gericht op bijstandsbeleid	18
4 Data	21
5 Resultaten	25
5.1 Onderzoeksmethodiek	25
5.2 Instroom bijstand	26
5.3 Uitstroom bijstand	28
5.4 Effect Wet Werk en Bijstand	30
6 Conclusies	33
Literatuuroverzicht	35
Bijlage 1 Ramingen volume Wet Werk en Bijstand	37
Bijlage 2 Institutionele vormgeving financiering bijstand	42

Ten geleide

Dit document zoekt een antwoord op de vraag of wijzigingen in de financieringssystematiek van de bijstandswet hebben geleid tot een effectievere uitvoering van deze wet. Het betreft daarbij de in de loop der jaren opgevoerde decentralisering van de bijstand naar gemeenten, waarbij zij een vast budget kregen toegewezen. De studie maakt gebruik van bijstandsgegevens op gemeenteniveau over de periode 2001-2007. Naast wijzigingen in het financieringsbeleid wordt rekening gehouden met andere factoren die het beroep op de bijstand beïnvloeden, zoals conjuncturele en demografische ontwikkelingen.

Dit CPB Document is geschreven door Frank van Es, werkzaam bij de afdeling Sociale Zekerheid van het CPB. Dank gaat uit naar diverse collega's op het CPB voor hun constructieve commentaar, met name Riemer Faber, Pierre Koning, Annemiek van Vuren en Daniel van Vuuren. Peter Dekker wordt in het bijzonder bedankt voor zijn werk aan de data.

Coen Teulings
Directeur

Samenvatting

Per 1 januari 2004 is de Wet Werk en Bijstand (WWB) ingevoerd. De belangrijkste verandering is dat gemeenten in principe de volledige financiële verantwoordelijkheid voor hun bijstanduitgaven hebben. De systematiek prikkelt gemeenten om het WWB-volume zo veel mogelijk terug te dringen. Een tweede verandering is dat een objectief verdeelmodel een steeds grotere rol speelt bij de verdeling van de WWB-uitgaven. Deze houdt rekening met specifieke gemeentekarakteristieken die van invloed zijn op het WWB-volume in die gemeente.

De vraag die in dit document aan de orde komt is in welke mate deze wijzigingen in de financiering van de bijstand hebben geleid tot een effectievere uitvoering van de bijstandswet. De kwantitatieve analyse vindt op gemeenteniveau plaats. Hierbij wordt rekening gehouden met conjuncturele en demografische ontwikkelingen.

De schattingen laten zien dat het beroep op de bijstand met circa 8% is afgenomen door de budgettering en decentralisering van de bijstand naar gemeenten. Dit komt door een toename van de uitstroom met ongeveer 3%-punt.

Eerdere onderzoeken naar de werking van de WWB zijn vrij eenduidig. Het algemene beeld is dat sinds invoering van de WWB gemeenten beter hun best doen om het bijstandsvolume terug te dringen. Ook leveren tekortgemeenten grotere inspanningen om het bijstandsvolume terug te brengen dan overschotgemeenten en hebben kleine gemeenten meer moeite het volume te reduceren dan grote gemeenten. Over de verdeling tussen de in- en uitstroom zijn de diverse studies het niet allemaal eens. Internationaal zijn vergelijkbare resultaten gevonden.

De WWB kan zowel een effect op de instroom als de uitstroom hebben. Daarom zijn voor beide aparte regressies uitgevoerd. Om het effect van de WWB te kwantificeren combineren we daarna deze instroom- en uitstroomschattingen. De verklarende variabelen bestaan zowel uit gemeentespecifieke variabelen als conjunctuurvariabelen. Daarnaast maakt de mate van budgettering deel uit van het model om het effect van de invoering van de WWB te kwantificeren.

Uit het onderhavige onderzoek blijkt dat er alleen een effect aan de uitstroomkant is. De uitstroom neemt structureel met ongeveer 3%-punt toe als gevolg van de budgettering van de bijstand en decentralisering naar gemeenten. Dit leidt tot een structurele volumedaling met circa 8%. Het effect van de WWB is driekwart (ofwel 6%) hiervan, omdat de bijstand al voor een kwart was gedecentraliseerd voor invoering van de WWB.

Het structurele effect kan nog oplopen doordat gemeenten zich nog deels aan het aanpassen zijn aan de nieuwe systematiek en doordat het opwaartse effect op de instroom in de WWB van beleidswijzigingen op het terrein van de WW en WAO/WIA uitdooft. Anderzijds lijkt er een tijdelijke uitstroom uit de WWB plaats te vinden richting de Wajong en zijn mogelijk eerst de relatief gemakkelijk bemiddelbare personen uitgestroomd waardoor het budgetteringseffect

momenteel hoger ligt dan het structurele niveau. Met de huidige beschikbare data valt niet te achterhalen wat het totale effect hiervan is op de schattingsresultaten. Tot slot is ook de rekenregel herschat die wordt gebruikt voor de bijstandsramingen van het CPB. Dit is van belang om in de toekomst een zo goed mogelijke raming van het bijstandvolume te kunnen maken, zowel voor de korte als middellange termijn. De relatie tussen de werkloze beroepsbevolking en de bijstand is in de loop der tijd minder sterk geworden en de doorstroom vanuit de WW vindt eerder plaats dan voorheen.

1 Inleiding

Per 1 januari 2004 is de Wet Werk en Bijstand (WWB) ingevoerd. De belangrijkste verandering is dat gemeenten in principe de volledige financiële verantwoordelijkheid voor hun bijstanduitgaven hebben. Kortom, iedere euro die een gemeente meer uitgeeft aan WWB-uitkeringen, moet zij zelf bekostigen en elke euro die overblijft, mag een gemeente voor andere doeleinden aanwenden. De nieuwe wet kent daarbij wel een bandbreedte om grote financiële schokken voor gemeenten te voorkomen. De systematiek prikkelt gemeenten om het WWB-volume zo veel mogelijk terug te dringen. Dit kan zowel door verlaging van de instroom als verhoging van de uitstroom. Een tweede verandering is dat een objectief verdeelmodel een steeds grotere rol speelt bij de verdeling van de WWB-uitgaven. Deze houdt rekening met specifieke gemeentekarakteristieken die van invloed zijn op het WWB-volume in die gemeente. Voor de introductie van dit systeem werden de budgetten verdeeld op basis van bijstandsuitgaven in het verleden, terwijl nu nog slechts een klein deel van het budget op basis hiervan wordt verdeeld.

De vraag die in dit document aan de orde komt is in welke mate de wijzigingen in de financiering van de bijstand hebben geleid tot een effectievere uitvoering van de bijstandswet. De kwantitatieve analyse vindt op gemeenteniveau plaats. Hierbij wordt rekening gehouden met conjuncturele en demografische ontwikkelingen. Deze analyse sluit aan bij het onderzoek van Stegeman en Van Vuren (2006). Ten tijde van dat onderzoek waren er nog maar weinig data beschikbaar voor de periode na 1 januari 2004. Ondertussen zijn er data beschikbaar tot en met 2007. Hierdoor zijn meer betrouwbare schattingen mogelijk.

In paragraaf 2 worden de relevante institutionele veranderingen besproken op het terrein van de bijstand. Paragraaf 3 geeft een overzicht van de relevante nationale en internationale literatuur waarin het effect van decentralisering en/of budgettering wordt onderzocht. In paragraaf 4 worden de gebruikte data besproken. In paragraaf 5 volgt een beschrijving van de onderzoeksmethodiek, de kwantitatieve analyse en de presentatie van de resultaten daarvan. Paragraaf 6 sluit af met enkele conclusies.

2 De Wet Werk en Bijstand

Tot en met 2000 werd 10% van de bijstandsuitgaven door de gemeente zelf gefinancierd, ofwel uit de gemeentelijke algemene middelen. Gemeenten kregen voor deze 10% van de uitgaven van de rijksoverheid een budget dat gebaseerd was op gemaakte kosten in het verleden. Dit betekent dat gemeenten voor 10% zelf risico lopen wanneer de bijstandsuitgaven hoger of lager uitvallen dan een jaar eerder. Gemeenten hadden dus een kleine prikkel om het bijstandsvolume zo laag mogelijk te houden. De overige bijstandsuitgaven (90%) declareerden gemeenten bij het Rijk.

De eerste budgettering op basis van historische kostenaandelen (zie figuur 2.1 en bijlage 2) werd ingevoerd in 2001. Het percentage van de bijstandsuitgaven dat een gemeente declareerde bij het Rijk werd verlaagd tot 75%, waardoor 25% van de uitgaven was gebudgetteerd. Dit betekende dat gemeenten voor 25% zelf risico liepen wanneer de bijstandsuitgaven vergeleken met andere gemeenten relatief hoger of lager uitvielen dan drie jaar eerder¹. Hierbij werd wel – op macroniveau – rekening gehouden met de veranderende conjunctuur (zie kader). In bijlage 1A staat een uitgebreide toelichting op de ramingsmethodiek van het WWB-volume. Gemeenten die geld overhielden mochten dit houden, terwijl gemeenten die tekort kwamen werden gecompenseerd (nacalculatie voor tekortgemeenten).

Herschatten ramingsregel WWB met nieuwe data

Er wordt een ramingsregel gebruikt om – gecorrigeerd voor de conjunctuur en beleid – het totale WWB-budget te ramen. De mutatie van het WWB-volume is daarin afhankelijk van de mutatie van de werkloze beroepsbevolking:

$$\Delta WWB_{i,t} = \alpha \Delta \text{Werkloosheid}_{i,t} + \beta \Delta \text{Werkloosheid}_{i,t-1} + \delta \Delta \text{Werkloosheid}_{i,t-2} + B_{i,t}.$$

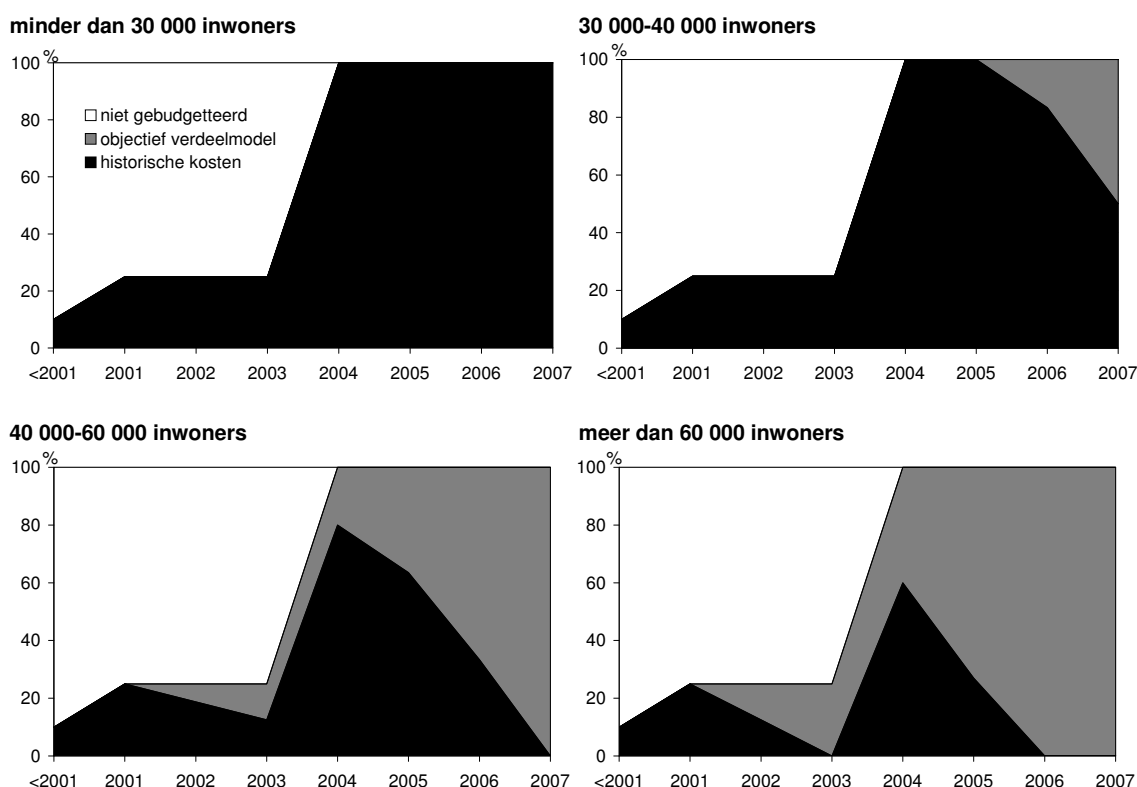
In deze formule is ΔWWB de mutatie van het bijstandsvolume, $\Delta \text{Werkloosheid}$ de mutatie van de werkloze beroepsbevolking en B bevat de beleidseffecten. t geeft het jaar aan, i de geografische regio en α , β en δ de regressiecoëfficiënten. De ramingsregel wordt geschat met *first differences* terwijl in de rest van dit document de *fixed effects* methode wordt gebruikt (zie paragraaf 5.1). Dit verschilt doordat bovenstaande methode beter aansluit bij de ramingsmethodiek voor de korte en middenlange termijnramingen van het CPB van het bijstandsvolume.

Stegeman en Van Vuren (2006) hebben de bovenstaande ramingsregel voor het laatst geschat. Nu zijn er data beschikbaar tot en met 2007, zodat de schattingen meer betrouwbaar zijn. Met recente ontwikkelingen die van invloed zijn op het WWB-volume wordt daardoor ook rekening gehouden. In bijlage 1B staat een uitgebreide toelichting op de herschatting van de ramingsregel en de verklaring van de verschillen met eerdere schattingen. De rekenregel wordt aangepast tot

$$\Delta WWB_t = 0,10 \Delta \text{Werkloosheid}_t + 0,05 \Delta \text{Werkloosheid}_{t-1} + B_t.$$

¹ Het historische kostenaandeel in jaar t werd dus bepaald door het aandeel van de gemeentelijke bijstandsuitgaven in de totale bijstandsuitgaven in jaar $t-3$.

Figuur 2.1 Institutionele vormgeving financiering bijstand, naar gemeentegrootte, 2000-2007



Toelichting bij figuren: wit = niet gebudgetteerd voor gemeenten, zwart = gebudgetteerd op basis van historische kostenaandelen, grijs = gebudgetteerd op basis van het objectief verdeelmodel. Bij gemeentegroepen waarbij de mate van verdeling op basis van het objectief verdeelmodel niet voor elke gemeente gelijk is, is het midden van de groep gekozen (bijvoorbeeld: in de categorie 30 000-40 000 is als uitgangspunt een gemeente met 35 000 inwoners genomen). De onderliggende cijfers staan in bijlage 2.

In 2002 kwam hier verandering in. Er werd een objectief verdeelmodel geïntroduceerd². Deze houdt bij het bepalen van het toegekende budget voor een gemeente rekening met gemeentelijke kenmerken, zoals het aantal huishoudens met een laag inkomen, het aantal eenpersoonshuishoudens, het aantal allochtonen, et cetera. Een dergelijk model is zeer belangrijk omdat een het systeem op basis van historische kostenaandelen gemeenten ‘strafte’ die voor 2000 al hun uiterste best deden om het bijstandsvolume terug te dringen. Zij kregen daardoor immers een lager budget dan wanneer zij in die jaren het aantal bijstandontvangers had laten oplopen door minder te doen aan bijvoorbeeld preventie en handhaving. Deze gemeenten hadden daardoor minder mogelijkheden om geld te besparen dan gemeenten die de bijstanduitgaven in het verleden meer op hun beloop hadden gelaten.

Het objectieve verdeelmodel was niet voor elke gemeente even belangrijk bij het bepalen van het budget. De kleinste gemeenten (onder 40 000 inwoners) werden zelfs nog volledig

² Dit objectief verdeelmodel is ontwikkeld door APE en SEO (zie Goudriaan et al. (2001) en de meest recente versie van het model van Halbersma et al. (2004)). Voor een uitgebreide toelichting op het objectief verdeelmodel zie pagina 23 van Stegeman en Van Vuren (2006).

gebudgetteerd op basis van historische kostenaandelen. Steden met 40 000 tot 60 000 inwoners werden voor een deel gebudgetteerd op basis van het objectieve verdeelmodel, oplopend tot 50%. Bedenk wel dat dit betekent dat 50% van het gebudgetteerde deel van de bijstandsuitgaven wordt verdeeld op basis van het objectieve verdeelmodel, in totaal dus 12,5% van de totale bijstanduitgaven in die gemeenten (50% maal 25%).

De mate van budgettering op basis van het objectieve verdeelmodel is na 2002 geleidelijk verhoogd: van 25% (voor de grootste gemeenten) in 2003 via 40% en 73% in 2004 en 2005 tot 100% in 2006. De indeling van gemeenten in grootteklassen is sinds 2006 ook geleidelijk aangepast. De ondergrens voor (enige) toepassing van het objectieve verdeelmodel daalde in 2006 van 40 000 naar 30 000, waarna in 2007 de grens voor maximale toepassing van dit verdeelmodel daalde van 60 000 naar 40 000. Tegelijk met het optrekken van de budgettering naar 100% bij de daadwerkelijke invoering van de WWB in 2004, werd het systeem van nacalculatie afgeschaft. Een aanvullende uitkering komt alleen nog maar ter sprake bij uitzonderlijk grote tekorten.

Ongeveer 83% van de bijstandsuitgaven werd in 2007 verdeeld op basis van het objectieve verdeelmodel, waar dit percentage in 2004 nog 31% was en in 2002 10%. Hoewel de WWB officieel pas in 2004 is geïntroduceerd, is er dus al sinds 2001 sprake van een geleidelijk toegenomen budgettering, al dan niet op basis van het objectieve verdeelmodel. Dit onderzoek neemt daarom deze gehele periode in ogenschouw.

3 Literatuuroverzicht

Sinds de invoering van de WWB in 2004 zijn diverse onderzoeken gedaan naar de effectiviteit van de wet. In de eerste jaren betrof dit vooral kwalitatieve onderzoeken, omdat er nog geen of onvoldoende kwantitatieve informatie beschikbaar was. Vanaf 2006 zijn er enkele kwantitatieve onderzoeken beschikbaar gekomen, waaronder het onderzoek van Stegeman en Van Vuren (2006). Naast het onderzoek dat specifiek is gericht op de WWB, zijn er ook internationaal diverse evaluaties van bijstandsbeleid uitgevoerd, vooral in de Verenigde Staten. Deze literatuur zal ook gebruikt worden bij het bepalen van de meest geschikte onderzoeksmethodiek en bij het verklaren van de gevonden resultaten. In deze paragraaf komen eerst de Nederlandse onderzoeken aan bod en daarna de internationale.

3.1 Onderzoek gericht op de WWB

In 2005 en 2006 zijn enkele kwalitatieve onderzoeken uitgevoerd om de effectiviteit van de WWB te meten. Het eerste onderzoek naar de gevolgen van de WWB stamt uit 2005 en is herhaald in 2006 (Edzes et al., 2005, 2006). Hiervoor is een enquête gehouden onder ongeveer 200 gemeenten in 2004 respectievelijk 2005. Beide onderzoeken concluderen dat de introductie van de Wet Werk en Bijstand een neerwaarts effect heeft gehad op het bijstandsvolume, vooral door de budgettering. De gemeenten bleken met name maatregelen aan de instroomkant te hebben genomen, terwijl aan de vergroting van de uitstroom veel minder aandacht werd besteed. Aan de instroomkant was vooral het gebruik van *Work First*-projecten³ populair.

Een tweede kwalitatief onderzoek is uitgevoerd door Blommesteijn et al. (2005). Zij komen tot vrijwel dezelfde conclusies als Edzes et al.: volgens de respondenten is vooral het beleid aan de instroomkant effectief. Er vinden weliswaar ook initiatieven plaats aan de uitstroomkant (bijvoorbeeld loonkostensubsidies en strenge handhaving), maar het effect hiervan schatten de gemeenten lager in. Daarnaast trekken Blommesteijn et al. nog twee relevante conclusies. Ten eerste blijkt het voor kleinere gemeenten relatief moeilijk om nieuw beleid te implementeren, waardoor de het bijstandsvolume in deze gemeenten slechts beperkt daalt, vooral op korte termijn. Ten tweede hebben gemeenten met een tekort een sterkere prikkel om het beleid aan te passen dan gemeenten met een overschot. Deze laatste conclusie heeft vermoedelijk vooral een politieke achtergrond: de gemeenteraad zal eerder eisen dat een wethouder het tekort wegwerkt dan dat het overschot wordt vergroot. Bij een tekort wordt er daarom intensiever beleid gevoerd dan bij een overschot.

Een eerste kwantificering van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (2006) geeft een tegengesteld beeld van bovengenoemde kwalitatieve onderzoeken. De instroom blijft

³ Dit houdt in dat personen die een uitkering aanvragen, deze alleen toegekend krijgen wanneer zij daar een tegenprestatie voor verrichten. Hierbij biedt de gemeente meestal een baan aan.

stabiel in 2004, terwijl de uitstroom juist toeneemt. Deze cijfers hebben echter betrekking op slechts één jaar en er houden geen rekening met de conjunctuur en gemeentekarakteristieken.

Stegeman en Van Vuren (2006) corrigeren wel voor deze factoren. Zij gebruiken een dataset op gemeenteniveau over de periode 2001-2004 die naast de relevante bijstandsvariabelen (volume, in- en uitstroom) ook conjuncturele en objectieve gemeentekarakteristieken bevat. Ook houden zij rekening met de mate van budgetteren, de mate van verdelen op basis van het objectief verdeelmodel en het onderscheid tussen tekort- en overschotgemeenten. Stegeman en Van Vuren concluderen dat de WWB heeft geleid tot een lager bijstandsvolume. Hieraan lagen zowel een lagere instroom als een hogere uitstroom aan ten grondslag. In 2004 bleek het effect op de uitstroom hoger dan op de instroom. Dit is in tegenspraak met de resultaten van bovengenoemde kwalitatieve onderzoeken. Het onderzoek bevestigt wel enkele andere conclusies daaruit: tekortgemeenten leveren grotere inspanningen dan overschotgemeenten om het bijstandsvolume te reduceren en grote gemeenten boeken meer resultaat dan kleine gemeenten. De onzekerheid rondom de gevonden effecten is groot, omdat het onderzoek kort na invoering van de WWB is uitgevoerd.

Een derde kwantitatief onderzoek naar de effecten van de WWB is uitgevoerd door Kok et al. (2007). Met gebruik van een dataset op microniveau komen zij tot een neerwaarts effect van de WWB op het bijstandsvolume van 4% in de periode 2004-2006. Dit is echter nog niet het structurele effect. Kok et al. laten met simulaties zien dat het effect van de WWB in 2010 oploopt tot 14%, en structureel 16% bedraagt. Ook komen zij net als Stegeman en Van Vuren (2006) en het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (2006) tot de conclusie dat het effect op de uitstroom groter is dan het effect op de instroom.

De resultaten van de diverse studies die zich specifiek richten op de WWB zijn vrij eenduidig. Er bestaat alleen een verschil tussen de kwalitatieve en kwantitatieve onderzoeken over de bijdrage van de in- en uitstroom aan het gedaalde bijstandsvolume. Het algemene beeld is dat sinds invoering van de WWB gemeenten beter hun best doen om het bijstandsvolume terug te dringen. Ook leveren tekortgemeenten grotere inspanningen om het bijstandsvolume terug te brengen dan overschotgemeenten en hebben kleine gemeenten meer moeite het volume te reduceren dan grote gemeenten. Volgens de kwantitatieve studies blijkt dat het effect van de WWB op de uitstroom belangrijker is voor de volumereductie dan het effect op de instroom. De kwalitatieve onderzoeken concluderen juist het tegenovergestelde.

3.2 Internationaal onderzoek gericht op bijstandsbeleid

In de internationale literatuur zijn ook diverse evaluaties van bijstandsbeleid te vinden, vooral in de Verenigde Staten. Ook daar worden de publieke voorzieningen voor gezinnen met lage

inkomens regelmatig (grondig) gewijzigd.⁴ De belangrijkste federale maatregel was de Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act (PRWORA). Hierdoor kregen staten meer vrijheid bij het uitvoeren van het beleid. Ze mogen nu zelf beslissen welke gezinnen ze willen helpen en wat de hoogte en duur van de uitkering is. Tegelijkertijd is de financiering veranderd op een vergelijkbare manier als in Nederland is gebeurd: waar staten eerst hun uitgaven konden declareren bij de federale overheid, wordt nu op basis van historische uitgaven een vaste vergoeding gegeven. Hierbij wordt wel als voorwaarde gesteld dat ten minste 75% van het budget daadwerkelijk wordt besteed aan bijstandsuitkeringen. Staten worden nu meer geprikkeld om het aantal bijstandsuitkeringen te minimaliseren⁵, waarbij ook de verplichtingen voor bijstandsontvangers zijn vergroot. Hieronder vallen *Work First*-achtige maatregelen (verplicht werk met behoud van uitkering), verplichte re-integratie en een actiever sanctiebeleid. Doordat staten veel beleidsvrijheid hebben, zijn er diverse varianten van de uitvoering van de bijstand. Dit maakt het mogelijk nauwkeurige beleidsevaluaties uit te voeren, wat dan ook veelvuldig is gedaan.

De PRWORA lijkt het bijstandsvolume aanzienlijk te hebben teruggedrongen. Het volume daalde in de periode 1994-2000 met de helft. Het is echter de vraag in hoeverre dit een effect van beleid is of een gevolg van de gunstige conjuncturele situatie in die periode. Het meeste onderzoek richt zich dan ook op het scheiden van het beleidseffect en het conjunctuureffect. Bell (2001) en Blank (2002) geven een overzicht van de diverse Amerikaanse studies hiernaar. De meeste zijn gebaseerd op een econometrische analyse, waarbij verschillen tussen staten worden gebruikt om de twee effecten te kunnen scheiden. Probleem hierbij is wel dat de economische groei niet erg verschilt tussen de diverse staten, waardoor het nog steeds moeilijk is het conjunctuureffect eruit te filteren. Blank (2002) geeft daarom aan dat het pas na enkele conjunctuurcycli mogelijk is een goede scheiding te kunnen maken.

Omdat de verschillen tussen staten niet afdoende zijn om een goede beleidsevaluatie uit te voeren, verdient het de voorkeur met een lager aggregatieniveau te werken. De meest betrouwbare resultaten worden dan ook verkregen met paneldata op microniveau. Hierbij kunnen effecten op in- en uitstroom afzonderlijk worden geanalyseerd, waardoor conjunctuur en beleid beter van elkaar te onderscheiden zijn. De beschikbaarheid van dergelijke data is echter een probleem. Vaak zijn enkel minder geschikte data voorhanden, waarbij diverse misspecificaties kunnen optreden (zie bijvoorbeeld Klerman en Haider, 2004; Haider en

⁴ 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 vooral bedoeld voor gezinnen met kinderen en wordt een deel van de voorzieningen in natura uitgekeerd, waaronder voedselbonnen en medische hulp (MediAid). In dit overzicht wordt enkel naar de financiële bijstand aan gezinnen gekeken, volgens de Aid to Families with Dependent Children (AFDC) en Temporary Assistance for Needy Families (TANF).

⁵ Hierbij moet wel worden aangetekend dat de invloed van staten op het bijstandsvolume waarschijnlijk lager is dan die van gemeenten (zoals in Nederland), omdat laatstgenoemden zelf de bijstandswet uitvoeren. De grootte van staten is eerder vergelijkbaar met een heel land als Nederland, waardoor er nog diverse lagen zitten tussen de geprikkelde (staat) en de werkelijke uitvoerder (gemeente).

Klerman, 2005 en McKinnish, 2005). Hoewel de omvang van het effect van de PRWORA moeilijk is vast te stellen, is er wel consensus in de literatuur dat deze heeft geleid tot een verminderd beroep op gelijksoortige voorzieningen als de bijstand.

Grogger et al. (2002) geven een zeer uitgebreid overzicht van studies over de effectiviteit van hervormingen in de bijstand naar aanleiding van de PRWORA. Daaruit blijkt dat *Work First*-achtige maatregelen een sterk neerwaarts effect hebben op het beroep op de bijstand, waarbij maatregelen met strengere monitoring en handhaving het meest effectief zijn. Programma's gericht op het zoeken van werk hebben een sterker effect dan scholingsprogramma's, hoewel het verschil klein is. Op langere termijn bleek het effect van beide type programma's overigens af te nemen. Ook inventariseren Grogger et al. het effect van sancties. Deze blijken het beroep op de bijstand significant te verlagen, waarbij strenge sancties effectiever blijken dan losse sancties.

Meer recente studies komen tot licht afwijkende resultaten. Rodgers et al. (2006) onderzoeken op het niveau van staten het effect van de PRWORA op het armoedepercentage. Zij vinden geen significant effect voor de periode 1997-2003. De economische situatie en het armoedepercentage aan het begin van de periode hebben wel beide een neerwaarts effect op de armoede.

Lundin en Skedinger (2000) analyseren de effecten van de decentralisatie van arbeidsmarktbeleid in Zweden. Deze studie focust dus niet specifiek op regelingen zoals de bijstand, maar geeft wel een beeld van het effect van decentralisatie in het algemeen. Lundin en Skedinger concluderen dat decentralisatie leidt tot een actievere opstelling van lokale overheden, waardoor het aantal personen waarop arbeidsmarktbeleid wordt toegepast hoger is dan in de beginsituatie. Het onderzoek bespreekt niet of deze maatregelen ook effectief zijn voor het verminderen van het beroep op een uitkering, waardoor het effect van decentralisatie op het aantal uitkeringsontvangers niet duidelijk wordt.

Samenvattend is er internationaal veel onderzoek gedaan naar de effecten van decentralisering van regelingen vergelijkbaar met de WWB. Dit betreft grotendeels onderzoek in de Verenigde Staten. Over het effect van decentralisering zijn nog geen eenduidige conclusie te trekken, omdat de goede economische situatie sinds de invoering ervan de analyse bemoeilijkt. Het is daarom eerst zaak te wachten op een volgende conjunctuurcyclus om meer betrouwbare conclusies te trekken. Wel is er al een indicatie dat decentralisatie en budgettering het bijstandsvolume verminderen. Er zijn sterke aanwijzingen dat de lagere overheden een actiever beleid gaan voeren bij het uit de uitkeringssituatie helpen van de uitkeringsontvanger. Voorbeelden hiervan zijn onder andere *Work First* (hoewel dit vaak wordt gepresenteerd als instroombeperkende maatregel), een actieve werkgeversbenadering, premievrijstellingen en strengere handhaving (Bunt et al., 2007). Deze resultaten zijn in lijn met de resultaten van de studies die zich specifiek op de WWB richten.

4 Data

De gebruikte data in dit onderzoek zijn meestal op gemeenteniveau en soms op COROP-niveau⁶. De dataset bevat gegevens over de bijstandsverlening, gegevens over de conjuncturele ontwikkeling en diverse gemeentekarakteristieken die van invloed zijn op het beroep op bijstand. Deze sluiten aan bij de variabelen uit het objectief verdeelmodel (zie paragraaf 2). Van de meeste variabelen hebben we de beschikking over cijfers voor de periode 2001-2007. De gemeenten moeten ingedeeld worden naar de gemeente-indelingen van 2007 (443 gemeenten), vanwege de herindelingen die in de periode 2001-2007 plaatsvonden. Daarnaast hebben een aantal gemeenten (60 in 2007) de bijstandsverlening uitbesteed aan intergemeentelijke sociale diensten (16 ISD's in 2007).

Tabel 4.1 Beroep op WWB uitgesplitst naar gemeentegrootte, 2000-2007

Bijstand als percentage van de bevolking tot 65 jaar, gewogen, uitgesplitst naar gemeentegrootte

	Alle	<40 000	40 000-60 000	>60 000
2000	2,4%	1,1%	1,8%	3,9%
2001	2,3%	1,0%	1,7%	3,7%
2002	2,3%	1,0%	1,6%	3,6%
2003	2,4%	1,1%	1,7%	3,7%
2004	2,4%	1,1%	1,8%	3,7%
2005	2,3%	1,1%	1,8%	3,5%
2006	2,2%	1,1%	1,6%	3,3%
2007	2,0%	1,0%	1,5%	3,0%

Bijstand als percentage van de bevolking tot 65 jaar, ongewogen, uitgesplitst naar gemeentegrootte

	Alle	<40 000	40 000-60 000	>60 000
2000	1,3%	1,0%	1,8%	3,0%
2001	1,3%	1,0%	1,7%	2,8%
2002	1,3%	1,0%	1,6%	2,8%
2003	1,4%	1,1%	1,7%	2,9%
2004	1,4%	1,1%	1,8%	2,9%
2005	1,4%	1,1%	1,8%	2,9%
2006	1,3%	1,0%	1,6%	2,6%
2007	1,2%	0,9%	1,4%	2,4%

Toelichting: de bovenste helft van de tabel geeft een gewogen gemiddelde waarbij grote gemeenten zwaarder tellen dan kleine gemeenten. Bij deze methode komen de cijfers van alle gemeenten tezamen overeen met die van Nederland als geheel. De onderste helft geeft een ongewogen gemiddelde waarbij alle gemeenten even zwaar tellen

⁶ Nederland is ingedeeld in 40 COROP-gebieden. Deze indeling is voor de gehele onderzoeksperiode hetzelfde.

De WWB-budgetten werden gedurende enkele jaren op het niveau van deze samenwerkingsverbanden vastgesteld. Dit geldt echter sinds 2007 niet meer. De budgetten en uitgaven op ISD-niveau voor de eerdere jaren zijn daarom verdeeld over de samenwerkende gemeenten via de verhoudingen in 2007. Op dit punt wijken we af van Stegeman en Van Vuren (2006) die samenwerkingsverbanden als grote gemeenten meenamen in hun analyse, wat op dat moment immers de relevante indeling was bij de financiering.

Tabel 4.1 toont voor de bevolking tot 65 jaar het gemiddelde percentage bijstandsontvangers. De percentages zijn vanwege de verschillen in budgetteringssystematiek naar gemeentegrootte uitgesplitst. De gebruikte indeling is degene die in de periode 2002-2005 werd toegepast om gemeenten in grootteklassen in te delen: kleine gemeenten hebben minder dan 40 000 inwoners, en grote gemeenten meer dan 60 000 inwoners. De gemiddelden worden volgens twee methoden berekend. Bij de eerste methode is sprake van een gewogen gemiddelde waarbij grote gemeenten zwaarder tellen dan kleine gemeenten. Bij deze methode komen de cijfers van alle gemeenten tezamen overeen met die van Nederland als geheel. De ander methode geeft een ongewogen gemiddelde waarbij alle gemeenten even zwaar tellen. In Stegeman en Van Vuren (2006) is laatstgenoemde methode gebruikt. De percentages volgens de eerste methode zijn in alle gevallen hoger dan die van de tweede methode door de positieve samenhang tussen het beroep op bijstand en de gemeentegrootte.

Tabel 4.2 Gebruikte verklarende variabelen, gewogen naar gemeentegrootte

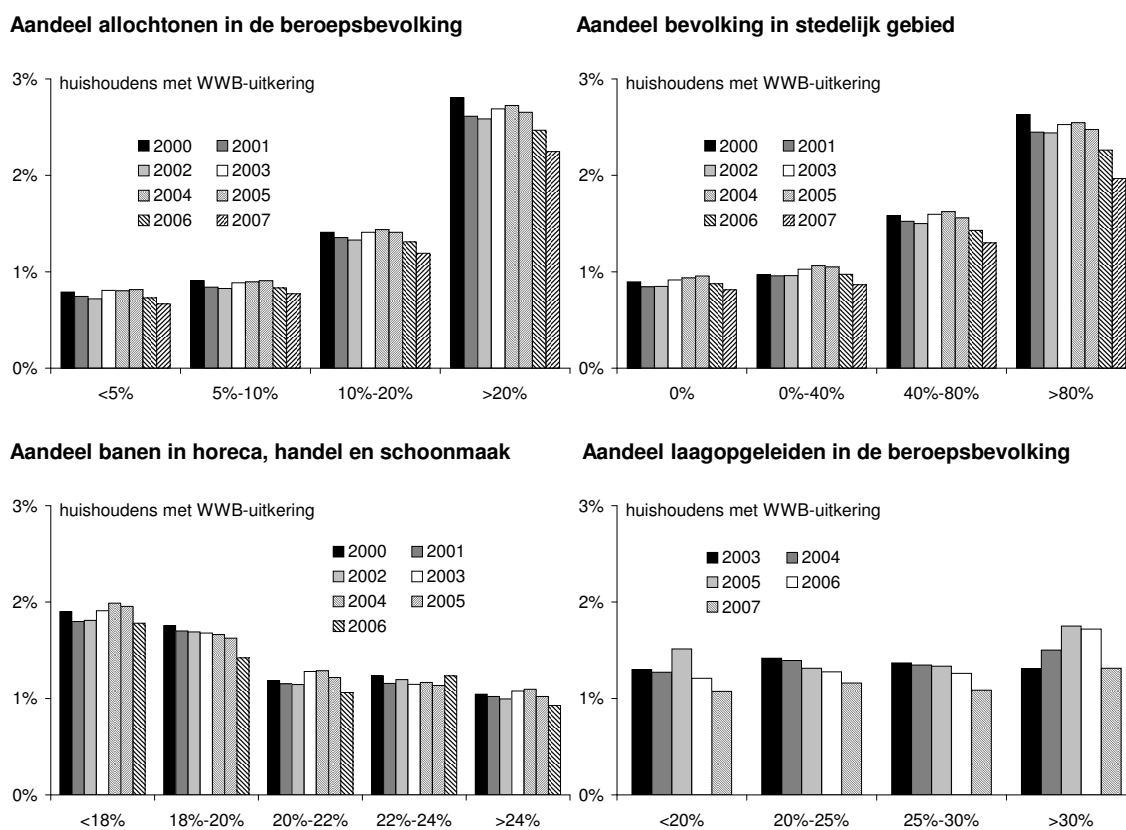
	Observaties	Gemiddelde	Standaarddeviatie	Minimum	Maximum
Werklozen*	3544	4,9	1,7	0,0	14,3
Banengroei	3544	2,5	4,1	-7,8	17,5
Eenoudergezinnen	3544	5,1	1,0	2,4	10,9
Arbeidsongeschikten	3544	8,1	2,0	3,2	15,9
Allochtonen	3544	12,3	7,2	1,9	53,5
Laagopgeleiden*	3544	52,9	8,1	36,0	80,3
Huurwoningen	3544	35,5	9,7	12,0	82,0
Banen in handel, horeca en schoonmaak*	3101	21,0	2,2	14,4	31,6
Inwoners in stedelijk gebied	3544	34,1	34,4	0,0	100,8
Groot overschot	2965	0,2	0,4	0,0	1,0
Klein overschot	2965	0,2	0,4	0,0	1,0
Klein tekort	2965	0,3	0,4	0,0	1,0
Groot tekort	2965	0,3	0,4	0,0	1,0
Mate van budgettering	3544	60,6	39,6	10,0	100,0

Toelichting: variabelen met een * zijn beschikbaar op COROP niveau, de overige op gemeenteniveau.

Tabel 4.2 vat de in de analyse gebruikte verklarende variabelen samen. Deze variabelen zijn allemaal gedefinieerd als percentage van de (beroeps)bevolking, met uitzondering van de overschot- en tekort variabelen en de mate van budgettering. Eerstgenoemde zijn indicatoren die aangeven of een gemeente een groot of klein overschot of tekort heeft en nemen daarom enkel de waarden 0 en 1 aan.

Figuur 4.1 geeft het verband weer tussen het aantal bijstandsuitkeringen en vier van deze variabelen. De meest uitgesproken verbanden zijn met het percentage inwoners in stedelijk gebied en met het percentage allochtonen. De correlatie tussen deze twee variabelen is overigens ook sterk⁷.

Figuur 4.1 Aantal WWB-uitkeringen naar etniciteit, stedelijkheid, sector en opleidingsniveau, per jaar



⁷ De correlatiecoëfficiënt tussen het percentage inwoners in stedelijk gebied en het percentage allochtonen in een gemeente is 0,68.

Vooral in gemeenten met meer dan 20% allochtonen of meer dan 80% van de inwoners wonend in stedelijk gebied is het percentage huishoudens dat is aangewezen op een bijstandsuitkering beduidend hoger dan in andere gemeenten. Overigens wordt het verschil de laatste jaren wel kleiner: het aantal WWB-uitkeringen neemt relatief snel af in gemeenten met een hoge stedelijkheid of met veel allochtonen.

Een andere duidelijke correlatie is die tussen het aantal WWB-uitkeringen en het aandeel van banen in horeca, handel en schoonmaak in het totale aantal banen. Deze correlatie is negatief, omdat deze variabele aangeeft hoeveel laaggeschoolde banen er beschikbaar zijn. Dit vermindert de kans dat een laaggeschoolde in de WWB terechtkomt. Aangezien laaggeschoolden een relatief groot risico hebben om afhankelijk te zijn van een bijstandsuitkering, heeft een relatief gunstige arbeidsmarktpositie van laagopgeleiden een neerwaarts effect op het aantal bijstandsontvangers. De grafiek rechtsonder in figuur 4.1 laat het verband zien tussen het aantal WWB-uitkeringen en het percentage laagopgeleiden in de gemeente. Anders dan hierboven verondersteld, blijkt dit verband niet overduidelijk. Alleen in gemeenten met het hoogst aantal laagopgeleiden (meer dan 30 procent) ligt het aantal WWB-uitkeringen wat hoger, vooral in de jaren 2005 en 2006.

5 Resultaten

Deze paragraaf presenteert de resultaten van de kwantitatieve analyse. Eerst wordt in paragraaf 5.1 de onderzoeksmethodiek toegelicht. Paragraaf 5.2 bespreekt de schattingen voor de instroom in de WWB en paragraaf 5.3 gaat in op de uitstroom. Beide schattingen komen samen in paragraaf 5.4, waar het effect van de invoering van de WWB wordt afgeleid.

5.1 Onderzoeksmethodiek

De gebruikte onderzoeksmethodiek is grotendeels gebaseerd op het onderzoek van Stegeman en Van Vuren (2006). Dit gebeurt in de eerste plaats omdat de daar gebruikte methode nog steeds het meest geschikt lijkt om het effect van de WWB te kwantificeren. In de tweede plaats verdient het de voorkeur de methodiek zo te kiezen dat de resultaten in dit document goed vergelijkbaar zijn met de resultaten uit 2006.

De WWB kan zowel een effect op de instroom als de uitstroom hebben. Daarom zijn voor beide aparte regressies uitgevoerd. Dit is een betere benadering dan het enkel schatten van het volume, omdat het meer informatie geeft over de werking van de WWB en meer ruimte overlaat voor een verschillende doorwerking op de in- en uitstroom. Ook is het heel waarschijnlijk dat enkele verklarende variabelen een ander effect hebben op de instroom dan op de uitstroom. Voor de instroom gebruiken we de fractie van de bevolking tussen 15 en 64 jaar die instroomt in de WWB. Voor de uitstroom gebruiken we de fractie die uitstroomt uit het bestand in het vorige jaar.

Het effect op het structurele WWB-volume volgt direct uit de geschatte effecten op de instroom en de uitstroom. Het structurele volume is gelijk aan de instroomkans gedeeld door de uitstroomkans. Wanneer het effect van de WWB op de in- en uitstroomkans bekend is, kan op dezelfde manier het nieuwe structurele niveau bepaald worden. Het totale WWB effect volgt dan uit het verschil tussen het oude en het nieuwe structurele niveau.

De verklarende variabelen bestaan zowel uit gemeentespecifieke variabelen als conjunctuurvariabelen (zie paragraaf 4). Als conjunctuurindicator ligt bij schattingen voor de instroom de werkloze beroepsbevolking het meest voor de hand. Een deel van de werklozen heeft immers geen recht op een WW-uitkering en kan daardoor in aanmerking komen voor een WWB-uitkering. Daarnaast is de WW-uitkering eindig, waardoor een deel van de personen met een WW-uitkering na enkele jaren alsnog de WWB instroomt. Daarom maakt niet alleen de werkloze beroepsbevolking in het jaar zelf deel uit van de verklarende variabelen, maar ook die van één en twee jaar daarvoor.

Voor het modelleren van de uitstroom is de banengroei geschikter dan de werkloze beroepsbevolking. Een hogere banengroei leidt tot betere arbeidsmarktomstandigheden en vergroot daarmee de kans op het vinden van een baan.

Tot slot is het belangrijk het effect van de invoering van de WWB goed te kwantificeren. De mate van budgettering (zie bijlage 2, derde kolom) maakt daarom ook deel uit van het model. Deze varieert wel over de tijd, maar niet tussen gemeenten. De manier waarop de budgettering plaatsvindt (historische kostenaandelen of objectief verdeelmodel) leidt in principe niet tot een ander effect van de WWB. Het maakt namelijk niet uit hoe hoog het budget is dat de gemeente ontvangt, aangezien elke euro in beide gevallen volledig voor rekening komt van de gemeente zelf. Het is daarom niet nodig een aparte indicator voor het objectief verdeelmodel in het model op te nemen.

Er is een gewogen regressieanalyse uitgevoerd om rekening te houden met de verschillende grootte van gemeenten. Deze weging zorgt voor kleinere standaardfouten en maakt de schattingen efficiënter. Met constante gemeentekennmerken is rekening gehouden door de *fixed effects* schattingsmethode. Verder zijn enkele verklarende variabelen niet bekend op gemeenteniveau, maar alleen op COROP-niveau (zie paragraaf 4). Voor een betrouwbare schatting is het noodzakelijk de standaardfouten in de regressies hiervoor te corrigeren door clustering op COROP-niveau. Hierdoor nemen de standaardfouten toe, en wordt de significantie van de coëfficiënten navenant lager.⁸

5.2 Instroom bijstand

Tabel 5.1 vat de regressieresultaten voor de instroom in de WWB samen. Hierbij wordt de volgende vergelijking geschat:

$$(5.1) \quad \frac{Instroom_{g,t}}{Bevolking_{g,t}} = \alpha + \beta C_{g,t} + \delta X_{g,t} + \gamma P_{g,t} + \mu_t + \varepsilon_{g,t}$$

De afhankelijke variabele is de instroomfractie van de bijstand voor gemeente g en jaar t . $C_{g,t}$ bevat de opgenomen conjunctuurvariabelen, $X_{g,t}$ de gemeentespecifieke kenmerken, $P_{g,t}$ de beleidsvariabelen en α is de constante. De vectoren β , δ en γ bevatten de bijbehorende coëfficiënten. μ_t bevat de constante gemeente-effecten en $\varepsilon_{g,t}$ ten slotte is de storingsterm.

Er zijn drie modellen geschat. In Model 1 is voor elk jaar een dummyvariabele opgenomen om jaareffecten te ondervangen. Deze manier van schatten is zeer flexibel. Ook is er een interactievariabele opgenomen voor eenoudergezinnen in 2004 en later. In dat jaar werd de sollicitatieplicht voor alleenstaande ouders ingevoerd, wat het effect van het percentage

⁸ Voor een uitgebreide onderbouwing hiervan zie Wooldridge (2002, pag. 328-331) en Arellano (1987).

eenoudergezinnen op de instroom beïnvloedt. Het nadeel van Model 1 is dat de mate van budgettering niet kan worden meegenomen. Deze variabele is immers voor alle gemeenten hetzelfde en varieert daarom enkel over de tijd. In Model 2 zijn de jaardummy's weggelaten en is daarvoor in de plaats de mate van budgettering opgenomen. Model 3 bevat correcties voor autocorrelatie in de storingsterm. Bij die schattingsmethode wordt rekening gehouden met mogelijke vertragingstructuren in zowel de afhankelijke als verklarende variabelen. Dit kan hier van belang zijn, omdat gemeenten mogelijk enige tijd nodig hebben om hun beleid aan te passen.

Tabel 5.1 Regressieresultaten instroompercentage WWB

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coëfficiënt	St. fout	Coëfficiënt	St. fout	Coëfficiënt	St. fout
Constante	26,1195	54,6077	- 81,9159*	45,6619	13,9045	29,460
Laagopgeleiden (%)	- 0,0020	0,0015	- 0,0017	0,0017	- 0,0018*	0,0011
Eenoudergezinnen (%)	0,0504*	0,0271	0,0352	0,0322	0,0030	0,0140
Allochtonen (%)	- 0,0016	0,0103	- 0,0284***	0,0107	- 0,0364***	0,0076
Arbeidsongeschikten (%)	- 0,0071	0,0296	0,0870***	0,0212	0,1101***	0,0129
Huurwoningen (%)	- 0,0053*	0,0029	- 0,0059*	0,0033	- 0,0024	0,0017
Inwoners in stedelijk gebied (%)	0,0063***	0,0023	0,0090***	0,0034	0,0113***	0,0024
Banen handel horeca schoonm. (%)	0,0067	0,0065	0,0173	0,0133	- 0,0074	0,0067
Werkloze beroepsbevolking (t) (%)	0,0114	0,0073	0,0382***	0,0077	0,0162***	0,0043
Werkloze beroepsbevolking (t-1) (%)	- 0,0058	0,0064	- 0,0096*	0,0058	- 0,0199***	0,0045
Werkloze beroepsbevolking (t-2) (%)	0,0049	0,0080	- 0,0160**	0,0076	- 0,0203***	0,0050
2003	0,0615***	0,0102				
2004	0,2303***	0,0538				
2005	0,1180*	0,0625				
2006	0,0166	0,0742				
Eenoudergezinnen*(jaar>=2004) (%)	- 0,0335***	0,0094				
Overschot 0%-10%	0,0085	0,0135	0,0129	0,0181	0,0136	0,0088
Tekort 0%-10%	0,0112	0,0120	0,0134	0,0154	0,0096	0,0096
Tekort >10%	- 0,0096	0,0130	- 0,0077	0,0188	- 0,0024	0,0109
Mate van budgettering (%)			- 0,0001	0,0003	0,0001	0,0001
Correctie voor AR(1) storingstermen	Nee		Nee		Ja	
N	2124		2124		1681	
R-kwadraat (within)	0,49		0,40		0,48	

*,** en *** geven significantieniveaus van respectievelijk 10%, 5% en 1% aan.

In alle drie de modellen zijn ook dummyvariabelen opgenomen voor grote en kleine overschotten en tekorten. Hoewel dit voor de efficiencyprikkel richting gemeenten in principe niets uitmaakt, is het mogelijk dat dit toch een rol speelt: de politiek zal mogelijk meer nadruk leggen op besparingen in de WWB wanneer er een tekort is dan wanneer er een overschot is. De dummyvariabelen zijn echter in geen van de drie modellen significant, ook niet gezamenlijk. Besluitvormingsprocessen binnen gemeenten lijken dus geen grote rol te spelen bij het beperken van de instroom in de WWB.

In Model 1 heeft van alle gemeentespecifieke en conjunctuur variabelen alleen de mate van stedelijkheid een significante coëfficiënt. In Model 2 zijn er wel diverse variabelen significant: de werkloze beroepsbevolking, de stedelijkheid en de percentages arbeidsongeschikten en allochtonen zijn significant op het 95%-niveau. Het percentage allochtonen heeft een negatief effect op de instroom, terwijl de andere drie variabelen een positief effect hebben. In Model 3 geldt hetzelfde, hoewel het significantieniveau daar meestal nog iets hoger is.

De mate van budgettering heeft geen (significant) effect op de instroom in de WWB. Dit sluit gedeeltelijk aan bij de in paragraaf 3.1 genoemde studies. Deze geven aan dat het effect van de budgettering vooral aan de uitstroomkant plaatsvindt en niet aan de instroomkant. Toch werd op basis van die studies wel een beperkt effect verwacht, maar de bovenstaande schattingsresultaten bevestigen dit niet.

5.3 Uitstroom bijstand

De uitstroom uit de WWB worden geschat met een vergelijkbaar model als dat van de instroom:

$$(5.2) \quad \frac{Uitstroom_{g,t}}{WWB_{g,t-1}} = \alpha + \beta C_{g,t} + \delta X_{g,t} + \gamma P_{g,t} + \mu_t + \varepsilon_{g,t}$$

Hierin is de afhankelijke variabele het uitstroompercentage, gedefinieerd als de uitstroom als fractie van het WWB-volume in jaar t-1. $C_{g,t}$ bevat de opgenomen conjunctuurvariabelen, $X_{g,t}$ de gemeentespecifieke kenmerken, $P_{g,t}$ de beleidsvariabelen en α is de constante. De vectoren β , δ en γ bevatten de bijbehorende coëfficiënten. μ_t bevat de constante gemeente-effecten en $\varepsilon_{g,t}$ ten slotte is de storingsterm.

Tabel 5.2 toont de regressieresultaten van vergelijking 5.2. Net als bij de instroom zijn ook hier drie modellen geschat: één met jaardummy's en twee met de mate van budgettering als verklarende variabelen waarbij het derde model rekening houdt met autocorrelatie in de storingsterm. De interactievariabele van eenoudergezinnen met 2004 is vanzelfsprekend ook hier opgenomen in het eerste model, evenals de overschot- en tekortdummy's. Het aantal waarnemingen is hier hoger dan bij de instroom, omdat minder vertraagde variabelen worden

opgenomen. In Model 4 zijn enkel de banengroei en eenoudergezinnen significante verklarende variabelen (uitgezonderd de jaardummy's), waarbij de eerste een omgekeerd effect heeft dan verwacht. Een hoge banengroei zou immers moeten leiden tot een hoge uitstroom, vanwege de verbeterde arbeidsmarktstandigheden. Uit Model 5 blijkt dat er wel een positief verband is. Dit kan betekenen dat de jaardummy's in Model 4 het effect van de banengroei oppikken, omdat deze banengroei in alle gemeenten vaak dezelfde richting opgaat. Uit Model 5 volgt ook een negatief verband tussen uitstroom en alloctonen, maar is het percentage eenoudergezinnen niet meer significant. In Model 6 valt op dat de percentages eenoudergezinnen en arbeidsongeschikten wel significant zijn.

Tabel 5.2 Regressieresultaten uitstroompercentage WWB

	Model 4		Model 5		Model 6	
	Coëfficiënt	Stand. fout	Coëfficiënt	Stand. fout	Coëfficiënt	Stand. fout
Constante	683,21***	94,59	422,58***	85,32	598,31***	55,53
Laagopgeleiden (%)	0,03	0,06	0,04	0,06	0,01	0,04
Eenoudergezinnen (%)	2,96***	0,90	1,58*	0,90	2,50***	0,55
Alloctonen (%)	- 0,26	0,27	- 0,43**	0,20	- 0,60***	0,22
Arbeidsongeschikten (%)	- 0,58	0,71	- 0,79	0,48	- 0,76***	0,27
Huurwoningen (%)	- 0,04	0,10	0,07	0,08	- 0,01	0,06
Inwoners in stedelijk gebied (%)	0,06	0,08	0,09	0,07	0,12*	0,07
Banen handel horeca schoonm. (%)	- 0,42	0,35	0,23	0,33	- 0,15	0,22
Banengroei (%)	- 0,49**	0,22	0,47***	0,12	0,24***	0,08
2002	- 2,66***	0,56				
2003	- 5,07***	0,88				
2004	0,25	1,85				
2005	- 0,94	2,12				
2006	2,70	1,84				
Eenoudergezinnen*(jaar>=2004) (%)	- 0,54***	0,20				
Overschot 0%-10%	0,30	0,36	0,36	0,64	0,22	0,26
Tekort 0%-10%	0,44	0,52	0,71	0,78	0,84***	0,30
Tekort >10%	0,84	0,77	1,14	1,04	1,43***	0,34
Mate van budgettering (%)			0,03***	0,01	0,03***	0,00
Correctie voor AR(1) storingstermen	Nee		Nee		Ja	
N	2521		2521		2078	
R-kwadraat (within)	0,20		0,15		0,17	

*,** en *** geven significantieniveaus van respectievelijk 10%, 5% en 1% aan.

In Model 4 en 5 zijn de overschot- en tekortdummy's net als bij de schattingen voor de instroom niet significant, ook niet gezamenlijk. Dit duidt opnieuw op een kleine of geen invloed van besluitvormingsprocessen binnen gemeenten op het terugdringen van het WWB-volume. In Model 6 verandert dit echter: de tekortdummy's zijn beide significant groter dan nul. De coëfficiënten gaan de verwachte richting in: hoe slechter de financiële positie, hoe hoger de uitstroom. Dit sluit aan bij de analyses van Blommesteijn et al. (2005) en Stegeman en Van Vuren (2006). Een gemeente met een tekort van meer dan 10% van het budget kent een 1,4%-punt hogere uitstroom dan een gemeente met een groot overschot. Voor een klein tekort is dit 0,8%-punt. Het lijkt niet uit te maken of een gemeente een groot of klein overschot heeft.

Het effect van de mate van budgettering wijkt duidelijk af van de schattingen voor de instroom. Waar dit effect bij de instroom nihil is, is het effect hier wel significant positief: een toename van de budgettering met 100%-punt heeft in Model 5 een stijging van het instroompercentage met 3%-punt tot gevolg. In Model 6 is het effect met 2,8%-punt iets lager.

5.4 Effect Wet Werk en Bijstand

Het (structurele) effect van de WWB op het bijstandsvolume volgt uit de schattingen voor de instroom en uitstroom uit paragraaf 5.2 en 5.3. De schattingen laten zien dat de WWB alleen aan de uitstroomkant effect heeft. Het effect van budgettering is 2,8%-punt tot 3,0%-punt in Model 5 en 6. Het gemiddelde uitstroompercentage in de situatie zonder WWB is 32,0%⁹ en de gemiddelde instroom (als percentage van de bevolking tussen 15 en 65 jaar) is 0,89% in de gebruikte dataset. Voor invoering van de WWB in 2004 was het WWB-budget al voor 25% gebudgetteerd, dus het effect van de WWB heeft alleen betrekking op de verhoging van 25% naar 100% budgettering.

Tabel 5.3 Effect van invoering van de WWB op het structurele bijstandsvolume, instroomeffect is nihil

	Op basis van Model 5	Op basis van Model 6
	%	
Effect budgettering	- 8,6	- 8,0
w.v. WWB (75%)	- 6,4	- 6,0
w.v. eerdere budgettering (25%)	- 2,1	- 2,0

⁹ Dit percentage is bepaald door het gemiddelde te nemen van de uitstroom over de periode 2000-2007. Deze uitstroom is wel gecorrigeerd voor het budgetteringseffect van 3,0%-punt, respectievelijk 2,8%-punt. Voorbeeld: de werkelijke uitstroom in 2007 was 36,7%, maar zonder budgettering zou dit 3,0%-punt lager liggen op 33,7%.

Tabel 5.3 presenteert het effect van de budgettering en decentralisering van de bijstand naar gemeenten. Dit komt, afhankelijk van de keuze voor Model 5 of 6, uit op 8,0% tot 8,6%. Deze effecten zijn berekend door zowel voor de situatie zonder WWB als met WWB het structurele WWB-volume te bepalen. Voor eerstgenoemde is deze 2,78% van de bevolking tussen 15 en 65 jaar (het instroompercentage 0,89% gedeeld door het uitstroompercentage 32,0%). Voor de situatie met WWB komt het structurele volume uit op 2,54 of 2,55% (0,89% gedeeld door 34,8 of 35,0%). Dit betekent een daling van 8,0 of 8,6%. Hiervan is driekwart (6,0% tot 6,4%) het gevolg van de WWB en een kwart (2,0% tot 2,1%) het gevolg van een verhoogde budgettering in de jaren vóór 2004.

Bij deze berekeningen moeten wel enige kanttekeningen worden geplaatst. In de eerste plaats spelen enkele tijdelijke effecten op het WWB-volume een rol, zoals de doorverwijzing van personen in met een WWB-uitkering naar de Wajong (Stoutjesdijk en Berendsen, 2007; Suijker, 2007). Veel gemeenten hebben de afgelopen jaren hun WWB-bestand laten doorzoeken op potentiële Wajong-ers. Dit tijdelijke effect loopt op enig moment af, waardoor het structurele effect op de uitstroom uiteindelijk lager is. Ten tweede is het mogelijk dat de uitstroom tijdelijk hoger is omdat nu eerst de relatief gemakkelijk bemiddelbare bijstandsontvangers aan het werk zijn geholpen. In dat geval komen daarna pas de moeilijker bemiddelbare groepen aan de beurt, waardoor het uitstroomeffect op lange termijn lager is.

Ten derde loopt het effect van de WWB in de toekomst mogelijk nog op, omdat gemeenten zich nog deels aan het aanpassen zijn aan de nieuwe systematiek. De sterke daling van het totale WWB-volume in 2008 en de stabilisering in 2009 (ondanks de stijgende werkloosheid) ondersteunen dit idee. Ten vierde kan het effect van de WWB in werkelijkheid groter zijn omdat gelijktijdig met de decentralisering van de bijstand sprake was van versoberingen van de WAO/WIA en WW. Deze versoberingen hebben waarschijnlijk geleid tot een hoger gebruik van de bijstand en daardoor kan de schatting van het effect van de WWB naar beneden zijn vertekend. De eerste twee effecten werken in tegen de laatste twee effecten, waardoor het niet duidelijk is in welke richting het totale effect gaat.

De verdeling tussen het instroom- en uitstroomeffect kan in werkelijkheid iets anders zijn dan hierboven berekend. Hoewel een gemeente zich misschien wel specifiek richt op het beperken van de instroom, stroomt iemand vaak toch in eerste instantie in. De uitstroom vindt dan zeer snel daarna plaats vanwege de genomen preventieve maatregelen en dit wordt dan als uitstroomeffect geïdentificeerd, maar het is eigenlijk een instroomeffect. Het totale effect van de budgettering verandert dan overigens niet, maar enkel de verdeling over instroom en uitstroom.

Het is echter waarschijnlijk dat het effect op de uitstroom overheerst, in tegenstelling tot wat uit de kwalitatieve literatuur blijkt (zie paragraaf 3.1). Ten eerste is de instroom voor een groot deel exogeen, omdat de conjunctuur een grotere rol speelt dan bij de uitstroom. Beleid heeft daardoor een sterkere invloed op de uitstroom dan op de instroom. Ten tweede blijken

maatregelen die worden ingevoerd als instroommaatregel ook een aanzienlijk – en soms zelfs groter – uitstroomeffect te hebben. Een voorbeeld hiervan is *Work First* (Bunt et al., 2007; Borgers en Lemmens, 2009; Beukeveld et al., 2005). Laatstgenoemd onderzoek laat zien dat de instroom na invoering van *Work First* niet aantoonbaar is gedaald, terwijl de uitstroom wel is gestegen, met name in de eerste drie maanden.

6 Conclusies

Per 1 januari 2004 is de WWB ingevoerd. De belangrijkste verandering die hierdoor optrad is dat gemeenten in principe de volledige financiële verantwoordelijkheid over hun bijstanduitgaven hebben. In principe moet een gemeente iedere euro die zij meer uitgeeft aan WWB-uitkeringen zelf moet bekostigen en elke euro die overblijft, mag een gemeente voor andere doeleinden aanwenden. Deze maatregel prikkelt gemeenten om het WWB-volume zo veel als mogelijk terug te dringen. Dit kan zowel door verlaging van de instroom als verhoging van de uitstroom.

Dit document gaat in op de vraag in welke mate de wijzigingen in de financiering van de bijstand hebben geleid tot een effectievere uitvoering van de bijstandswet. De kwantitatieve analyse vindt op gemeenteniveau plaats. Hierbij wordt rekening gehouden met conjuncturele en demografische ontwikkelingen. De uitkomsten ondersteunen grotendeels eerdere kwalitatieve en kwantitatieve bevindingen, al zijn er wel enige verschillen.

Het effect aan de uitstroomkant is volgens de meeste kwantitatieve studies groter dan het effect aan de instroomkant. Uit het onderhavige onderzoek blijkt dat er alleen een effect aan de uitstroomkant is en niet aan de instroomkant. De uitstroom neemt – afhankelijk van de gekozen modelspecificatie – structureel met ongeveer 3%-punt toe als gevolg van de budgettering van de bijstand en decentralisering naar gemeenten. Dit leidt tot een structurele volumedaling met circa 8%. Het effect van de WWB is driekwart (ofwel 6%) hiervan, omdat de bijstand al voor een kwart was gedecentraliseerd voor invoering van de WWB.

Het structurele effect kan nog oplopen doordat gemeenten zich nog deels aan het aanpassen zijn aan de nieuwe systematiek en doordat het opwaartse effect op de instroom in de WWB van beleidswijzigingen op het terrein van de WW en WAO/WIA uitdooft. Anderzijds lijkt er een tijdelijke uitstroom uit de WWB plaats te vinden richting de Wajong en zijn mogelijk eerst de relatief gemakkelijk bemiddelbare personen uitgestroomd waardoor het budgetteringseffect momenteel hoger ligt dan het structurele niveau. Met de huidige beschikbare data valt niet te achterhalen wat het totale effect hiervan is op de schattingsresultaten. Verder kan ook de verdeling van het effect over instroom en uitstroom in werkelijkheid anders zijn, omdat instroomeffecten soms worden geregistreerd als uitstroomeffecten.

Los van het kwantificeren van deze twee tijdelijke effecten, is het voor vervolgonderzoek interessant om te differentiëren naar gemeentegrootte en periode. Ook het onderscheid tussen personen die langer en korter dan één jaar in de bijstand zitten is interessant. Hieruit kan namelijk blijken of het veelgehoorde vermoeden klopt dat gemeenten zich vooral richten op de (relatief kansrijke) nieuwe instroom en minder op het zittende bestand, de zogenaamde ‘harde kern’.

In dit document is ten slotte ook de rekenregel herschat die wordt gebruikt voor de korte- en middellangetermijnramingen van het Centraal Planbureau. De relatie tussen de werkloze beroepsbevolking en de bijstand is in de loop der tijd minder sterk geworden. Daarmee heeft de bijstand steeds minder het karakter gekregen van een (minimum)verzekering tegen werkloosheid. Dit heeft mogelijk iets te maken met het toegenomen aantal tweeverdieners, waardoor veel mensen de partnerinkomenstoets van de WWB niet meer doorstaan. Ook vindt de doorstroom uit de WW eerder plaats dan voorheen, wat waarschijnlijk een gevolg is van de verkorting van de WW-duur en de tragere opbouw van WW-rechten sinds 2006.

Literatuuroverzicht

Arellano, M., 1987, Computing robust standard errors for within-groups estimators, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 49, nr. 4, pag. 431–434.

Bell, S., 2001, Why are welfare caseloads falling?, Urban Institute Discussion Paper 01-02.

Beukeveld, M., A. Klein Rouweler, M. van Teerns en J. Vosselman, 2005, Werkt Groningen@Work?, Bureau Onderzoek Gemeente Groningen.

Blank, R., 2002, Evaluating welfare reform in the United States, *Journal of Economic Literature*, vol. 40, pag. 1105–1166.

Blommesteijn, M., M. van Gent, C. Groot, J. Soethout en R. van Waveren, 2005, Gemeenten en de WWB I: geprikkeld tot werken, Regioplan beleidsonderzoek, Amsterdam.

Borgers, N., en E. Lemmens, 2009, MaatWerk First; Vervolgbenchmark WorkFirst, Divosa en Inspectie Werk en Inkomen (IWI).

Bunt, S., M. Grootcholte en D. Kemper, 2007, De WWB gewogen: gemeenten aan het woord, Research voor Beleid, Amsterdam.

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.

Goudriaan, R., L. Aarts en P. Wilms, 2001, Naar een operationeel verdeelmodel met beperktere herverdeeleeffecten, APE, Den Haag.

Grogger, J., L. Karoly en J. Klerman, 2002, Consequences of welfare reform: a research synthesis, RAND, Santa Monica, CA.

Haider, S. en J. Klerman, 2005, Dynamic properties of the welfare caseload, *Labour Economics*, vol. 12, pag. 629-648.

Halbersma, R., C. Visscher, R. Goudriaan en L. Aarts, 2004, Verbetering van het objectieve verdeelmodel voor de Wet Werk en Bijstand, APE, Den Haag.

Klerman, J. en S. Haider, 2004, A stock-flow analysis of the welfare caseload, *The Journal of Human Resources*, vol. 39, nr. 4, pag. 865-886.

Kok, L., I. Groot en D. Güler, 2007, Kwantitatief effect WWB, SEO, Amsterdam.

Lundin, M. en P. Skedinger, 2000, Decentralisation of active labour market policy: the case of Swedish local employment service committees, IFAU Working Paper 2000:6.

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

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

Rodgers, H., L. Payne en S. Chervachidze, 2006, State poverty rates: do the new welfare policies make a difference?, *Review of Policy Research*, Vol. 23, nr. 3, pag. 657-679.

Stegeman, H. en A. van Vuren, 2006, Wet Werk en Bijstand; Een eerste kwantificering van effecten, CPB Document 79.

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

Stoutjesdijk, M. en E. Berendsen, 2007, De groei van de Wajonginstroom, UWV Kenniscahier 07-01.

Suijker, F., 2007, Verdubbeling van de instroom in de Wajong: oorzaken en beleidsopties, CPB Document 156.

Wooldridge, J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, MA.

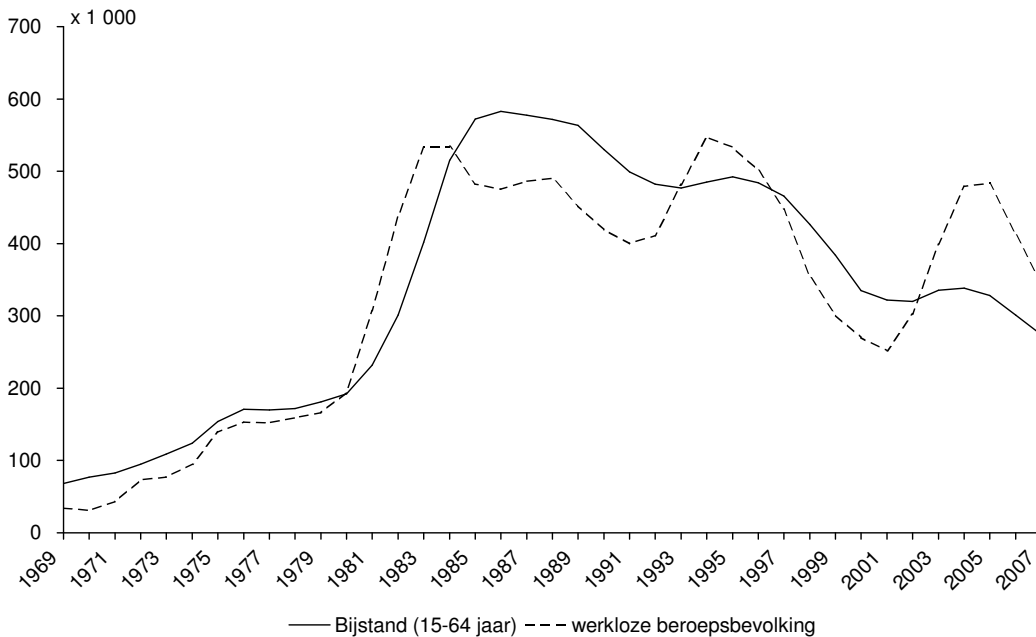
Bijlage 1 Ramingen volume Wet Werk en Bijstand

Bijlage 1A Ramingsmethodiek macrobudget WWB

Om het macrobudget voor de WWB te kunnen vaststellen is het noodzakelijk vooraf een nauwkeurige raming te kunnen maken van het toekomstige bijstandsvolume. Anders is het immers niet mogelijk gemeenten een prikkel te geven om hun bijstandsvolume terug te dringen. Het WWB-volume kan door meerdere redenen wijzigen.

Allereerst heeft de conjunctuur een grote invloed. Wanneer de economische situatie verslechtert, zullen er meer mensen werkloos worden. Hoewel de meeste werklozen dan een WW-uitkering krijgen, heeft een deel van de werklozen geen of alleen een kortdurend recht op een WW-uitkering, waardoor zij al in het jaar waarin zij werkloos worden, in aanmerking komen voor een WWB-uitkering.

Figuur A.1 Bijstandsvolume en werkloze beroepsbevolking, 1969-2007



Bron: CBS

Daarnaast zal in jaren na het optreden van de werkloosheid nog een deel van de werklozen de WWB instromen, omdat zij de maximale duur van hun WW-uitkering hebben bereikt zonder een nieuwe baan te hebben gevonden. De duur van een WW-uitkering is maximaal 3 jaar en 2 maanden, afhankelijk van het arbeidsverleden. De meeste mensen hebben overigens minder dan 2 jaar recht op een WW-uitkering. Een deel van de personen die in jaar t-2 en t-1 ingestroomd is in de WW zal dus in jaar t doorstromen naar de WWB. Hiermee moet ook rekening worden gehouden bij het opstellen van een goede ramingsregel. Dat er een duidelijk verband is tussen

de werkloosheid en het bijstandsvolume laat figuur A.1 zien. Daarbij valt ook op dat het bijstandsvolume al sinds het midden van de jaren '80 fors terugloopt.

Naast de conjunctuur spelen ook beleidseffecten een belangrijke rol. Dit kunnen maatregelen zijn die betrekking hebben op de WWB zelf (bijvoorbeeld de budgettering en decentralisering), maar ook maatregelen op een ander terrein die doorwerken naar de WWB. In dit laatste geval is de verkorting van de maximale WW-duur in 2006 een goed voorbeeld: de WW-uitkering houdt sneller op dan voorheen, waardoor er meer personen door zullen stromen naar de WWB. Deze beleidsmaatregelen dienen ook onderdeel te zijn van de ramingsregel.

Al voor de geleidelijke verhoging van de budgettering in 2001 werd een rekenregel gebruikt voor het ramen van het bijstandsvolume, welke enkel rekening hield met de werkloze beroepsbevolking in het ramingsjaar zelf. Zoals hierboven uitgelegd is dat onvoldoende vanwege de vertraagde instroom in de WWB vanuit de WW. Daarom is in 2004 een nieuwe rekenregel geschat (Stegeman en Van Vuuren, 2004) waarbij wel rekening is gehouden met deze vertraging. Deze ramingsregel heeft de volgende vorm:

$$\Delta WWB_{i,t} = \alpha \Delta \text{Werkloosheid}_{i,t} + \beta \Delta \text{Werkloosheid}_{i,t-1} + \delta \Delta \text{Werkloosheid}_{i,t-2} + B_{i,t}$$

Hierbij is ΔWWB de mutatie van het bijstandsvolume, $\Delta \text{Werkloosheid}$ is de mutatie van de werkloze beroepsbevolking en B bevat de beleidseffecten. Het jaar wordt aangegeven door t en de geografische regio door i . Ten slotte geven α , β en δ het verband aan tussen de mutatie in de WWB en de mutatie van de werkloosheid. In 2004 is een tijdreeksanalyse uitgevoerd (waarbij i dus wegvalt uit de vergelijking) en een analyse op regionaal (COROP¹⁰) niveau.

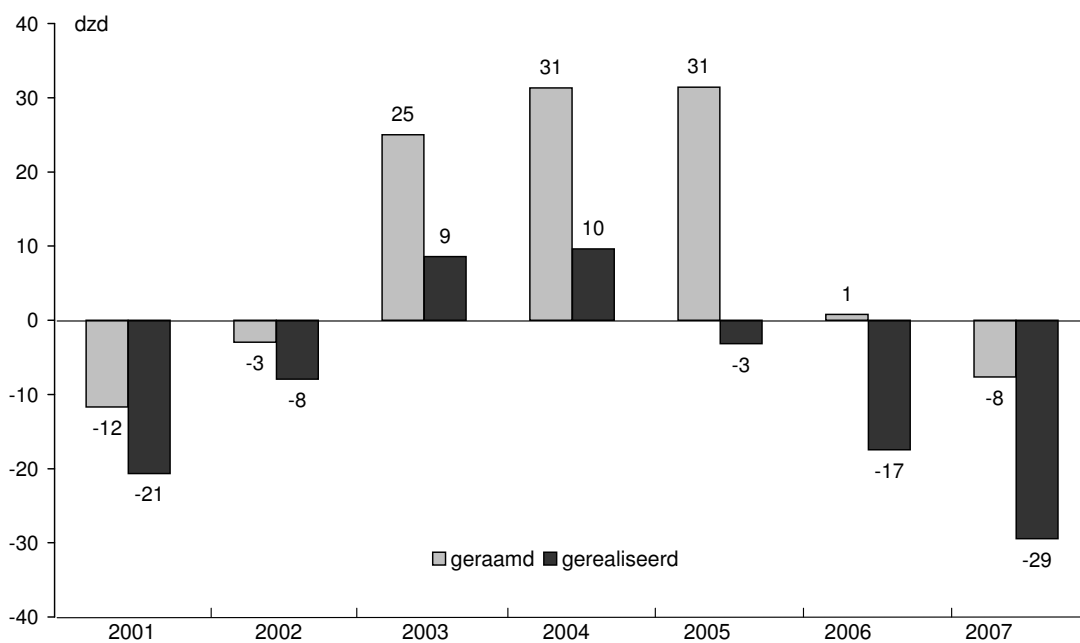
In Stegeman en Van Vuren (2006) is deze ramingsregel opnieuw geschat. Doordat er meer data beschikbaar waren, kon de ramingsregel worden verfijnd. Ondertussen zijn er opnieuw meer data beschikbaar, waarmee in bijlage 1B opnieuw is herschat. Tabel A.1 vat de diverse schattingen voor α , β en δ samen.

Tabel A.1 Schattingen van de ramingsregel in het verleden en nu.					
Bron	Werklh _t (α)	Werklh _{t-1} (β)	Werklh _{t-2} (δ)	Periode	Data
Stegeman en Van Vuuren (2004)	0,10	0,13	0,13	2000-2002	Panel (COROP-niveau)
Idem	0,14	0,18	0,10	1987-2002	Tijdreeks (nationaal)
Stegeman en Van Vuren (2006)	0,10	0,12	0,10	1999-2004	Panel (COROP-niveau)
Zie bijlage 1B	0,10	0,05	–	2001-2007	Panel (COROP-niveau)

¹⁰ Nederland is ingedeeld in 40 COROP gebieden. Deze indeling is voor de gehele onderzoeksperiode hetzelfde.

Tijdens het ramingsproces moet continu de vraag worden gesteld in hoeverre de gebruikte ramingsregel nog voldoende functioneert. Een slecht functionerende ramingsregel kan immers grote gevolgen hebben voor de overheidsfinanciën als blijkt dat het bijstandsvolume fors hoger of lager uitvalt dan vooraf geraamd. In figuur A.2 staan de geraamde en gerealiseerde mutaties voor de periode 2001-2007 waarbij de ramingsregel is toegepast op data voor Nederland als geheel. Bij de geraamde mutaties wordt zoals gezegd zowel rekening gehouden met de conjunctuur als met beleidseffecten. Het valt op dat de gerealiseerde mutatie in alle gevallen lager ligt dan de geraamde mutatie. Hoewel dit ermee kan samenhangen dat de gebruikte coëfficiënten voor α , β en δ niet optimaal zijn, wijst het eerder op een foutieve inschatting van beleidseffecten. Bij foutieve coëfficiënten zou je verwachten dat de uitslagen in de voorspellingen structureel groter of kleiner zijn dan de uitslagen in de realisaties. Dit is niet het geval, waardoor er eerder sprake lijkt van een stelselmatig neerwaarts effect op het bijstandsvolume wat niet in de raming is meegenomen. Het is goed mogelijk dat dit de effecten van de invoering van de WWB betreft, maar dit kunnen bijvoorbeeld ook demografische veranderingen zijn.

Figuur A.2 Geraamde mutaties op basis van rekenregel versus realisaties WWB, 2001-2007



Bijlage 1B Herschatten ramingsregel WWB met nieuwe data

In bijlage 1A is de ramingsmethodiek van het bijstandsvolume beschreven. In deze paragraaf wordt de ramingsregel uit tabel A.1 herschat met nieuwe data. Verwacht wordt dat de coëfficiënt voor de werkloze beroepsbevolking in jaar t-2 minder belangrijk is dan voorheen vanwege de in 2006 doorgevoerde verkorting van de maximale WW-duur van 60 naar 38 maanden. Deze doorstroom vindt in de nieuwe situatie mogelijk al in jaar t-1 plaats. Daarnaast is ook het tempo van de opbouw van WW-rechten verlaagd, waardoor de gemiddelde uitkeringsduur van de WW daalt en de doorstroom naar de WWB eerder plaatsvindt. Los van deze duurverkorting is het ook waarschijnlijk dat het beroep op de WWB daalt vanwege de toename van het aantal tweeverdieners. De WWB kent een toets op partnerinkomen, waardoor het recht op een uitkering vervalt wanneer de partner voldoende inkomen heeft. Deze situatie doet zich steeds vaker voor. Kortom, het valt te verwachten dat het totale conjunctuureffect op het bijstandsvolume lager is dan voorheen en dat daarnaast de coëfficiënt van jaar t-2 lager is. De coëfficiënten voor jaar t-1 en t kunnen zowel hoger als lager uitvallen: enerzijds is het conjunctuureffect lager, maar anderzijds vindt de doorstroom vanuit de WW eerder plaats. Voor het schatten van de ramingsregel hebben we gebruik gemaakt van CBS data op COROP-niveau¹¹. Er zijn data beschikbaar voor de periode 2001-2007. In tabel A.2 staan de regressieresultaten voor 8 verschillende modelspecificaties.

Tabel A.2 Regressieresultaten ramingsregel WWB, COROP-niveau, 2001-2007¹²

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6		Model 7		Model 8	
	coeff	stdv	coeff	stdv	coeff	stdv	coeff	stdv	coeff	stdv	coeff	stdv	coeff	stdv	coeff	stdv
ΔW_{it}	0,13	0,01	0,12	0,03	0,08	0,01	0,11	0,02	0,10	0,01	0,10	0,02	0,07	0,01	0,12	0,02
ΔW_{it-1}	0,06	0,01	0,15	0,03	0,07	0,01	0,05	0,02	0,05	0,01	0,13	0,03	0,06	0,01	0,07	0,02
ΔW_{it-2}	-0,02	0,01	0,10	0,02	0,05	0,02	-0,03	0,02	-0,02	0,01	0,09	0,02	0,04	0,01	-0,03	0,02
$\Delta \text{Budg.}$	0,06	0,07	0,35	0,34	-0,17	0,07										
2002									2,02	0,44	0,59	0,54	1,22	0,40		
2003									3,66	0,50			2,60	0,46		
2004									2,38	0,59			0,50	0,58		
2005									2,03	0,60						
2006									1,01	0,54					1,05	0,64
2007									0,66	0,47					0,83	0,74
const.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,03	0,00	-0,04	0,00	-0,01	0,01	-0,02	0,00	-0,04	0,01
R ²	0,44		0,42		0,37		0,28		0,54		0,42		0,48		0,30	
N	280		80		160		120		280		80		160		120	
Periode	2001-2007		2001-2002		2001-2004		2005-2007		2001-2007		2001-2002		2001-2004		2005-2007	

¹¹ Nederland bestaat uit 40 COROP-regio's welke (in tegenstelling tot gemeenten) niet van samenstelling veranderen over de tijd.

¹² De in de loop der tijd oplopende constante term (vergelijk model 7 en 8 met model 6) bevat onder andere de beleidseffecten, waaronder de budgettering. Wanneer deze laatste apart wordt meegenomen (Model 1-Model 4), is deze oploop inderdaad minder.

Voor het bepalen van de ramingsregel zijn Model 1 en Model 5 het meest relevant. De overige modellen hebben betrekking op subperiodes (zie laatste rij). In Model 1 wordt de mate van budgettering als verklarende variabele gebruikt, terwijl deze in Model 5 wegvalt vanwege het gebruik van jaardummies. Model 5 verdient de voorkeur boven Model 1 omdat deze meer flexibele specificatie non-lineariteiten toestaat. De resultaten bevestigen in de meeste gevallen de hierboven geschetste verwachtingen. Ten eerste valt de totale instroom vanuit de werkloze beroepsbevolking fors lager uit dan in eerdere ramingsregels. Waar in de oude ramingsregel nog in totaal 32% van de werkloze beroepsbevolking doorstroomde naar de WWB (=0,10 + 0,12 + 0,10), is dat nu nog maar 19% respectievelijk 15%¹³. Als we kijken naar de coëfficiënt voor $\Delta \text{Werkloosheid}_{t-2}$ zien we deze zoals verwacht aflopen over de tijd (vergelijk model 2, 3 en 4 en model 6, 7 en 8). Voor de periode 2005-2007 is deze niet meer significant. Concluderend kan de huidige ramingsregel (zie tabel A.1) beter worden vervangen door:

$$\Delta \text{WWB}_t = 0,10 \Delta \text{Werkloosheid}_t + 0,05 \Delta \text{Werkloosheid}_{t-1} + B_t$$

¹³ De coëfficiënten voor $\text{Werkloosheid}_{t-2}$ zijn hier niet significant. Deze weglaten laat de coëfficiënten voor Werkloosheid_t en $\text{Werkloosheid}_{t-1}$ ongewijzigd.

Bijlage 2 Institutionele vormgeving financiering bijstand

Institutionele vormgeving financiering bijstand, 2000-2007

	Welke gemeenten	Aandeel gebudgetteerd	Aandeel verdeeld o.b.v. verdeelmodel
		%	%
<2001	alle	10	0
2001	alle	25	0
2002	60 000+	25	50
	40-60 000	25	0-50
	rest	25	0
2003	60 000+	25	100
	40-60 000	25	0-100
	rest	25	0
2004	60 000+	100	40
	40-60 000	100	0-40
	rest	100	0
2005	60 000+	100	73
	40-60 000	100	0-73
	rest	100	0
2006	60 000+	100	100
	30-60 000	100	0-100
	rest	100	0
2007	40 000+	100	100
	30-40 000	100	0-100
	rest	100	0

