

# Naar een effectief WWB-verdeelmodel

Van het objectieve verdeelmodel waarmee de gemeentelijke bijstandsbudgetten worden bepaald, gaat vooralsnog niet de beoogde prikkelwerking uit. Een betere toetsing van het bijstandsbeleid van gemeenten biedt mogelijk uitkomst.

**S**inds 2004 is de Wet werk en bijstand (WWB) van kracht. Doel van deze wet is dat gemeenten worden geprikkeld om het aantal bijstandsontvangers te reduceren.

Deze prikkel ontstaat omdat gemeenten een overschot op hun budget voor de bijstandsuitkeringen mogen houden en ze een tekort uit eigen middelen moeten bijpassen. Cruciaal hierbij is de wijze waarop het Ministerie van SZW het beschikbare macrobudget voor de uitkeringen verdeelt over de gemeenten. De verdeling moet rekening houden met omstandigheden waaraan gemeenten niets kunnen doen en moet daarnaast alle gemeenten in staat stellen bij een beter dan gemiddelde beleidsprestatie geld over te houden. Dat is niet eenvoudig, want men moet voor elke gemeente niet alleen de onvermijdelijke uitgaven goed inschatten, maar ook nog de kwaliteit van hun bijstandsbeleid. Het ministerie bepaalt de verdeling aan de hand van een verdeelmodel. Dit artikel bespreekt de uitkomsten van een onderzoek naar de effectiviteit van het verdeelmodel in de eerste drie jaren waarin het operationeel was: 2004–2006. Uit dat onderzoek blijkt dat voor de onderzoekspopulatie de beoogde prikkelwerking van het model uitblijft. Wat betekent dit voor de WWB en zijn hier verklaringen voor?

## Historisch versus objectief budgetteren

In de WWB vindt budgettering plaats op twee manieren: historisch of objectief. Historische budgettering wil zeggen dat het aandeel van een gemeente in het macrobudget gelijk is aan haar aandeel in het totaal van uitgaven in het recente verleden. Bij objectieve budgettering is het budgetaandeel gelijk aan de voorspelde uitgaven volgens een regressievergelijking. Het budget komt tot stand door de uitgaven van een gemeente te relateren aan andere gemeenten. De beoogde prikkelwerking komt voort uit de gedachte dat de regressielijn de gemeenten in twee groepen splitst. De gemeenten onder de regressielijn voeren bovengemiddeld beleid, de gemeenten erboven voeren slechter dan gemiddeld beleid. Door ze het budget te geven dat hoort bij ge-

middeld beleid, dat wil zeggen, precies op de regressielijn, zullen de gemeenten boven de lijn hun beleid moeten verbeteren. Op de lange termijn komt de regressielijn daardoor lager te liggen en worden ook de gemeenten die aanvankelijk net bovengemiddeld presteerden aangespoord hun beleid te verbeteren. In theorie ontstaat zo een spiraal richting optimaal gemeentelijk beleid. De objectieve budgetten worden berekend met het zogenaamde objectief verdeelmodel dat centraal staat in dit artikel.

Thans wordt voor kleine gemeenten (minder dan dertigduizend inwoners) het budget geheel historisch bepaald. Grote gemeenten (meer dan zestigduizend inwoners) worden objectief gebudgetteerd en middelgrote gemeenten door een lineaire mix van beide. Daarbij dient te worden opgemerkt dat de werking van het verdeelmodel beperkt blijft tot een smalle, door de politiek bepaalde bandbreedte van [-7,5 procent, 7,5 procent] rond het historische budget. Dit wordt de ex ante inperking genoemd. Als het model een voorspelling doet buiten de bandbreedte dan wordt het objectieve budget vastgesteld op het historische budget plus of min 7,5 procent. Deze ex ante inperking heeft een dempend effect op de objectiviteit van de verdeling.

## Het verdeelmodel

Het model verdeelt door middel van dertien objectieve verdeelkenmerken die worden verondersteld alle variatie in de onvermijdelijke bijstandsuitgaven van gemeenten te verklaren. Voorbeelden van die kenmerken zijn: het aantal huishoudens met lage inkomens, het percentage huurwoningen of het aantal banen in de COROP-regio. De gewichten van de verdeelkenmerken worden bepaald door middel van een regressie van recent gerealiseerde bijstandsuitgaven op de dertien gemeentekenmerken. Het verdeelmodel oogstte ondanks herhaaldelijke aanpassingen in de verdeelkenmerken de kritiek van de gemeenten die hun budget erop achteruit zagen gaan. Hun belangrijkste kritiekpunt is dat het model tot een niet-plausibele verdeling van middelen leidt. Plausibiliteit heeft daarbij betrekking op de relatie

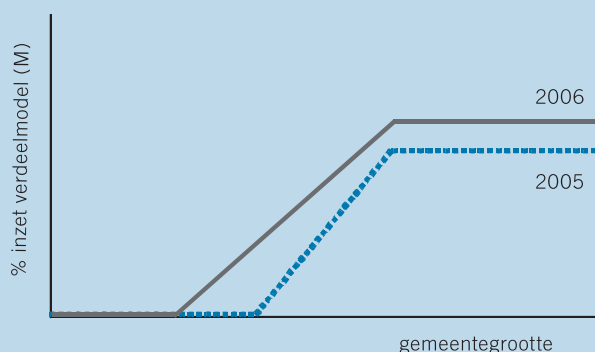
tussen het toebedeelde budget en de gemeentelijke perceptie van de relatieve beleidsoutput. Met andere woorden, zij percipiëren hun beleid helemaal niet als ondergemiddeld en vinden het onterecht dat zij te maken krijgen met een negatief herverdeeleffect.

**Hun belangrijkste kritiekpunt is dat het model tot een niet-plausibele verdeling van middelen leidt**

**PETER BERKHOUT**  
Programmaleider Arbeid & Scholing bij het EIB

figuur 1

Veranderingen in de WWB door grensverschuiving en toename van het objectieve deel



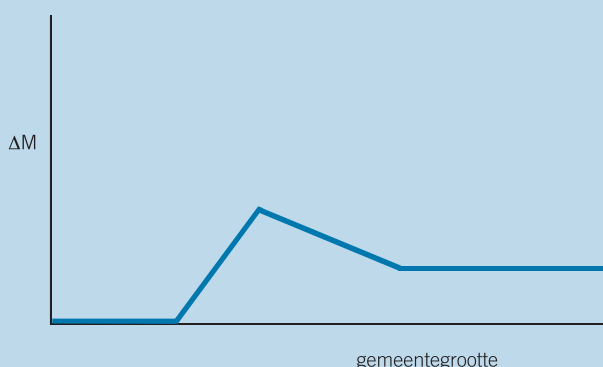
### Effectevaluatie

In de effectevaluatie is het effect gemeten van de wijze van budgettering op het bijstandsvolume. Met andere woorden: reageert de historisch gebudgetteerde gemeente anders op de WWB-prikkel dan de objectief gebudgetteerde gemeente? De effectevaluatie berust op het feit dat onder de WWB gemeenten op verschillende wijze te maken hebben met het verdeelmodel. Bij invoering van de WWB in 2004 werden twee grenzen getrokken. Gemeenten onder de veertigduizend inwoners werden niet gebudgetteerd met het verdeelmodel, maar op basis van historische uitgaven. Boven de zestigduizend inwoners werd (een toenemend deel van) het budget volledig bepaald door het verdeelmodel. Tussen deze grenzen werd een lineaire mix van modeluitkomst en historische uitgaven berekend op basis van het inwonertal. Dit biedt mogelijkheden voor een difference-in-difference-analyse. Ten eerste kan een jaar van voor de invoering van de WWB worden vergeleken met een WWB-jaar. Ten tweede is het mogelijk twee jaren te vergelijken waarin het verdeelmodel werd toegepast, maar waarin de grenzen en het aandeel van het budget dat met het verdeelmodel werd bepaald varieerden. Ter illustratie: in 2006 ging het objectieve budgetaandeel met 27 procentpunten omhoog ten opzichte van 2005 (van 73 procent naar 100 procent) en werd de ondergrens verschoven van veertig- naar dertigduizend inwoners (zie figuur 1). Hierdoor is ook een difference-in-difference-analyse mogelijk tussen twee WWB-jaren.

De analyse vindt plaats op het niveau van individuen. Beschouwd wordt de populatie van mensen die in de periode 2000–2006 op grond van hun leeftijd gedurende de hele periode in aanmerking kwamen voor een bijstandsuitkering. Verder verhuisden de mensen in de onderzoekspopulatie in de beschouwde periode nooit buiten de gemeentegrenzen. We beschouwen de gemeenten met

figuur 2

Verskil in modeldosis tussen 2005 en 2006



een inwonertal tussen 25.000 en 70.000. De controlegroep in onze opzet bestaat uit gemeenten waarvoor niets veranderde tussen de twee evaluatiemomenten van de difference-in-difference-analyse. In alle gevallen bestaat de controlegroep dus uit relatief kleine gemeenten. Om te voorkomen dat er schijneffecten worden gevonden doordat de behandelde gemeenten in grootte te veel afwijken van de controlegroep, worden de hele kleine en hele grote gemeenten buiten beschouwing gelaten. De analyse beperkt zich dus tot de middelgrote gemeenten; op grond van de uitkomsten kunnen geen stellige uitspraken gedaan worden over het modeffect bij gemeenten met meer dan 75.000 inwoners. Doelvariabele in het onderzoek is de individuele verblijfsduur  $D$  in de bijstand. De verblijfsduur wordt gemeten in maanden per jaar en is dus per individu een getal variërend van 0 tot en met 12. Gekeken is telkens naar twee verschillende perioden: de basisperiode ( $t=0$ ) en de eindperiode ( $t=1$ ). Het verschil in de tijd wordt aangeduid door:  $\Delta D = D_1 + D_0$ . Dus stel, een individu zit zes maanden in de bijstand in 2000 en een maand in 2006, dan is  $\Delta D$  gelijk aan  $1-6 = -5$ .

De effectvariabele  $M$  betreft de mate van toepassing van het verdeelmodel. Deze modeldosis varieert met het jaar en het inwonertal van de gemeente van het betreffende individu. Ook  $M$  wordt in de basisperiode en de eindperiode waargenomen. Het verschil wordt aangeduid met:  $\Delta M = M_1 - M_0$ . Voor individuen uit kleine gemeenten is  $\Delta M$  altijd gelijk aan nul. Voor individuen uit grotere gemeenten neemt  $\Delta M$ , afhankelijk van het jaar, een positieve waarde aan van maximaal 1.

Het effect van het model wordt bepaald door schatting van de regressievergelijking  $\Delta D_{ig} = \alpha + \beta \cdot \Delta M_{ig} + \delta_g + \epsilon_{ig}$ , waarbij  $\alpha$  en  $\beta$  de te schatten parameters zijn,  $i$  en  $g$  indices voor respectievelijk individuen en gemeenten,  $\delta$  een per gemeente variërende component (random-effect) en  $\epsilon$  de ruisterm. Het modeffect wordt waargenomen in parameter  $\beta$ . Opname van het random-effect  $\delta$  staat toe dat er op gemeentenniveau verschillen bestaan in  $\Delta D$  die onafhankelijk zijn van  $\Delta M$  (en dus ook onafhankelijk zijn van gemeentegrootte). Het model werd geschat op ruim 1,4 miljoen individuen in honderdvijftig gemeenten. Opgemerkt dient te worden dat in de WWB de modeldosis toeneemt naarmate het inwonertal stijgt. Op het eerste gezicht lijkt het er dus op dat een eventueel modeffect niet kan worden onderscheiden van een met gemeentegrootte variërend tijdeffect. Dat geldt inderdaad voor alle schattingen waarin een pre-WWB-jaar wordt vergeleken met een WWB-jaar. In die gevallen neemt  $\Delta M$  toe met inwonertal. Echter, in een analyse van de verschillen tussen 2006 en een ander WWB-jaar (2004 of 2005) is dat niet het geval. Daarin neemt  $\Delta M$  af voor gemeenten tussen veertig- en zestigduizend inwoners (zie figuur 2). Mocht een structureel met gemeentegrootte variërend tijdeffect bestaan, dan komt dat aan het licht als de hierboven beschreven schattingen

gen worden vergeleken. Alle combinaties van jaren uit de periode 2000–2006 zijn onderzocht. In geen enkel geval werd een significant modeffect gevonden. Dit betekent dat middelgrote gemeenten, of ze nu objectief of historisch gebudgetteerd worden, hetzelfde reageren op het arrangement van de WWB.

Uit eerder onderzoek blijkt dat het gehele WWB-arrangement heeft bijgedragen aan een daling van het bijstandsvolume. Deze bijdrage wordt geraamd op vier procentpunten van de volumedaling van tien procent in de periode 2004–2006 (Stegeman en Van Vuren, 2006; Kok et al., 2007). Het feit dat geen modeffect werd aangetroffen suggereert dat deze bijdrage in zijn geheel moet worden toegeschreven aan de toegenomen budgetverantwoordelijkheid. Resteert de vraag hoe het uitblijven van een modeffect kan worden verklaard. Een eerste verklaring kan zijn dat het modeffect nog niet zichtbaar is. De WWB bestaat immers pas sinds 2004 en bij een dergelijke grote verandering ten opzichte van de Algemene Bijstandswet is het denkbaar dat gemeenten enige tijd nodig hebben om zich aan te passen aan de nieuwe systematiek met een grotere eigen verantwoordelijkheid. Met andere woorden: er is wel een prikkel, maar het duurt even voordat die prikkel tot gedragsveranderingen leidt. Een tweede mogelijke verklaring is dat door de ex ante inperking de prikkelwerking dusdanig wordt gedempt dat een effect achterwege blijft. Dat wil zeggen, er wordt geen effect gevonden omdat de prikkel te zwak is. In dat geval zou het model ontdaan moeten worden van de ex ante inperking om effect te sorteren. Een derde verklaring kan zijn dat de prikkel niet goed aansluit bij de onvermijdelijke bijstandsuitgaven van gemeenten. Het model prikkelt wel, maar de prikkel komt niet bij de juiste gemeenten terecht, namelijk de gemeenten die door beter beleid de bijstandsuitgaven nog kunnen terugdringen.

## Concluderend

Het bestuurlijke arrangement van de WWB berust op twee pijlers: ten eerste, gemeenten zijn risicodragers geworden en, ten tweede, de budgetverdeling moet objectief zijn. Dit laatste is van belang omdat bij verdeling op basis van historische uitgaven het gevaar van een perverse prikkel ontstaat. Weliswaar houdt een gemeente die een jaar bovengemiddeld presteert dat jaar geld over, in volgende jaren zal deze gemeente door deze goede prestatie een kleiner deel van het macrobudget ontvangen. Op termijn zou dit de prikkel die uitgaat van de budgetverantwoordelijkheid kunnen ondermijnen.

Om de prikkelwerking te kunnen aanscherpen is het noodzakelijk beter zicht te krijgen op de plausibiliteit van de bedragen die gemeenten overhouden of tekortkomen. Over deze herverdeeffecten bestaat in de literatuur veel discussie. Terwijl Visscher

---

## Het model prikkelt wel, maar de prikkel komt niet bij de juiste gemeenten terecht

et al., (2005) positief zijn over de plausibiliteit van het gros van de gemeentelijke herverdeeffecten, zet Cebeon (2007) hier vraagtekens bij. Van belang in beide onderzoeken is de wijze waarop het gemeentelijke beleid wordt gemeten. De ambiguïteit hiervan maakt het lastig een objectief oordeel te vellen over de objectiviteit van het verdeelmodel. Ons advies aan de beleidsmakers is om goede indicatoren te ontwikkelen voor (de effectiviteit van) het gemeentelijke bijstandsbeleid.

Deze indicatoren zouden een eenduidige toetsing van de plausibiliteit van de herverdeeffecten mogelijk maken. Dat zal uiteindelijk ten goede komen aan de prikkelwerking van de WWB.

## LITERATUUR

Cebeon (2007) *Plausibiliteitsonderzoek objectief verdeelmodel inkomensdeel van de Wet Werk en Bijstand*. Amsterdam: Cebeon.

Kok, L., I. Groot en D. Güler (2007) *Kwantitatief effect WWB*. Amsterdam: SEO.

Stegeman, H. en A. van Vuren (2006) *Wet werk en bijstand: een eerste kwantificering van effecten*. Den Haag: CPB.

Visscher, C.M., P. Vemer en L.J.M. Aarts (2005) *Plausibiliteit van de verdelende werking van het objectief verdeelmodel WWB 2006*. Den Haag: APE.