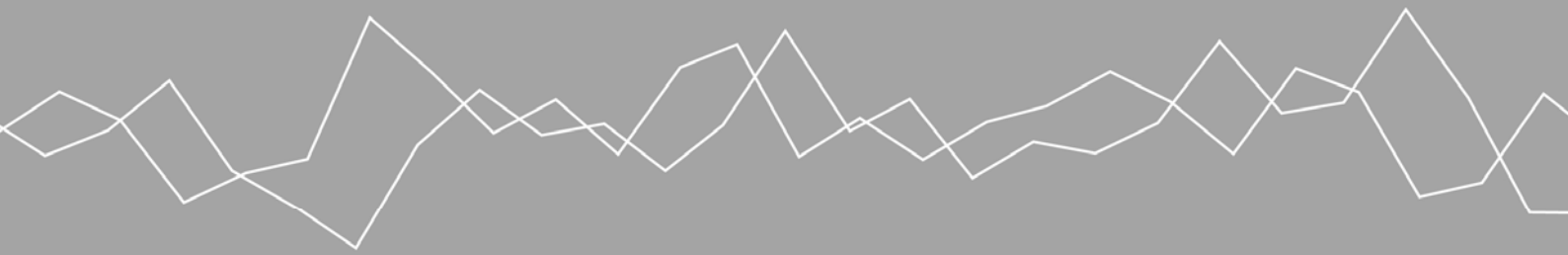


## Kwantitatief effect WWB





Amsterdam, november 2007  
In opdracht van het ministerie van SZW

## Kwantitatief effect WWB

Lucy Kok  
Inge Groot  
Derya Güler



seo economisch onderzoek

*“De wetenschap dat het goed is”*

*SEO Economisch Onderzoek doet onafhankelijk toegepast onderzoek in opdracht van overheid en bedrijfsleven. Ons onderzoek helpt onze opdrachtgevers bij het nemen van beslissingen. SEO Economisch Onderzoek is gelieerd aan de Universiteit van Amsterdam. Dat geeft ons zicht op de nieuwste wetenschappelijke methoden. We hebben geen winstoogmerk en investeren continu in het intellectueel kapitaal van de medewerkers via promotietrajecten, het uitbrengen van wetenschappelijke publicaties, kennisnetwerken en congresbezoek.*

SEO-rapport nr. 2007-86

ISBN 978-90-6733-424-2

Copyright © 2007 SEO Economisch Onderzoek Amsterdam. Alle rechten voorbehouden. Het is geoorloofd gegevens uit dit rapport te gebruiken in artikelen en dergelijke, mits daarbij de bron duidelijk en nauwkeurig wordt vermeld.

# Inhoudsopgave

<b>Samenvatting</b> .....	<b>i</b>
<b>Summary</b> .....	<b>iii</b>
<b>1 Inleiding</b> .....	<b>1</b>
1.1 Aanleiding .....	1
1.2 De Wet Werk en Bijstand.....	2
1.3 Overig beleid .....	3
1.4 Onderzoeksvragen.....	4
1.5 Onderzoeksmethode.....	5
1.6 Leeswijzer.....	10
<b>2 Effect WWB op gemeentelijk beleid</b> .....	<b>11</b>
2.1 Inleiding.....	11
2.2 Effect WWB op gestarte re-integratietrajecten.....	11
2.3 Effect WWB op handhavingsbeleid.....	13
<b>3 Effect van WWB en conjunctuur op in- en uitstroom</b> .....	<b>15</b>
3.1 Inleiding.....	15
3.2 Effect WWB en conjunctuur op instroomkansen .....	15
3.3 Effect WWB en conjunctuur op uitstroomkansen .....	16
3.4 Conclusie.....	18
<b>4 Effect van WWB en conjunctuur op bijstandsvolume en bijstandslasten</b> .....	<b>19</b>
4.1 Inleiding.....	19
4.2 Effect WWB en conjunctuur op bijstandsvolume .....	19
4.3 Toekomstig en hypothetisch effect WWB op bijstandsvolume .....	21
4.4 Effect WWB op bijstandslasten .....	22
<b>5 Conclusie</b> .....	<b>25</b>
<b>Referenties</b> .....	<b>27</b>
<b>Bijlage A Gebruikte data</b> .....	<b>29</b>
<b>Bijlage B Schattingsresultaten</b> .....	<b>31</b>
<b>Bijlage C Leden klankbordgroep</b> .....	<b>35</b>



# Samenvatting

## Onderzoeksvraag

Op 1 januari 2004 is de Wet Werk en Bijstand (WWB) in werking getreden. Met de introductie van de WWB hebben gemeenten een grotere financiële verantwoordelijkheid gekregen. Gemeenten hebben bovendien zelf de keuze gekregen op welke wijze zij hun activerende rol precies invullen.

Het hoofddoel van dit onderzoek is het in kaart brengen van de effecten van de WWB op de bijstandslasten en het bijstandsvolume. Het ministerie van SZW verwachtte in 2006 een daling van de bijstandslasten met 5%, oftewel 250 miljoen euro, als gevolg van de WWB. Daarnaast wil het ministerie inzicht krijgen in het effect van de WWB op het gemeentelijke beleid. Om deze vraag te beantwoorden hebben we het effect van de WWB en de conjunctuur op de in- en uitstroom uit de uitkering bepaald. Om het effect van de WWB en conjunctuur op de in- en uitstroom te schatten, voerden we analyses uit op microdata. Met behulp van de in- en uitstroomkansen simuleerden we vervolgens het effect op het totale aantal uitkeringsgerechtigden, zowel op de korte termijn als in een meer structurele situatie.

## De WWB

De veranderingen in de bekostigingssystematiek bestaan uit twee componenten: de mate waarin gemeenten hun bijstandsbudget bij het ministerie van SZW konden declareren en de mate waarin gemeenten hun middelen volgens een objectief verdeelmodel ontvangen.

Tot 2001 konden gemeenten 90% van de bijstandsuitgaven bij het ministerie declareren. Gemeenten hadden daardoor slechts een zeer beperkte financiële prikkel om de instroom in de bijstand te beperken en de uitstroom uit de bijstand te bevorderen. In 2001 is het declaratiepercentage afgenomen tot 75%. Met de introductie van de WWB in 2004 werden gemeenten volledig budgetverantwoordelijk. Ze konden niets meer declareren bij het Rijk.

Gemeenten kregen dus een steeds groter wordende budgetverantwoordelijkheid. Ook de wijze waarop dit budget werd vastgesteld is in de loop van de tijd veranderd. In 2001 werd het budget dat gemeenten kregen volledig bepaald door de uitgaven die gemeenten in het verleden hadden gemaakt. Gemeenten met een activerend beleid kregen daardoor een relatief klein deel van het bijstandsbudget. Daarom is eind jaren negentig een verdeelmodel ontwikkeld dat het budget tussen gemeenten verdeelt op basis van objectieve gemeentelijke kenmerken. De mate waarin de middelen worden verdeeld volgens het objectieve verdeelmodel verschilt in de loop van de tijd en tussen gemeenten.

## WWB leidt tot daling volume met 4% in 2006

In de periode 2004-2006 is als gevolg van de WWB het bijstandsvolume gedaald met 13.300 uitkeringen; een daling van 4% ten opzichte van het volume ultimo 2003. Als gevolg van eerdere wijzigingen van de bekostigingssystematiek is in de periode 2004-2006 eveneens een volumedaling van 4% opgetreden. In dezelfde periode heeft de conjunctuur gezorgd voor een stijging van het volume met 8%.

In 2006 is het effect van de WWB nog niet volledig. Dit komt doordat het effect van de WWB volgens onze schattingen met vertraging doorwerkt op de daling van de instroom en de stijging van de uitstroom. Na 2006 loopt de geschatte daling van het volume nog verder op tot 14% (ten opzichte van het volume ultimo 2003) in 2010 en 16% in de structurele situatie.

De WWB heeft geleid tot een jaarlijkse besparing op de bijstandslasten van 106 miljoen euro in 2006. Dit bedrag loopt op tot naar schatting 556 miljoen euro in 2010 en 667 miljoen euro structureel.

## WWB leidt tot vergroting van het aantal fraudeonderzoeken en daling van het aantal gestarte re-integratietrajecten

De wijziging van de bekostigingssystematiek van de bijstand heeft geleid tot een intensivering van het handhavingsbeleid. Er is bij meer mensen een fraudeonderzoek gestart. Het aantal gestarte re-integratietrajecten is verminderd als gevolg van de WWB. Vermoedelijk zijn re-integratietrajecten wel selectiever ingezet, waardoor de effectiviteit is vergroot.

## Kanttekeningen bij het onderzoek

De conclusies zijn gebaseerd op een schatting op basis van een econometrisch model waarin we de ontwikkeling van het bijstandsvolume hebben verklaard uit verschillende factoren. Een dergelijk schattingsmodel is een abstractie van de werkelijkheid, waarin niet alle factoren die invloed hebben op het bijstandsvolume kunnen worden meegenomen. Zo hebben we de effecten van andere beleidswijzigingen die gevolgen hebben voor het WWB volume niet kunnen meenemen. De resultaten van onze schattingen moeten daarom met de nodige voorzichtigheid geïnterpreteerd worden.



# Summary

## Research question

The Work and Social Assistance Act (WWB) came into effect on 1 January 2004. The introduction of the WWB has given municipalities greater financial responsibility. Furthermore, municipalities are given the choice as to how they want to shape their activating role exactly.

The main objective of this research is to map the effects of the WWB on the expenditure to social security and the number of benefits claimed. The Ministry of Social Affairs and Employment expected a 5% decrease, 250 million euros, of the expenditure to social security in 2006 as a result of the WWB. In addition, the Ministry wants to gain insight into the effect of the WWB on municipal policies. To answer this question, we have determined the effect of the WWB and the economic situation on the influx into and outflow from the benefits. To estimate the effect of the WWB and the economic situation on the influx and outflow, we analysed micro data. Using influx and outflow chances we subsequently simulated the effect on the total number of benefit claimants, both in the short term and in a more structural situation.

## The WWB

The changes in the funding systematics consist of two components: the extent to which municipalities were able to claim their social security budget from the Ministry of Social Affairs and Employment and the extent to which municipalities could receive their funds according to an objective distribution model.

Up until 2001, municipalities could claim 90% of the social security expenses from the Ministry. Therefore, municipalities only had a very limited financial impetus to restrict the influx into social security and stimulate the outflow from social security. In 2001, the percentage of expenses that could be claimed was lowered to 75%. With the introduction of the WWB in 2004, municipalities became completely responsible for their budget. They could no longer claim anything from the State.

Thus, municipalities were given a continuously increasing budget responsibility. The manner in which this budget was established also changed over time. In 2001 the budget that was given to the municipalities was determined completely by the expenses that the municipalities had made in the past. As a result, municipalities with activating policies received a relatively small part of the social security budget. Therefore, a distribution model was developed in the late nineties that divides the budget between municipalities based on objective municipal characteristics. The extent to which the funds are divided according to the objective distribution model varies over time and between municipalities.

## WWB leads to 4% less benefits claimed in 2006

In the period 2004-2006 the number of social security benefits claimed has decreased by 13,300 as a result of the WWB; a 4% decrease in comparison with the figure at the end of 2003. Due to previous changes in the funding systematics a 4% decrease of benefits claimed occurred in the period 2004-2006 as well. In the same period, changes in the economic situation resulted in a volume increase of 8%.

The effect of the WWB is not yet complete in 2006. This is because, according to our estimates, the WWB has a delayed effect on the influx decrease and outflow increase. After 2006 the estimated decrease in claimed benefits (in comparison with the figure at the end of 2003) will rise further to 14% in 2010 and 16% in the structural situation.

The WWB has led to annual savings on the expenditures to social security of 106 million in 2006. This amount is estimated to increase to 556 million euros in 2010 and 667 million euros on a structural basis.

## WWB leads to more fraud investigations and less initiated reintegration projects

The change in the funding systematics for social security has led to an intensification of the enforcement policies. More people have become the subject of a fraud investigation. The number of initiated reintegration projects has diminished as a result of the WWB. Presumably, however, reintegration projects have been deployed more selectively so that the effectiveness has increased.

## Marginal comments concerning the research

The conclusions are based on an estimate that is founded on an econometric model in which we have explained the development of the number of social security benefits claimed using different factors. An estimation model such as this is an abstraction of reality that cannot incorporate all factors that influence the number of social security benefits claimed. For instance, we haven't been able to include other policy changes that have consequences for the number of WWB benefits claimed. Therefore, the results of our estimates should be interpreted with the necessary caution.

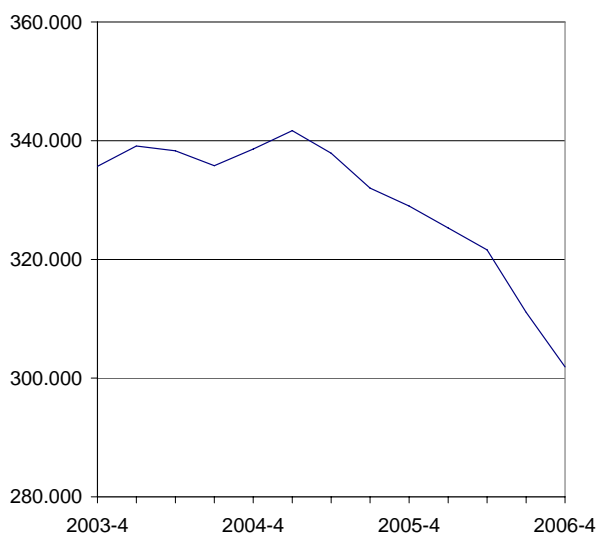
# 1 Inleiding

## 1.1 Aanleiding

Op 1 januari 2004 is de Wet Werk en Bijstand (WWB) in werking getreden. Het hoofddoel van de WWB is werk boven inkomen. Iedere Nederlander wordt in beginsel in staat geacht om zelfstandig in zijn bestaan te voorzien. Mocht dat niet lukken, dan helpt de overheid met het zoeken naar een baan en met inkomensondersteuning. De WWB vormt hiermee het sluitstuk van een activerend sociale zekerheidstelsel. Met de introductie van de WWB hebben gemeenten een grotere financiële verantwoordelijkheid gekregen. Gemeenten hebben bovendien zelf de keuze gekregen op welke wijze zij hun activerende rol precies invullen. Verwacht wordt dat deze maatregelen tot een reductie van de bijstandsuitgaven hebben geleid.

In de periode 2004-2006 is het bijstandsvolume sterk gedaald, van 336.000 uitkeringen in januari 2004 tot 302.000 uitkeringen eind 2006, een daling met 34.000 uitkeringen (zie figuur 1.1). De vraag is of en welk deel van deze daling toe te rekenen is aan de Wet werk en bijstand.

**Figuur 1.1** Ontwikkeling bijstandsvolume, jonger dan 65 jaar



Bron: CBS

In artikel 84 van de WWB staat dat voor 1 januari 2008 verslag moet worden uitgebracht over de doeltreffendheid en de effecten van de WWB. De kernvraag is in hoeverre de WWB heeft bijgedragen aan de doelstelling werk boven inkomen.

Het ministerie van SZW heeft SEO Economisch Onderzoek gevraagd onderzoek te doen naar de effecten van de WWB op de bijstandslasten en het aantal bijstandsuitkeringen. In dit rapport doen wij verslag van de resultaten van dit onderzoek.

## 1.2 De Wet Werk en Bijstand

Een van de belangrijkste wijzigingen van de WWB is de wijze waarop gemeenten gefinancierd worden. De afgelopen jaren is deze wijze stapsgewijs veranderd. De veranderingen in de financieringsystematiek bestaan uit twee componenten: de mate waarin gemeenten hun bijstandsbudget bij het ministerie van SZW konden declareren en de mate waarin gemeenten hun middelen volgens een objectief verdeelmodel ontvangen. Tot 2001 konden gemeenten 90% van de bijstandsuitgaven bij het ministerie declareren. Gemeenten hadden daardoor slechts een zeer beperkte financiële prikkel om de instroom in de bijstand te beperken en de uitstroom uit de bijstand te bevorderen. In 2001 is het declaratiepercentage afgenomen tot 75%. Met de introductie van de WWB in 2004 werden gemeenten volledig budgetverantwoordelijk. Ze konden niets meer declareren bij het Rijk.

Gemeenten kregen dus een steeds groter wordende budgetverantwoordelijkheid. Ook de wijze waarop dit budget werd vastgesteld is in de loop van de tijd veranderd. In 2001 werd het budget dat gemeenten kregen volledig bepaald door de uitgaven die gemeenten in het verleden hadden gemaakt. Gemeenten met (in het verleden) relatief veel bijstandsgerechtigden kregen een relatief groot deel van het bijstandsbudget. Een model dat vooral verdeelt op basis van historische kosten geeft gemeenten echter een beperkte prikkel om de instroom te beperken en de uitstroom te bevorderen. Gemeenten met een activerend beleid krijgen op termijn dan immers een relatief klein deel van het bijstandsbudget. Daarom is eind jaren negentig met bijdragen van SEO en APE een objectief verdeelmodel ontwikkeld. Op basis van objectieve gemeentelijke kenmerken, zoals kenmerken van de gemeentelijke populatie en de regionale economie, wordt een inschatting gemaakt van het aantal bijstandsgerechtigden dat een gemeente heeft. Gemeenten met een activerend beleid zullen minder dan het verwachte aantal bijstandsgerechtigden hebben (en houden dus geld over), terwijl gemeenten met een weinig actief beleid meer bijstandsgerechtigden dan de norm hebben (en dus geld moeten bijleggen). De mate waarin de middelen worden verdeeld volgens het objectieve verdeelmodel verschilt in de loop van de tijd en tussen gemeenten.

Tabel 1.1 vat de veranderingen in de institutionele vormgeving van de financiering van de bijstand samen.

**Tabel 1.1** Veranderingen in de financieringssystematiek

Jaar	Welke gemeenten	Mate van budgettering	Aandeel verdeeld volgens objectief verdeelmodel
2000	Alle	10%	0%
2001	Alle	25%	0%
2002	60.000 of meer inwoners	25%	50%
	40.000 – 60.000 inwoners	25%	0% - 50%
	Minder dan 40.000 inwoners	25%	0%
2003	60.000 of meer inwoners	25%	100%
	40.000 – 60.000 inwoners	25%	0% - 100%
	Minder dan 40.000 inwoners	25%	0%
2004	60.000 of meer inwoners	100%	40%
	40.000 – 60.000 inwoners	100%	0% - 40%
	Minder dan 40.000 inwoners	100%	0%
2005	60.000 of meer inwoners	100%	73%
	40.000 – 60.000 inwoners	100%	0% - 73%
	Minder dan 40.000 inwoners	100%	0%
2006	60.000 of meer inwoners	100%	100%
	30.000 – 60.000 inwoners	100%	0% - 100%
	Minder dan 30.000 inwoners	100%	0%

Bron: Stegeman en Van Vuren (2006), offerteaanvraag

Het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid verwachtte een reductie van de bijstandslasten met 5% als gevolg van de WWB (een besparing van 250 miljoen euro vanaf 2006).

### 1.3 Overig beleid

Naast de WWB zijn in de afgelopen jaren nog andere beleidswijzigingen doorgevoerd die invloed hebben op het bijstandsvolume en de bijstandsuitgaven. De belangrijkste maatregelen en de ingeschatte effecten zijn weergegeven in onderstaande tabel. Duidelijk is dat voor de periode 2004-2006 de WWB het grootste verwachte effect heeft op de bijstandslasten.

**Tabel 1.2** Cumulatief effect beleid op bijstandslasten

	2004	2005	2006
2003 Fraude-intensivering	-22,2	-39,3	-45,5
2003 Herinvoering sollicitatieplicht WW 57,5 jaar en ouder	2,0	8,0	5,0
2004 WWB	-150,0	-200,0	-250,0
2004 Maatregelen ID/Wiw-banen	18,7	74,0	71,8
2004 Maatregelen vervolgitkering WW	6,6	30,7	60,3
2005 Aanscherping herkeuringen WAO	0,0	15,0	24,0

Bron: Begroting SZW

Hieronder lichten we de afzonderlijke beleidsmaatregelen toe.

1. Fraude-intensiveringen. De handhavingsmaatregel in het Hoofdlijnenakkoord 2003 betrof een intensivering van de aanpak van illegaliteit, een volumemaatregel die ook deel uitmaakte van de handhavingsmaatregelen in het Strategisch Akkoord.
2. WWB. In 2003 is het effect van de WWB geraamd op (va 2004) -150, -200 en -250 mln. euro structureel. Deze reeks is als taakstellende reeks in de raming verwerkt. Het gaat om het effect van de budgettering, afschaffen vrijlating inkomsten, verruiming arbeidsbegrip, afschaffen categoriale ontheffing sollicitatieplicht en categoriale bijzondere bijstand en doorwerking van de activerende werking van de flexibilisering van het re-integratiebudget op het I-deel.
3. Maatregelen ID en WIW-banen. Er zijn in 2004 middelen verstrekt om 10.000 gesubsidieerde banen te witten. Echter, er waren meer gesubsidieerde banen, zodat een deel van de mensen op een gesubsidieerde baan in de bijstand stroomt.
4. Maatregelen vervoluitkering WW. De vervoluitkering WW is komen te vervallen voor personen die na 11 augustus 2003 werkloos zijn geworden. Met deze maatregel wilde het kabinet werkhervatting stimuleren en de WW-lasten terugdringen. De duur van deze uitkering was 2 jaar. Het wetsvoorstel maakt verder een einde aan de uitzonderingspositie van werknemers die 57,5 jaar en ouder zijn als ze werkloos worden. Momenteel heeft deze groep recht op een vervoluitkering van maximaal 3,5 jaar, een regeling die ooit bedoeld was om de periode tot aan het pensioen te overbruggen. Afschaffing leidt tot een toenemend beroep op de bijstand.
5. Aanscherping herkeuringen WAO. De herbeoordelingsoperatie (aanscherping Schattingsbesluit) ging 1 oktober 2004 van start voor WAO-ers jonger dan 50 jaar. Hierdoor ontstaat weglek naar de WWB. Recentelijk is de leeftijdsgrens voor herbeoordeling verlaagd naar 45 jaar.

## 1.4 Onderzoeksvragen

De relatie tussen WWB, beleid en het aantal bijstandsuitkeringen kan schematisch als volgt worden weergegeven:

WWB-prikkel → gemeentelijk beleid → bijstandslasten

De WWB leidt tot een verandering van het gemeentelijk beleid, waardoor uiteindelijk de bijstandslasten afnemen. Het hoofddoel van dit onderzoek is het in kaart brengen van de effecten van de WWB op de bijstandslasten en het bijstandsvolume. Het ministerie van SZW verwacht een daling van de bijstandslasten met 5% als gevolg van de WWB (begroting SZW 2004, 2005 en 2006). Daarnaast wil het ministerie inzicht krijgen in het effect van de WWB op het gemeentelijke beleid. De financiële prikkels in de WWB hebben tot doel dat gemeenten hun beleid aanpassen. Het aangepaste beleid leidt vervolgens (als het goed is) tot de gehoopte reductie van de bijstandsuitgaven. Het effect van het gemeentelijk beleid op de bijstandslasten hoeft niet in beeld te worden gebracht.

Om te toetsen of het hoofddoel is gehaald moeten de volgende onderzoeksvragen worden beantwoord:

1. Met hoeveel procent zijn de bijstandlasten gereduceerd (of toegenomen) als gevolg van de WWB in 2004, 2005 en 2006?
2. Met hoeveel procent is het aantal bijstandsuitkeringen gedaald (of toegenomen) als gevolg van de WWB in 2004, 2005 en 2006?
3. Wat is het effect van de WWB op de instroom in de uitkering in 2004, 2005 en 2006? Verschilt dit tussen groepen bijstandsgerechtigden?
4. Wat is het effect van de WWB op de uitstroom uit de uitkering in 2004, 2005 en 2006? Verschilt dit tussen groepen bijstandsgerechtigden?
5. Wat is het structurele effect van de WWB?
6. Met hoeveel procent zijn de bijstandlasten gereduceerd (of toegenomen) als gevolg van de veranderingen in de conjunctuur in 2004, 2005 en 2006?
7. Met hoeveel procent is het aantal bijstandsuitkeringen gedaald (of toegenomen) als gevolg van de veranderingen in de conjunctuur in 2004, 2005 en 2006?
8. Wat is het effect van de veranderingen in de conjunctuur op de instroom in de uitkering in 2004, 2005 en 2006?
9. Wat is het effect van de veranderingen in de conjunctuur op de uitstroom uit de uitkering in 2004, 2005 en 2006?
10. Wat is het effect van de WWB op het gemeentelijke beleid?

## 1.5 Onderzoeksmethode

Om de onderzoeksvragen te beantwoorden hebben we het effect van de WWB en de conjunctuur op de in- en uitstroom uit de uitkering bepaald. Om het effect van de WWB en conjunctuur op de in- en uitstroom te schatten, voerden we paneldata-analyses uit op microdata (zie bijlage A voor een overzicht van de gebruikte data). Met behulp van de in- en uitstroomkansen simuleerden we vervolgens het effect op het totale aantal uitkeringsgerechtigden, zowel op de korte termijn als in een meer structurele situatie. Beleidsinformatie namen we niet expliciet op in ons model, omdat het effect van de WWB wordt onderschat op het moment dat ook informatie over beleid wordt opgenomen. Hieronder lichten we de keuze voor onze methodiek toe. Wij hebben onze keuzes gebaseerd op onderzoek van Haider en Klerman (2005) en van Blank (2005) waarin een overzicht wordt gegeven van de vele econometrische pogingen die er zijn gedaan om het effect van conjunctuur en beleid van elkaar te scheiden en de valkuilen die vermeden moeten worden.

### Schatting effect op stromen

Het bijstandsniveau wordt voor een groot deel bepaald door in- en uitstroom in het verleden. Het duurt daarom enige tijd voordat het effect van een beleidswijziging volledig zichtbaar is (Haider en Klerman, 2005). Haider en Klerman (2005) vonden in de VS de in tabel 1.3 weergegeven kansen om in en uit de bijstand te stromen. De belangrijkste boodschap van de tabel zit in een vergelijking van de jaren 1994 en 1995. Het aandeel mensen dat afhankelijk is van een uitkering is in die periode toegenomen. De kans op instroom is echter afgenomen en de kans op uitstroom is toegenomen. Een in 1994 doorgevoerde beleidswijziging zou bij een vergelijking van de bijstandsniveaus als onsuccesvol worden beoordeeld, terwijl een vergelijking van de in- en

uitstroomkansen tot een precies omgekeerde conclusie zou leiden. Het niveau van bijstandsgerechtigden kent dus een heel eigen dynamiek en wordt pas op termijn beïnvloed door veranderend beleid.

**Tabel 1.3** Bijstandsstatistieken VS, 1993-1997

Jaar	% bijstandsafhankelijk	Kans op instroom per maand	Kans op uitstroom per maand
1993	10,35%	0,40%	2,86%
1994	10,89%	0,37%	2,89%
1995	10,95%	0,35%	2,98%
1996	10,53%	0,31%	3,29%
1997	9,39%	0,24%	3,65%

Bron: Haider en Klerman (2005)

Het effect van een beleidswijziging kan dus het beste worden geschat door het effect op de in- en uitstroomkansen te bepalen. Het effect is immers als eerste zichtbaar in de ontwikkeling van de in- en uitstroomkansen. Met behulp van de in- en uitstroomkansen kan vervolgens het aantal bijstandsgerechtigden aan het einde van een jaar worden bepaald.

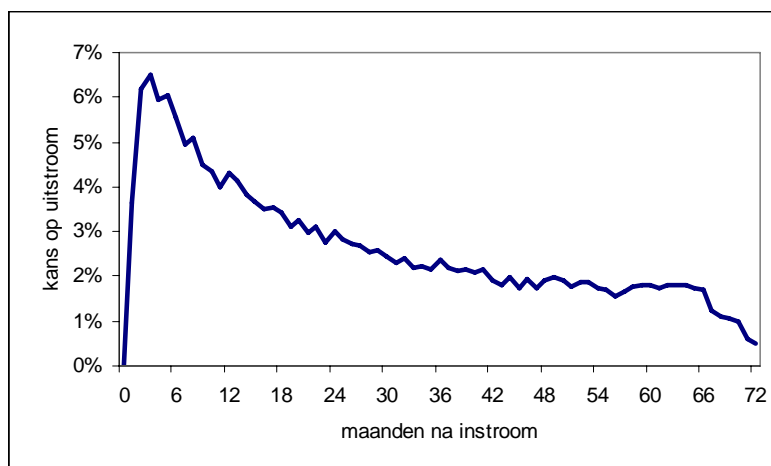
Een tweede voordeel van het gebruik van in- en uitstroomkansen is dat het relatief eenvoudig is om het effect van een beleidsmaatregel op de langere termijn te bepalen: wanneer houdt de daling van het aantal bijstandsgerechtigden op? Daarvoor wordt de zogenaamde steady state bepaald. De steady state is het aantal bijstandsgerechtigden dat op termijn resulteert als de in- en uitstroomkansen op het door het beleid veranderde niveau blijven.

### Gebruik microdata

Een kritiekpunt van Klerman en Haider op de doorsnee Amerikaanse studies was dat geen paneldata op microniveau werden gebruikt, waardoor onvoldoende rekening werd gehouden met duurzaamheid. Duurzaamheid betekent dat de uitstroomkans van een individu afhankelijk is van de uitkeringsduur, zie figuur 1.2. Op het moment dat iemand net in de uitkering is gestroomd is de uitstroomkans relatief hoog. Hoe langer iemand een uitkering heeft, des te kleiner de kans dat deze persoon de uitkering verlaat. In het microdatabestand is bekend hoe lang een individu een uitkering heeft, waardoor we rekening kunnen houden met deze duurzaamheid.



**Figuur 1.2** Kans op uitstroom in de bijstand, gerelateerd aan uitkeringsduur



Bron: bewerking De Graaf-Zijl e.a. (2006)

Geen rekening houden met deze duurzaamheidskansen kan tot verkeerde conclusies leiden. Stel dat er 100 bijstandsgerechtigden waren, 50 bijstandsgerechtigden die net zijn ingestroomd en 50 langdurig bijstandsgerechtigden. Stel bovendien dat de kans dat een nieuw ingestroomde bijstandsgerechtigde binnen een jaar uit de uitkering stroomt 25% is; voor een langdurig uitkeringsgerechtigde is deze kans 10%. De gemiddelde uitstroomkans is dan 17,5%. Stel dat een beleidswijziging de uitstroomkans voor nieuwe instroom verhoogt naar 35% en voor de langdurig uitkeringsgerechtigden naar 11%, een gemiddelde kans van 23%. Na verloop van tijd verandert de samenstelling van de populatie: er komen verhoudingsgewijs meer langdurig uitkeringsgerechtigden. De impact van de beleidswijziging is immers aanzienlijk sterker voor de nieuwe instroom dan voor het bestaande bestand. Stel dat op termijn een kwart van het bestand nog maar bestaat uit nieuwe instroom (met uitstroomkans van 35%) en driekwart van het bestand langdurig afhankelijk is geworden van een uitkering (met uitstroomkans 11%). De gemiddelde kans dat een bijstandsgerechtigde uitstroomt is dan afgenomen tot 17%, een lagere uitstroomkans dan voor de beleidswijziging. De voorbarige conclusie die wordt getrokken als geen rekening wordt gehouden met de duurzaamheidskansen is dat de beleidswijziging op termijn tot een daling van de uitstroomkansen heeft geleid.

Bij de instroom in de uitkering speelt deze duurzaamheidskansen op een andere manier een rol. De kans om in de bijstand te stromen is afhankelijk van het bijstandsverleden. Mensen die (net) uit de bijstand zijn gestroomd hebben een grotere kans om weer in de bijstand te stromen dan een willekeurige Nederlander zonder bijstandsverleden. Gemeenten met veel uitstroom hebben dus een grotere kans op een relatief hoge instroom. Microdata bieden de mogelijkheid om de kans om in de bijstand te stromen te verklaren aan de hand van persoonskenmerken (demografie, arbeidsparticipatie, bijstandsverleden), de conjunctuur en de verandering in de budgetterings-systematiek.

### **Geen beleidsmaatregelen meenemen die het gevolg zijn van een veranderde bekostigingssystematiek**

Het is zeer waarschijnlijk dat de introductie van de WWB heeft geleid tot veranderingen in het beleid. Wellicht zijn er meer boetes opgelegd, of schrikt de WWB mensen af om een uitkeringsaanvraag in te dienen, waardoor minder mensen hoeven te worden afgewezen. Wat de

effecten ook mogen zijn, het is plausibel dat de WWB invloed heeft op het beleid. Deze beleidsvariabelen nemen we niet mee in ons schattingsmodel. Expliciet corrigeren voor dit beleid in een schattingsmodel leidt immers tot een onderschatting van het effect van de WWB. Een deel van het effect van de WWB wordt dan toegeschreven aan het beleid, dat juist het gevolg is van de WWB.

### Constructie variabele 'wijziging bekostiging'

De wijziging van de bekostigingssystematiek bestaat uit twee elementen (zie tabel 1.1);

1. Mate van budgettering: dit is in 2001 verhoogd van 10% naar 25% en in 2004 naar 100%.
2. Aandeel verdeeld volgens objectief verdeelmodel: dit is in twee stappen verhoogd in 2002 en 2003, in 2004 weer verlaagd (omdat de mate van budgettering toen omhoog ging van 25% naar 75%) en in 2005 en 2006 weer verhoogd.

We hebben deze twee variabelen die het effect van de WWB weergeven gecombineerd tot één variabele door ze met elkaar te vermenigvuldigen. Het apart meenemen van beide variabelen leidde niet tot robuuste schattingen. Eigenlijk kunnen beide variabelen niet los van elkaar gezien worden. Door de twee variabelen met elkaar te vermenigvuldigen krijgen we de variabele 'mate van budgettering volgens objectief verdeelmodel'. Deze variabele stijgt over de hele periode en stijgt na 2004 sneller dan daarvoor. Voor grote gemeenten liep de mate van verdeling volgens het objectief verdeelmodel op van 25% in 2003 (25% budgettering waarvan 100% volgens verdeelmodel), tot 40% in 2004 (100% budgettering waarvan 40% volgens verdeelmodel), 73% in 2005 (100% budgettering waarvan 73% volgens verdeelmodel) en 100% in 2006. Ook voor middengrote gemeenten is de toepassing van het objectief verdeelmodel van 2003 op 2004 verlaagd en daarna weer geleidelijk verhoogd. Voor kleine gemeenten wordt het objectief verdeelmodel zowel voor als na de invoering van de WWB niet toegepast. We noemen deze variabele in de rest van de tekst: 'wijziging bekostiging'. We hebben de variabele een jaar vertraagd meegenomen als verklarende variabele. Dit leverde de beste schattingen op.

De variabele 'wijziging bekostiging' geeft niet het volledige effect weer van de toepassing van de wijziging van de bekostiging, maar alleen van de budgetten die volgens het verdeelmodel worden bepaald. Het effect van de budgetten die op basis van historische kosten worden bepaald hebben we niet kunnen vaststellen. Het apart opnemen van het aandeel gebudgetteerd (los van het objectief verdeelmodel) leidde niet tot betere resultaten. Het effect van budgettering zal echter naar verwachting het sterkst zijn bij gemeenten waarvoor het budget verdeeld wordt op basis van het objectief verdeelmodel. Gemeenten die tekort komen met hun budget zullen de sterkste prikkel hebben om het bijstandsvolume terug te dringen. Ook gemeenten die voldoende budget hebben, hebben een stimulans om de uitstroom te vergroten, omdat zij het geld dat zij overhouden mogen besteden aan andere zaken. Die stimulans zal echter minder groot zijn dan de prikkel die tekortgemeenten hebben om de uitstroom te bevorderen. Toepassing van het objectief verdeelmodel leidt ertoe dat er omvangrijke herverdeeleffecten optreden, en dus tot sterke prikkels bij de tekortgemeenten. We hebben geprobeerd deze prikkel expliciet mee te nemen in het model door het opnemen van een variabele die aangeeft of een gemeente een tekort- of een overschotgemeente was. Dit is bekend voor de jaren 2004, 2005 en 2006. Deze variabele gaf geen bijdrage aan de verklaring van de toename van de uitstroom en de afname van de instroom in de bijstand, vermoedelijk als gevolg van omgekeerde causaliteit: een tekortgemeente heeft een sterke prikkel om het bijstandsvolume terug te dringen, maar dat een gemeente een tekortgemeente is, is ook een signaal dat deze gemeenten een hoog volume heeft.

Deze twee effecten werken tegen elkaar in. Dit probleem is deels op te lossen met econometrische technieken, maar daarvoor is een veel langere tijdreeks vereist. Wel hebben we de modellen waarmee we de effecten van de WWB op in- en uitstroom geschat hebben zowel voor de hele populatie als apart voor tekort- en overschotgemeenten geschat. Uit die exercitie bleek dat de effecten van de WWB op in- en uitstroom in tekortgemeenten groter waren dan in overschotgemeenten.

## Analyse

Om de instroom- en uitstroomkansen in de bijstand te bepalen, schatten we twee modellen; één voor de verklaring van de instroomkansen en één voor de verklaring van de uitstroomkansen. Voor ieder kwartaal bepalen wij of een individu in de bijstand is ingestroomd of niet, dan wel uitgestroomd of niet. In ons analysebestand voor de uitstroom volgen we alle bijstandsgerechtigden die in de periode 2000 - 2006 in de bijstand zijn gestroomd. Deze 0/1-variabelen (wel of niet in de bijstand ingestroomd respectievelijk uitgestroomd) relateren we aan persoonskenmerken, conjunctuur, de bekostigingssystematiek en, voor het verklaren van de uitstroom, ook aan het bijstandsverleden.

In beide modellen (voor de instroom en de uitstroom) relateren we dus persoonskenmerken, conjunctuur en wijziging van de bekostigingssystematiek aan de kans om in dan wel uit de uitkering te stromen. De veranderingen in de in- en uitstroomkansen kunnen dan worden toegeschreven aan veranderingen in de samenstelling van de (bijstands)populatie, veranderingen in de conjunctuur en veranderingen in de bekostigingssystematiek.

We nemen geen variabelen mee die het effect van overig beleid kunnen meten. De overige beleidsmaatregelen zijn zeer gevarieerd en in verschillende jaren ingevoerd. Een mogelijkheid om het effect van overig beleid te meten zou zijn het opnemen van jaardummies in het model. Deze variabelen meten dan het effect van beleid dat in een bepaald jaar is ingevoerd. Nadeel van het opnemen van jaardummies in het model is dat deze ook het effect van de WWB en van de conjunctuur opnemen, waardoor we het effect van de WWB en van de conjunctuur onderschatten. We hebben er daarom voor gekozen om geen jaardummies op te nemen. Het kan dus zijn dat een deel van het effect dat we in ons model toeschrijven aan de WWB of conjunctuur eigenlijk toegerekend moet worden aan overig beleid. We verwachten dat dit geen grote vertekening oplevert omdat de WWB de beleidswijziging is die het grootste verwachte effect heeft op het bijstandsvolume in de periode 2004-2006 (zie paragraaf 1.3).

Evenals Haider en Klerman (1995) hebben we voor de schatting gebruik gemaakt van een logit specificatie. Voor dit type analyses levert dit de beste resultaten op. We hebben andere specificaties geprobeerd (zowel fixed effects als random effects) maar deze leverden geen goede schattingsresultaten op.

De schattingen van de instroomkansen doen we op een aselechte steekproef van 1% van de bevolking. De schatting van de uitstroomkansen doen we op een aselechte steekproef van 20% van de bijstandspopulatie.

## 1.6 Leeswijzer

Hoofdstuk 2 bevat de resultaten van de schattingen van het effect van de WWB op het gemeentelijk beleid. Hoofdstuk 3 bevat de resultaten van de schattingen van het effect van de WWB op de in- en uitstroom. Hoofdstuk 4 geeft de consequenties van het effect van de WWB op de in- en uitstroom weer op het bijstandsvolume en de bijstandslasten. Hoofdstuk 5 concludeert.

Het rapport bevat drie bijlagen. In bijlage A beschrijven we hoe we het databestand waarop we de analyses hebben uitgevoerd geconstrueerd hebben. Bijlage B bevat de schattingsresultaten. Bijlage C bevat de namen van de leden van de klankbordgroep die het onderzoek begeleid heeft.

## 2 Effect WWB op gemeentelijk beleid

### 2.1 Inleiding

In dit hoofdstuk kijken we naar de invloed van de WWB op gemeentelijk beleid. Veel gemeenten zijn doordrongen van de WWB-prikkel en hebben hun beleid aangepast. Uit het tweede kwalitatieve onderzoek naar het effect van de WWB blijkt dat gemeenten als gevolg van de WWB meer resultaatgericht zijn gaan handelen. Gemeenten zien dit niet zozeer als een trendbreuk, maar als een versnelling van een proces dat al eerder was ingezet, onder andere door de wet SUWI en de Agenda van de Toekomst (Bunt, e.a., 2007).

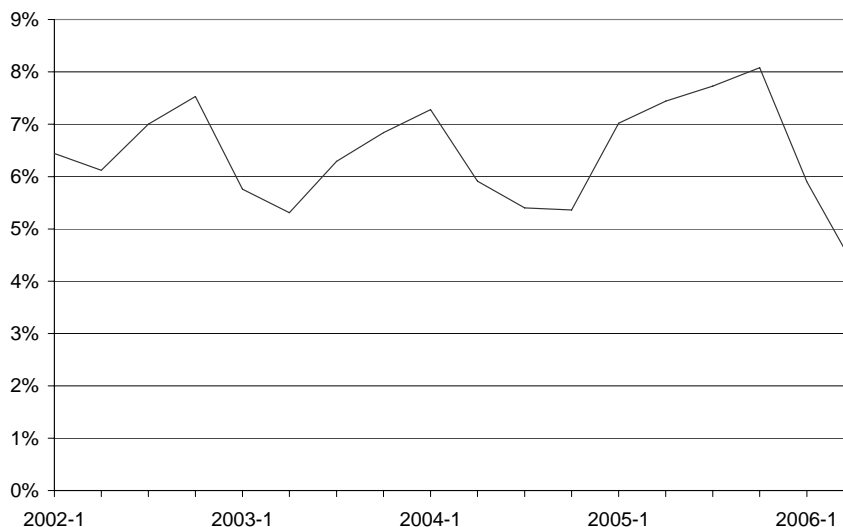
De toegenomen resultaatgerichtheid is niet alleen het gevolg van de toegenomen financiële prikkel maar ook van de toegenomen beleidsruimte in de WWB. Gemeenten hebben een grotere vrijheid gekregen om zelf te bepalen hoe ze hun doelen halen. Dit is met name terug te vinden in het re-integratiebeleid en het handhavingsbeleid (Bunt, e.a., 2007). Het re-integratiebeleid is meer dan vroeger gericht op snelle uitstroom uit de uitkering. In het handhavingsbeleid is meer aandacht voor de verhouding tussen kosten en baten. Zo wordt het handhavingsbeleid nu meer vanuit een risicoanalyse gestuurd (Bunt, e.a., 2007).

In de volgende paragrafen kijken we eerst naar het effect van de WWB op het aantal re-integratietrajecten dat wordt ingezet (paragraaf 2.2) en vervolgens naar het effect van de WWB op het handhavingsbeleid (paragraaf 2.3).

### 2.2 Effect WWB op gestarte re-integratietrajecten

In figuur 2.1 geven we de ontwikkeling weer van het percentage bijstandsgerechtigden met een gestart traject vanaf het eerste kwartaal van 2002. De cijfers over 2002 tot en met 2004 zijn afkomstig uit de Monitor Scholing en Activering (MOSA) en vanaf 2005 van de Statistiek Re-integratie Gemeenten (SRG). Voor de MOSA zijn 85 gemeenten met grootstedelijke problematiek benaderd om deel te nemen aan de monitor. Niet alle 85 gemeenten hebben elk jaar meegedaan. Als gevolg van de rapportagedoelstelling van de WWB is in 2005 de gegevensuitvraag verminderd. De SRG bevat daarom minder informatie dan de MOSA, maar voor alle gemeenten. Figuur 2.1 is gebaseerd op gegevens van 30 gemeenten in Nederland die over de gehele periode vanaf 2002 gegevens hebben aangeleverd. We zien dat er geen duidelijke trend zit in de inzet van trajecten. Het aandeel bijstandsgerechtigden waarvoor een traject wordt ingezet schommelt rond de 6 à 7 procent per kwartaal.

**Figuur 2.1** Ontwikkeling aandeel bijstandsgerechtigden met gestart traject, per kwartaal



Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van gegevens CBS

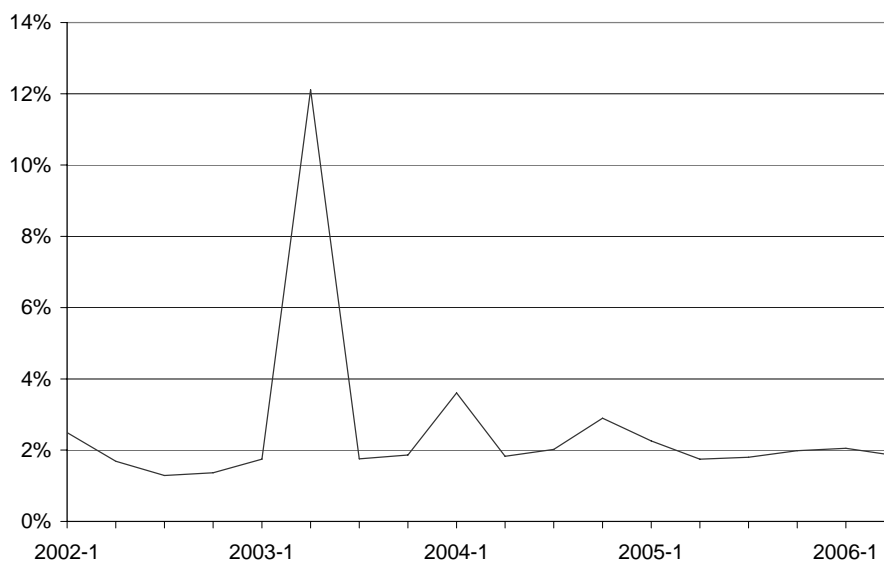
Om het effect van de WWB op het aantal gestarte re-integratietrajecten te bepalen hebben we een model geschat waarbij we op individuniveau de kans om een traject te krijgen verklaarden uit de bekostigingssystematiek, de ligging van de gemeente (in het noorden, oosten, zuiden of westen van het land), persoonskenmerken en de duur van de uitkering. Uit die analyse blijkt dat jongeren, kortdurend uitkeringsgerechtigden en mensen die in het oosten of westen van het land wonen een grotere kans hebben op een traject dan ouderen, langdurig werklozen en mensen die in het noorden en zuiden van het land wonen. Als gevolg van de wijziging van de bekostigingssystematiek is de kans op een traject afgenomen (zie voor de schattingsresultaten bijlage B, tabel B.3). Daarnaast zijn er ook ontwikkelingen geweest die hebben geleid tot een toename van het aantal trajecten, onder andere doordat in de periode 2002-2006 het aantal kortdurend uitkeringsgerechtigden is toegenomen. Zij krijgen vaker trajecten dan langdurig uitkeringsgerechtigden.

De WWB heeft dus geleid tot kleiner aantal gestarte trajecten. Dit is niet in tegenspraak met het kwalitatieve onderzoek van Bunt e.a. (2007), waaruit blijkt dat gemeenten de trajecten meer resultaatgericht inzetten. Minder effectieve trajecten worden nu minder ingezet, en effectieve trajecten vaker. Uit ander onderzoek weten we dat de effectiviteit van trajecten toeneemt vanaf 2004. In 2005 en 2006 was het effect van een traject op de kans op werk groter dan in 2002 en 2003. Bovendien was in 2005 ook het effect van een traject op de overige uitstroom positief. Trajecten hadden tot en met 2004 een positief effect op de kans op werk, maar een negatief effect op de kans om vanwege andere redenen uit te stromen (Groot e.a., 2007). In hoeverre deze toename van de effectiviteit toe te rekenen is aan de WWB weten we niet. Dit lijkt echter wel waarschijnlijk. Uit hetzelfde onderzoek blijkt namelijk ook dat naarmate gemeenten minder trajecten inzetten de effectiviteit toeneemt.

## 2.3 Effect WWB op handhavingsbeleid

Onderstaande grafiek geeft een overzicht van het aandeel bijstandsgerechtigden waarvoor een fraudeonderzoek is gestart. Het tweede kwartaal van 2003 laat een sterke piek zien in het aantal gestarte onderzoeken, mogelijk als gevolg van de in 2003 afgesproken intensiveringen van het handhavingsbeleid (zie paragraaf 1.3). De piek kan ook worden veroorzaakt doordat enkele grote gemeenten een stuwmeer aan ‘oude’ belastingsignalen in de jaren 2003 en 2004 hebben weggewerkt (SZW, 2007). Ook in het eerste en het vierde kwartaal van 2004 werden relatief veel fraudeonderzoeken gestart.

**Figuur 2.2** Ontwikkeling aantal bijstandsgerechtigden waarbij een fraudeonderzoek gestart is, per kwartaal



Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van door het CBS beschikbaar gestelde Bijstandsfraudestatistiek

Om het effect van de WWB op het aantal gestarte fraudeonderzoeken te bepalen hebben we een model geschat waarbij we op individuniveau de kans om op fraude onderzocht te worden verklaarden uit de bekostigingssystematiek, de ligging van de gemeente (in het noorden, oosten, zuiden of westen van het land), persoonskenmerken en de duur van de uitkering.

Uit die analyse blijkt dat uitkeringsgerechtigden in de leeftijdsklasse 26-45 jaar, mensen met kinderen jonger dan vijf jaar, niet-westerse allochtonen, en kortdurend werklozen een grotere kans hebben op een fraudeonderzoek dan uitkeringsgerechtigden in de leeftijdsklasse 46-65 jaar, mensen zonder kinderen jonger dan vijf jaar, autochtonen en langdurig werklozen. Uit de analyse blijkt verder dat de wijziging van de bekostigingssystematiek heeft geleid tot een toename van het aantal fraudeonderzoeken (zie voor de schattingsresultaten bijlage B, tabel B.4). Ook de toename van het aantal kortdurend werklozen heeft een verhogende invloed gehad op het aantal gestarte fraudeonderzoeken. Tegelijkertijd is het aandeel 25-45 jarige uitkeringsgerechtigden gedaald, evenals het aantal mensen met een kind jonger dan vijf jaar. Dit heeft een neerwaartse invloed gehad op het aantal fraudeonderzoeken.





## 3 Effect van WWB en conjunctuur op in- en uitstroom

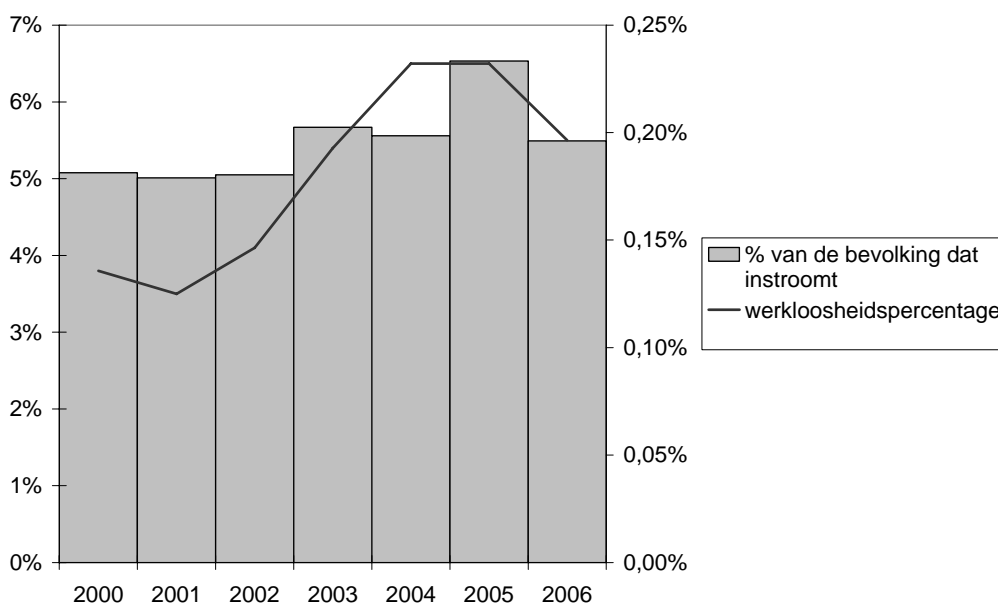
### 3.1 Inleiding

In dit hoofdstuk laten we het effect van conjunctuur en de WWB zien op respectievelijk de instroom (paragraaf 3.2) en de uitstroom (paragraaf 3.3). Als indicator voor conjunctuur hebben we gebruik gemaakt van het werkloosheidspercentage. Het werkloosheidspercentage is de werkloze beroepsbevolking als percentage van de totale beroepsbevolking. Andere conjunctuurindicatoren, zoals consumentenvertrouwen en vacaturegraad bleken weinig toegevoegde waarde te hebben bij het verklaren van de effecten.

### 3.2 Effect WWB en conjunctuur op instroomkansen

In figuur 3.1 zien we dat een stijging van het werkloosheidspercentage leidt tot een stijging van de instroom in de bijstand. In 2003 stijgt de instroom in de bijstand per kwartaal van 0,18% van de bevolking naar 0,20%. In 2004 is sprake van een kleine afname van de instroom in de bijstand, ondanks een stijging van het werkloosheidspercentage. In 2005 stijgt echter de instroom in de bijstand per kwartaal naar gemiddeld 0,23%, om in 2006 weer te dalen naar 0,2%. Is de afname van de instroom in 2004 te danken aan de WWB en is de stijging van de instroom in 2005 lager dan zonder WWB het geval zou zijn geweest?

**Figuur 3.1** Instroom in de bijstand per kwartaal en werkloosheidspercentage



Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van gegevens CBS

Om het effect van de WWB op de instroom uit de bijstand te bepalen hebben we een model geschat waarbij we de instroom uit de bijstand verklaren uit:

1. de wijziging van de bekostigingssystematiek een jaar eerder
2. conjunctuur, zowel het werkloosheidspercentage als het werkloosheidspercentage van een jaar eerder zijn meegenomen als verklarende variabelen
3. persoonskenmerken van de bevolking
4. gemeentekennmerken

De schattingsresultaten zijn weergegeven in bijlage B, tabel B.1.

De wijziging van de bekostigingssystematiek heeft een neerwaarts effect op de instroom in de bijstand een jaar later.

Het werkloosheidspercentage heeft een positief effect op de instroom in de bijstand. Een hoger werkloosheidspercentage leidt dus tot een hogere instroom in de bijstand. Ook het werkloosheidspercentage van een jaar eerder leidt tot een hogere instroom in de bijstand. Wanneer de werkloosheid daalt leidt dat dus niet onmiddellijk tot een lagere instroom in de bijstand. Dit komt doordat degenen die al een tijd in de WW zitten weinig kans hebben om aan het werk te komen, ook bij een aantrekkende werkgelegenheid. Werkgevers zullen eerst schoolverlaters aannemen of werkzoekenden met recente werkervaring en pas later langdurig werklozen. Langdurig werklozen stromen dus ook bij een dalende werkloosheid nog wel eerst uit de WW de WWB in.

Persoonskenmerken hebben invloed op de instroom in de bijstand. Jongeren van 15-25 jaar en ouderen boven de 45 jaar hebben een kleinere kans om in te stromen dan de leeftijdsgroep 26-45 jaar. Vrouwen hebben een grotere kans om in te stromen dan mannen. Vrouwen met kinderen onder de vijf jaar hebben een grotere kans om in te stromen dan vrouwen zonder kinderen of met oudere kinderen. Allochtonen hebben zonder uitzondering een hogere kans om in te stromen in de bijstand dan autochtone Nederlanders. Alleenstaanden hebben een grotere kans om in te stromen dan mensen met partner.

In grote gemeenten is de kans om in te stromen in de bijstand groter dan in kleine gemeenten. Een hoge mate van stedelijkheid leidt daarentegen tot lagere instroomkansen. In het westen van het land is de kans om in te stromen in de bijstand lager dan in de rest van Nederland.

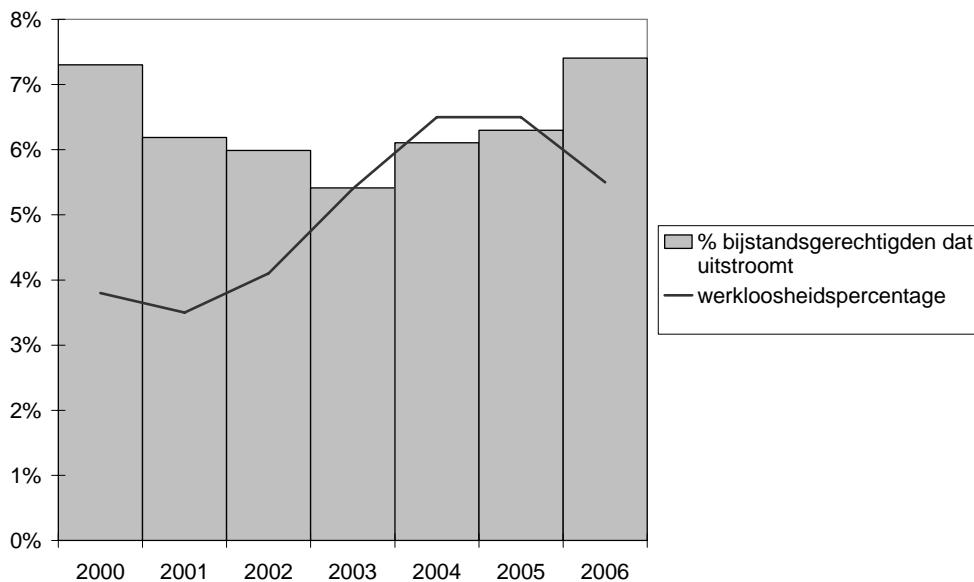
We hebben ook gekeken of het effect van de WWB verschillend uitpakt voor verschillende doelgroepen. Het effect bleek sterker voor vrouwen en voor uitkeringsgerechtigden in de leeftijdsgroep 25-34 jaar (zie bijlage B, tabel B.1). Dit zijn ook de groepen die de grootste kans hebben om in te stromen. Kennelijk focussen gemeenten bij het beperken van de instroom op deze groepen.

### 3.3 Effect WWB en conjunctuur op uitstroomkansen

In onderstaande figuur is de relatie tussen de uitstroom uit de bijstand en het werkloosheidspercentage aangegeven. De uitstroom uit de bijstand daalt gestaag van gemiddeld 7,3% per kwartaal in 2000 naar 5,4% in 2003, om daarna weer te stijgen naar 7,4% in 2006. Er blijkt een nauwe samenhang tussen uitstroom uit de bijstand en de conjunctuur: de stijging van

het werkloosheidspercentage gaat samen met een daling van de uitstroom uit de bijstand. Maar in 2006 gaat de toename van de uitstroom uit de bijstand vooraf aan een daling van de werkloosheid. Dit kan duiden op een effect van de WWB op de uitstroom.

**Figuur 3.2** Uitstroom uit de bijstand per kwartaal en werkloosheidspercentage



Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van gegevens CBS

Om het effect van de WWB op de uitstroom uit de bijstand te bepalen hebben we een model geschat waarbij we de uitstroom uit de bijstand verklaren uit:

1. de wijziging van de bekostigingssystematiek een jaar eerder
2. conjunctuur: alleen het werkloosheidspercentage is meegenomen als verklarende variabele
3. persoonskenmerken van de bijstandspopulatie
4. uitkeringskenmerken
5. gemeentekenmerken

De schattingsresultaten zijn weergegeven in bijlage B, tabel B.2.

Het effect van de wijziging van de bekostigingssystematiek is positief en significant. De invoering van de WWB heeft dus een positief effect gehad op de uitstroom. Het werkloosheidspercentage heeft een neerwaarts effect op de uitstroom uit de bijstand: hoe hoger het werkloosheidspercentage hoe lager de uitstroom uit de bijstand. De hogere werkloosheid in 2004 zou dus zonder de WWB hebben geleid tot een lagere uitstroom. Dat de uitstroom in 2004 is gestegen ten opzichte van 2003 is dus te danken aan de wijziging van de bekostigingssystematiek.

Persoonskenmerken hangen samen met de uitstroom uit de bijstand: mannen stromen sneller uit dan vrouwen, vrouwen zonder kinderen of met oudere kinderen stromen sneller uit dan vrouwen met jongere kinderen, mensen met een partner stromen sneller uit dan mensen zonder partner, huiseigenaren stromen sneller uit dan huurders, Marokkanen en Turken stromen minder snel uit dan autochtone Nederlanders, terwijl Surinamers en Antillianen juist sneller uitstromen.

Wat betreft uitkeringskenmerken hebben we de uitkeringsduur en de reden van instroom meegenomen in het model. De uitkeringsduur blijkt negatief samen te hangen met de uitstroomkans: hoe langer de uitkeringsduur hoe kleiner de kans op uitstroom. Wat betreft de reden van instroom springt vooral instroom na einde WW in het oog: degenen die na einde WW instromen hebben een kleinere uitstroomkans dan degenen die om andere redenen instromen. Zij zijn al langere tijd van de arbeidsmarkt, wat hun kans op werk vermindert.

Als gemeentekenmerken hebben we de mate van stedelijkheid en de ligging meegenomen als verklarende variabelen. Uit de schattingen blijkt dat bijstandsgerechtigden in gemeenten met een grotere mate van stedelijkheid een hogere uitstroomkans hebben dan in gemeenten met een lagere mate van stedelijkheid. Bijstandsgerechtigden in het zuiden van het land hebben een grotere uitstroomkans dan in de rest van Nederland.

We hebben ook gekeken of het positieve effect van de WWB verschillend uitpakt voor verschillende doelgroepen. Voor uitkeringsgerechtigden in de leeftijdsgroep 35-44 jaar bleek het effect sterker dan voor andere leeftijdsgroepen. Tussen mannen en vrouwen verschilt het effect niet.

### 3.4 Conclusie

De WWB heeft de instroom in de bijstand beperkt en de uitstroom vergroot. Het beperkend effect op de instroom bleek sterker voor vrouwen en voor uitkeringsgerechtigden in de leeftijdsgroep 25-34 jaar. Het effect op de uitstroom was sterker voor uitkeringsgerechtigden in de leeftijdsgroep 35-44 jaar.

Het werkloosheidspercentage heeft een opwaarts effect op de instroom en een neerwaarts effect op de uitstroom.

## 4 Effect van WWB en conjunctuur op bijstandsvolume en bijstandslasten

### 4.1 Inleiding

In het vorige hoofdstuk hebben we de effecten van de WWB op de in- en uitstroomkansen geschat. In dit hoofdstuk bekijken we wat het effect van de veranderingen van de in- en uitstroomkansen is op het bijstandsvolume en de bijstandslasten. Dit doen we door te simuleren hoe groot de in- en uitstroom zouden zijn geweest als de WWB niet was ingevoerd.

Wanneer we het bijstandsvolume uitgaande van de door ons schattingsmodel voorspelde kansen hanteren daalt het volume tot 307.000 uitkeringen ultimo 2006. Ons model voorspelt de in- en uitstroomkansen goed tot en met het eerste kwartaal van 2006. Daarna onderschat ons model de uitstroom, waardoor het bestand ultimo 2006 hoger uitkomt dan het met de werkelijke in- en uitstroom becijferde volume.

### 4.2 Effect WWB en conjunctuur op bijstandsvolume

Om de effecten van de WWB te berekenen hebben we eerst gesimuleerd hoe het bijstandsvolume zich zou hebben ontwikkeld in de periode 2004-2006 als in de periode 2001-2003 geen wijziging van de bekostiging zou hebben plaatsgevonden. We hebben verondersteld dat de conjunctuur in de periode 2004-2006 dan niet zou veranderen ten opzichte van 2003. In dat geval zou het bijstandsvolume gedaald zijn met 16.200 in 2006 (zie tabel 4.1). Er zit kennelijk een dalende trend in de data die niet door een van onze variabelen wordt opgepikt. Het kan om de effecten van ander beleid gaan dat al voor 2004 is ingezet, bijvoorbeeld het effect van de SUWI-operatie, de Agenda van de toekomst of het fraudebeleid. We hebben de effecten van ander beleid niet meegenomen in het model, zodat we niet kunnen bepalen waardoor de dalende trend veroorzaakt wordt.

**Tabel 4.1** Cumulatief effect WWB en conjunctuur op bijstandsvolume ten opzichte van 2003, ultimo jaar

	2004	2005	2006
Autonoom	-7.400	-12.600	-16.200
wijziging bekostiging	-6.100	-13.800	-26.400
<i>waarvan wijziging in 2001-2003</i>	<i>-6.100</i>	<i>-10.300</i>	<i>-13.100</i>
<i>waarvan wijziging 2004-2006 (WWB)</i>	<i>0</i>	<i>-3.500</i>	<i>-13.300</i>
Conjunctuur	12.200	25.200	25.900
verandering persoonskenmerken	-2.200	-10.700	-11.800
<b>Totaal gesimuleerd effect</b>	<b>-3.500</b>	<b>-11.900</b>	<b>-28.500</b>

Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van gegevens CBS

Vervolgens hebben we het effect berekend van het invoeren van de wijziging van de bekostigingssystematiek in de periode 2001-2003. De wijziging van de bekostigingssystematiek is in het model gedefinieerd als de verhoging van de mate van budgettering maal de toepassing van het verdeelmodel (zie paragraaf 1.5). De verhoging van de mate van budgettering van 10 naar 25% en de geleidelijke toepassing van het objectief verdeelmodel leiden tot lagere instroomkansen en hogere uitstroomkansen die doorwerken in de periode 2004-2006. Daardoor daalt het volume met 13.100 uitkeringen in 2006 ten opzichte van het volume ultimo 2003.

We hebben vervolgens gesimuleerd wat het effect is van de WWB, oftewel van de wijziging van de bekostiging vanaf 2004. In 2003 was sprake van 25% budgettering. Met ingang van 2004 is dit 100% geworden. De mate waarin het objectief verdeelmodel is toegepast is voor grote gemeenten met ingang van 2004 verlaagd van 100% naar 40% en de jaren daarna weer geleidelijk verhoogd: in 2005 naar 73% en in 2006 weer naar 100% (zie tabel 1.1). Voor grote gemeenten liep de mate van verdeling volgens het objectief verdeelmodel dus op van 25% in 2003 (25% budgettering waarvan 100% volgens verdeelmodel), tot 40% in 2004 (100% budgettering waarvan 40% volgens verdeelmodel), 73% in 2005 (100% budgettering waarvan 73% volgens verdeelmodel) en 100% in 2006. Ook voor middengrote gemeenten is de toepassing van het objectief verdeelmodel van 2003 op 2004 verlaagd en daarna weer geleidelijk verhoogd. Voor kleine gemeenten wordt het objectief verdeelmodel zowel voor als na de invoering van de WWB niet toegepast. De invoering van de WWB doet het volume verder dalen met 13.300 uitkeringen ultimo 2006 ten opzichte van ultimo 2003. Het effect van de WWB is in 2006 nog beperkt doordat de wijzigingen vertraagd doorwerken op het volume.

Daarna hebben we in de simulatie ook de conjunctuur aangepast aan de feitelijke conjunctuurontwikkeling. Hierdoor stijgt het bijstandsvolume in de periode 2004-2006 met 25.900 uitkeringen. Als gevolg van de aantrekkende conjunctuur is de uitstroom uit de bijstand in 2006 gestegen. De instroom in de bijstand bleef echter toenemen, doordat de aantrekkende conjunctuur pas vertraagd invloed heeft op de instroom in de bijstand. Per saldo nam daardoor het bijstandsvolume ook in 2006 nog iets toe ten opzichte van 2005.

Tot slot hebben we de kenmerken van de populatie die kan instromen aangepast en de kenmerken van de bijstandspopulatie. Dit leidt tot een daling van het bijstandsvolume met 11.800 uitkeringen. Dit komt vooral doordat meer kansrijke personen in de bijstand zijn gestroomd waardoor de uitstroomkansen zijn toegenomen. Dit kan ook worden gezien als een indirect effect van conjunctuur: als gevolg van de verslechterde conjunctuur zijn ook personen met een kansrijke positie op de arbeidsmarkt ingestroomd in de bijstand. Op het moment dat de conjunctuur aantrekt stromen deze versneld weer uit.

Het effect van de wijziging van de bekostiging is in ongeveer even grote mate toe te rekenen aan een lagere instroom als aan een hogere uitstroom, zie tabel 4.2.

**Tabel 4.2** Uitsplitsing effect wijziging bekostiging naar instroom en uitstroom

	2004	2005	2006
<b>Effect wijziging in 2001-2003</b>			
Instroom	-2.400	-4.700	-6.900
Uitstroom	3.700	5.600	6.200
<b>Totaal</b>	<b>-6.100</b>	<b>-10.300</b>	<b>-13.100</b>
<b>Effect WWB</b>			
Instroom	0	-1.400	-5.700
Uitstroom	0	2.100	7.600
<b>Totaal</b>	<b>0</b>	<b>-3.500</b>	<b>-13.300</b>

Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van gegevens CBS

In de periode 2004-2006 is dus als gevolg van de wijziging van de bekostigingssystematiek het bijstandsvolume gedaald met 26.400 uitkeringen; een daling van 8% ten opzichte van het volume ultimo 2003. De helft van deze daling is toe te rekenen aan wijzigingen die voor 2004 zijn doorgevoerd en de helft is toe te rekenen aan de WWB. In dezelfde periode heeft de conjunctuur gezorgd voor een stijging van het volume met 8%.

Bij de resultaten moet worden aangetekend dat ons model de uitstroom in 2006 onderschat. De werkelijke daling van het volume is groter dan de door ons voorspelde daling. Mogelijk dat we het effect van de WWB of conjunctuur onderschatten, doordat de variabelen die we hebben opgenomen in het model deze effecten niet volledig meten. Het kan ook zijn dat er specifieke ontwikkelingen zijn die we niet meenemen in het model, maar die wel effect hebben op het volume (bijvoorbeeld andere beleidswijzigingen).

### 4.3 Toekomstig en hypothetisch effect WWB op bijstandsvolume

In de vorige paragraaf hebben we de effecten van de wijziging van de bekostigingssystematiek berekend over de periode 2004-2006, ten opzichte van de situatie ultimo 2003. In deze paragraaf berekenen we de effecten voor het jaar 2010 en voor de structurele situatie. Daarvoor simuleerden we eerst de in- en uitstroomkansen in 2007. De instroomkansen dalen nog en de uitstroomkansen stijgen nog ten opzichte van 2006 als gevolg van de vertraagde doorwerking van de wijziging van de bekostiging op de in- en uitstroom. In de jaren na 2007 houden we in- en uitstroomkansen constant. Op een gegeven moment wijzigt het volume dan niet meer (steady state). Die situatie noemen we de structurele situatie. De structurele situatie treedt op rond het jaar 2020.

Wanneer we het effect van de wijzigingen van de bekostigingssystematiek in de periode 2001-2003 doortrekken na 2006 dan levert dat een besparing op van 17.800 uitkeringen ultimo 2010 en 19.000 in de structurele situatie. Additioneel leidt de invoering van de WWB tot een daling van het volume van 45.700 ultimo 2010 en 52.500 in de structurele situatie (zie tabel 4.3). In totaal is dan in 2010 het WWB volume met 19% gedaald ten opzichte van het volume ultimo 2003

(waarvan 14%-punt als gevolg van de WWB) en 22% in de structurele situatie (waarvan 16%-punt als gevolg van de WWB). Deze schattingen zijn uiteraard met grote onzekerheid omgeven.

**Tabel 4.3** Cumulatief effect wijziging bekostiging op bijstandsvolume, in aantal uitkeringen ultimo jaar

	2004	2005	2006	2010	Structureel
Wijziging bekostiging 2001-2003	-6.100	-10.300	-13.100	-17.800	-19.000
Invoering WWB	0	-3.500	-13.300	-45.700	-52.500
<b>Totaal effect wijziging bekostiging</b>	<b>-6.100</b>	<b>-13.800</b>	<b>-26.400</b>	<b>-63.500</b>	<b>-71.500</b>

Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van gegevens CBS

Hypothetisch zou ook de mate waarin het objectief verdeelmodel wordt toegepast verhoogd kunnen worden tot 100%. Ook voor de kleine en middelgrote gemeenten zou het verdeelmodel dan volledig van toepassing zijn. Wanneer voor de grote en middelgrote gemeenten met ingang van 2004 de regeling voor 2006 van toepassing zou zijn geweest (dus voor de grote gemeenten volledige toepassing van het verdeelmodel en voor middelgrote gemeenten gedeeltelijk) dan zou dit een additionele daling van het volume met 17.700 uitkeringen betekend hebben, ultimo 2006. Structureel zou deze veronderstelling uiteraard geen effect hebben, omdat het objectief verdeelmodel vanaf 2006 op deze manier is toegepast. Wanneer het verdeelmodel met ingang van 2004 ook op alle kleine en middelgrote gemeenten volledig zou zijn toegepast dan zou dit in 2006 tot een additionele daling hebben geleid van 17.000 uitkeringen en structureel 26.600 uitkeringen (zie tabel 4.4). Deze berekeningen zijn erg speculatief omdat verondersteld is dat het effect van toepassen van het objectief verdeelmodel op kleine gemeenten evengroot is als voor grote gemeenten.

**Tabel 4.4** Hypothetisch extra effect op bijstandsvolume bij volledige toepassing objectief verdeelmodel vanaf 2004, in aantal uitkeringen ultimo jaar

	2004	2005	2006	2010	Structureel
Toepassen objectief verdeelmodel vanaf 2004, conform regeling 2006	0	-15.400	-17.700	-3.300	0
Volledig toepassen objectief verdeelmodel voor kleine en middelgrote gemeenten	0	-10.500	-17.000	-25.500	-26.600
Volledig toepassen objectief verdeelmodel vanaf 2004	0	-25.900	-34.700	-28.800	-26.600

Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van gegevens CBS

## 4.4 Effect WWB op bijstandslasten

De volgende tabel bevat de besparing als gevolg van de WWB. Volgens gegevens van het ministerie van SZW bedraagt een bijstandsuitkering in 2006 gemiddeld 12.697 euro. Dit bedrag vermenigvuldigd met de gemiddeld per jaar bespaarde uitkeringen levert de uitkomsten in tabel 4.5 op.



**Tabel 4.5** Geschatte cumulatieve besparing per jaar als gevolg van wijziging bekostiging, in mln. euro's

	2004	2005	2006	2010	Structureel
<b>Bespaarde uitkeringen, jaargemiddelde</b>					
Wijziging bekostiging 2001-2003	-3.100	-8.200	-11.700	-17.500	-19.000
Invoering WWB	0	-1.800	-8.400	-43.800	-52.500
<b>Effect wijziging bekostiging op bijstandslasten in mln. euro's</b>					
Wijziging bekostiging 2001-2003	-39	-104	-148	-222	-242
Invoering WWB	0	-22	-106	-556	-667
<b>Totaal</b>	<b>-39</b>	<b>-126</b>	<b>-254</b>	<b>-778</b>	<b>-909</b>

Bron: SEO Economisch Onderzoek op basis van gegevens CBS

De WWB heeft in 2004 volgens onze schatting nog niets opgeleverd omdat de wijzigingen met een jaar vertraging doorwerken op het bijstandsvolume. In 2005 bedraagt de geschatte besparing als gevolg van de WWB 22 miljoen euro en in 2006 106 miljoen. In 2010 zal dit bedrag zijn verviervoudigd. Structureel bedraagt de geschatte besparing 667 miljoen euro per jaar.

Wanneer we ook de eerder ingezette wijziging van de bekostigingssystematiek meerekenen dan zijn de besparingen groter. In 2006 bedraagt de geschatte besparing dan in totaal 254 miljoen euro en structureel 909 miljoen euro per jaar.



## 5 Conclusie

De WWB heeft geleid tot een beperking van de instroom en een vergroting van de uitstroom uit de bijstand. Daardoor is het bijstandsvolume ultimo 2006 gedaald met 13.300 ten opzichte van de situatie waarin de bekostigingssystematiek per 1 januari 2004 niet veranderd zou zijn.

De WWB heeft geleid tot een jaarlijkse besparing op de bijstandslasten van 106 miljoen euro in 2006. Dit bedrag loopt op tot naar schatting 556 miljoen euro in 2010 en 667 miljoen euro structureel.

Het Centraal Planbureau heeft in 2006 een studie uitgebracht waarin zij het effect van conjunctuur en het veranderende beleid van elkaar scheidde (Stegeman en Van Vuren, 2006). Zij komen evenals wij tot de conclusie dat verandering van de bekostigingssystematiek voor de bijstand heeft geleid tot een daling van het volume. De geschatte omvang van het effect verschilt iets met de door ons gevonden effecten. Volgens de CPB-schatting daalt het bijstandsvolume als gevolg van de WWB met 1,5% in 2004 ten opzichte van 2003. Volgens onze berekeningen treedt het effect vertraagd op, waardoor we in 2004 nog geen effect meten. In 2005 en 2006 komen we op een effect van cumulatief 4% van het volume.

De uitkomsten sporen ook met de kwalitatieve onderzoeken, waarin stevast een duidelijk verband wordt gelegd tussen de extra inspanningen van gemeenten om de instroom te beperken en de uitstroom te bevorderen met de bekostigingssystematiek. Gemeenten hebben de indruk dat conjunctuur een grotere invloed heeft op het bijstandsvolume dan de WWB (Bunt, e.a, 2007). Volgens onze berekeningen heeft de daling van de werkloosheid in 2006 geleid tot een verhoging van de uitstroom uit de bijstand, maar nog niet tot een daling van de instroom. Per saldo heeft de conjunctuur daardoor in de periode 2004-2006 een opwaarts effect gehad op het volume. Dit spoort dus niet met de indruk van gemeenten.



## Referenties

- Blank, R. (2002) *Evaluating welfare reforms in the United States*. *Journal of Economic Literature*, 15, 1105-1166.
- Blommesteijn, M., M.J. van Gent, C.M.E Groot, J.E. Soethout, R.C. van Waveren (2005). *Gemeenten en de WWB I: geprikkeld tot werken*. Amsterdam: Regioplan, SEO Economisch Onderzoek.
- Bunt, S., M. Groot, D. Kemper (2007). *De WWB gewogen: gemeenten aan het woord*. Leiden: Research voor Beleid.
- Graaf-Zijl, M. de, I. Groot & J.P. Hop (2006). *De weg naar werk: onderzoek naar de doorstroom tussen WW, bijstand en werk, voor en na de SUWI-operatie*. Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Groot, I., L. Janssens & C. Zijdeveld (2004). *Toetsing verdeelsystematiek werkdeel WWB*. Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Groot, I., M. van Gent, D. de Graaf, P. Hop & M. de Niet (2006). *Uit de bakken, aan de bak Houdt het verdeelmodel voor het werkdeel van de WWB voldoende rekening met de samenstelling van de bijstandpopulatie?* Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek / Regioplan
- Groot, I., M. de Graaf-Zijl, P.Hop, L. Kok, B. Fermin, D. Ooms & W. Zwinkels (2007). *Weer leren werken; beleid voor langdurig uitkeringsgerechtigden in de WW en de WWB*. Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek, Hoofddorp: TNO.
- Haider, S.J. & J.A. Klerman (2005). Dynamic properties of the welfare caseload, *Labour Economics*, 12: 629-648.
- Haider, S., J. Klerman & E. Roth (2002). *The relationship between the economy and the welfare caseload: a dynamic approach*. Santa Monica: RAND
- Hoeben, J., H. Nieuwenhuijsen, P. Voogd & H. de Wolf (2002). *De invloed van conjunctuur en beleid op de Abw: een analyse op macroniveau*. Den Haag: ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.
- Klerman, J.A. & S.J. Haider (2004). A Stock-Flow Analysis of the Welfare Caseload. *The Journal of Human Resources*, 39: 865-886.
- Stegeman, H. & A. van Vuren (2006). *Wet Werk en Bijstand: een eerste kwantificering van de effecten*. Den Haag: Centraal Planbureau.
- SZW (2007), *Wet werk en bijstand: feiten op een rij*. Den Haag: ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.
- Voogd, P. & H. Nieuwenhuijsen (2003). *De effecten van beleid en conjunctuur op het Abw-volume: een analyse op basis van gemeentedata*. Den Haag: ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.



## Bijlage A Gebruikte data

### Uitstroom

We hebben een bestand aangemaakt van alle mensen die in de periode 2000-2006 aan het begin van elk kwartaal een bijstandsuitkering hadden.

Voor de periode 2005-2006 waren maandbestanden beschikbaar (BUS-TRANS). Deze maandbestanden zijn gekoppeld tot jaarbestanden. Als er geen einddatum geregistreerd was is die aangemaakt op de eerste dag van de eerste maand waarin een record niet meer voorkwam. Als de einddatum lag na de begindatum van een volgende bijstandsperiode dan is de einddatum gelijkgesteld met de begindatum van de volgende bijstandsperiode. Vervolgens zijn dubbele en overlappende observaties verwijderd.

Voor de periode 2000-2004 is gebruik gemaakt van Abw jaarbestanden van het CBS. In die bestanden is de einddatum van de uitkering geregistreerd.

In beide bestanden is een selectie gemaakt van:

- reguliere bijstandsrecords (soortcode O1 en A3);
- waarnemingen met een geldig sofinummer;
- waarnemingen met een geldige begindatum;
- waarnemingen in de leeftijd 15-65 jaar.

Voor ieder kwartaal is vervolgens een bestand gemaakt waarin de bijstandsgerechtigden zijn bewaard die aan het begin van de het kwartaal een bijstandsuitkering hadden. Op individuniveau is informatie toegevoegd over persoonskenmerken (uit het GBA), conjunctuurinfo op corop niveau en gemeentekenmerken. Een van de gemeentekenmerken die is toegevoegd betrof de mate van budgettering en de mate waarin het budget werd verdeeld op basis van het objectieve verdeelmodel. Vervolgens zijn alle kwartalen onder elkaar geplakt en is per kwartaal een aselechte steekproef van 20% getrokken. Dit is het analysebestand.

### Instroom

Bij de instroom zijn we begonnen we met het trekken van een steekproef uit het GBA. Het GBA bevat alle mensen in Nederland die ouder zijn dan 18 jaar. Het GBA bevat persoonskenmerken.

We selecteerden:

- waarnemingen met een geldig sofinummer;
- waarnemingen in de leeftijd tot 65 jaar.

Aan dit bestand hebben we alle mensen gekoppeld die aan het begin van een kwartaal een bijstandsuitkering hadden (dit bestand hebben we gemaakt voor het schatten van de uitstroom). Vervolgens selecteerden we de mensen die aan het begin van het kwartaal geen bijstandsuitkering hadden. Dit leverde een bestand op van personen die het risico lopen het volgende kwartaal in de bijstand te komen (population at risk).

Vervolgens hebben we een tweede bestand gemaakt met mensen die inderdaad in een bepaald kwartaal waren ingestroomd in de bijstand. Dit bestand koppelden we aan het bestand met de 'population at risk'. Dit leverde een bestand op met per kwartaal informatie over wie at risk is en of deze persoon daadwerkelijk is ingestroomd. Hieraan koppelden we conjunctuurinformatie en gemeentekennmerken. Tot slot zijn alle kwartaalbestanden onder elkaar geplakt en is per kwartaal een steekproef getrokken waarbij we alle mensen die zijn ingestroomd selecteerden en aselekt 1% van de mensen die niet zijn ingestroomd.



## Bijlage B Schattingsresultaten

Tabel B.1 Schattingsresultaten instroom in de bijstand

N Pseudo R2	Basismodel (gebruikt voor simulatie)		Model met kruistermen			
	688 098		688 098			
	0,1698		0,1700		0,1699	
	Coëfficiënt	Std.fout	Coëfficiënt	Std.fout	Coëfficiënt	Std.fout
Constate	-2,9982	0,0221	-3,0010	0,0226	-3,0161	0,0223
Gebudgetteerd*verdeemodel jaar -1	-0,1954	0,0216	--	--	--	--
Dummy tweede kwartaal	-0,1295	0,0084	-0,1294	0,0084	-0,1296	0,0084
Leeftijd 18-25 jaar	-0,1400	0,0111	-0,1487	0,0129	-0,1395	0,0111
Leeftijd 25-35 jaar	ns 0,0179	0,0101	0,0540	0,0119	ns 0,0184	0,0101
Leeftijd 35-45 jaar (referentie)	--	--	--	--	--	--
Leeftijd 45-55 jaar	-0,2662	0,0124	-0,3005	0,0148	-0,2660	0,0124
Leeftijd 55-65 jaar	-0,7126	0,0166	-0,7619	0,0200	-0,7119	0,0166
Man (referentie)	--	--	--	--	--	--
Vrouw	0,0576	0,0072	0,0578	0,0072	0,0916	0,0086
Geen kind (referentie)	--	--	--	--	--	--
Kind jonger dan 5	0,3537	0,0112	0,3516	0,0112	0,3546	0,0112
Kind 5-12	ns 0,0164	0,0119	ns 0,0167	0,0119	ns 0,0173	0,0119
Kind 13+	-0,1572	0,0098	-0,1565	0,0098	-0,1563	0,0098
Autochtoon (referentie)	--	--	--	--	--	--
Marokkaans	1,8499	0,0178	1,8529	0,0178	1,8494	0,0178
Turks	1,6040	0,0176	1,6058	0,0176	1,6036	0,0176
Surinaams	1,2252	0,0166	1,2246	0,0166	1,2259	0,0166
Antilliaans	1,7834	0,0217	1,7845	0,0217	1,7840	0,0217
Niet-westerse allochtoon	1,9004	0,0125	1,8998	0,0125	1,9011	0,0125
Westerse allochtoon	0,4762	0,0118	0,4773	0,0118	0,4766	0,0118
Met partner (referentie)	--	--	--	--	--	--
Zonder partner partner	1,3110	0,0095	1,3098	0,0095	1,3114	0,0095
Minder dan 50.000 inwoners	-0,2205	0,0132	-0,2183	0,0132	-0,2206	0,0132
50.000-100.000 inwoners (referentie)	--	--	--	--	--	--
100.000-250.000 inwoners	-0,1101	0,0116	-0,1094	0,0116	-0,1103	0,0116
Meer dan 250.000 inwoners	0,0565	0,0136	0,0568	0,0136	0,0565	0,0136
Mate van stedelijkheid	-0,1474	0,0054	-0,1473	0,0054	-0,1474	-,0054
Noord	0,9450	0,0143	0,9453	0,0143	0,9454	0,0143
Oost	0,4367	0,0120	0,4365	0,0120	0,4367	0,0120
Zuid	0,4580	0,0113	0,4582	0,0113	0,4581	0,0113
West (referentie)	--	--	--	--	--	--
WW-percentage vertraagd 1 jaar	0,0438	0,0031	0,0442	0,0031	0,0439	0,0031
WW-percentage	0,0403	0,0034	0,0402	0,0034	0,0402	0,0034
<b>Kruistermen leeftijd</b>						
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 15-25 jaar			-0,1230	0,0367		
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 25-35 jaar			-0,4321	0,0327		
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 35-45 jaar			-0,1902	0,0344		
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 45-55 jaar			ns 0,0236	0,0430		
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 55-65 jaar			ns 0,1168	0,0618		
<b>Kruistermen geslacht</b>						
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor man					-0,0813	0,0266
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor vrouw					-0,3143	0,0271

Tabel B.2 Schattingsresultaten uitstroom uit de bijstand

N	Basismodel (simulatie)		Model met kruistermen			
	83 879		83 879		83 879	
Pseudo R2	0,0808		0,0808		0,0808	
	Coëfficiënt	Std.fout	Coëfficiënt	Std.fout	Coëfficiënt	Std.fout
Constante	-1,5045	0,1148	-1,5210	0,1159	-1,5036	0,1156
Gebudgetteerd*verdeemodel j-1	0,2263	0,0726	--	--	--	--
Dummy derde kwartaal	0,1805	0,0340	0,1805	0,0340	0,1805	0,0340
Dummy vierde kwartaal	-0,2516	0,0399	-0,2513	0,0399	-0,2516	0,0399
Leeftijd 18-25 jaar	0,4543	0,0526	0,4944	0,0615	0,4542	0,0526
Leeftijd 25-35 jaar	0,3143	0,0391	0,3387	0,0466	0,3143	0,0391
Leeftijd 35-45 jaar (referentie)	--	--	--	--	--	--
Leeftijd 45-55 jaar	-0,3828	0,0473	-0,3579	0,0569	-0,3828	0,0473
Leeftijd 55-65 jaar	-0,9075	0,0641	-0,9027	0,0761	-0,9075	0,0641
Man (referentie)	--	--	--	--	--	--
Vrouw	-0,3171	0,0347	-0,3172	0,0347	-0,3185	0,0403
Zonder kind (referentie)	--	--	--	--	--	--
Kind jonger dan 5	-0,1619	0,0493	-0,1625	0,0494	-0,1619	0,0493
Kind 5-12	ns 0,0683	0,0480	ns 0,0694	0,0481	ns 0,0684	0,0480
Kind 13+	ns -0,0084	0,0444	ns -0,0085	0,0444	ns -0,0084	0,0444
Huurder	ns -0,0834	0,0474	ns -0,0833	0,0474	ns -0,0835	0,0474
Eigenaar	ns 0,0509	0,1249	ns 0,0533	0,1250	ns 0,0509	0,1249
Autochtoon (referentie)	--	--	--	--	--	--
Marokkaans	-0,1456	0,0641	-0,1465	0,0641	-0,1455	0,0641
Turks	ns -0,0618	0,0680	ns -0,0628	0,0681	ns -0,0618	0,0681
Surinaams	0,1242	0,0622	0,1243	0,0622	0,1241	0,0623
Antilliaans	0,1553	0,0684	0,1560	0,0684	0,1552	0,0684
Niet-westerse allochtoon	-0,1117	0,0452	-0,1116	0,0453	-0,1117	0,0452
Westerse allochtoon	ns -0,0106	0,0502	ns -0,0122	0,0502	-0,0106	0,0502
Met partner (referentie)	--	--	--	--	--	--
Alleenstaand	-0,2438	0,0432	-0,2449	0,0433	ns -0,2437	0,0433
In bijstand na studie	0,2406	0,0737	0,2380	0,0737	0,2405	0,0737
In bijstand na relatie	ns -0,0340	0,0483	ns -0,0344	0,0483	ns -0,0339	0,0483
In bijstand na werk	0,1150	0,0425	0,1138	0,0425	0,1149	0,0425
In bijstand na WW	ns -0,0514	0,0440	ns -0,0515	0,0440	ns -0,0515	0,0440
Minder dan 3 maanden in bijstand	0,6092	0,0694	0,6092	0,0694	0,0693	0,0694
4-6 maanden in bijstand	0,5776	0,0637	0,5766	0,0637	0,5776	0,0637
7-12 maanden in bijstand	0,4254	0,0567	0,4250	0,0567	0,4254	0,0567
13-24 maanden in bijstand	0,2286	0,0551	0,2288	0,0551	0,2286	0,0551
25-36 maanden in bijstand (referentie)	--	--	--	--	--	--
Meer dan 37 maanden in bijstand	-0,4675	0,0520	-0,4677	0,0520	-0,4676	0,0520
Norm	-0,0007	0,0001	-0,0007	0,0001	-0,0007	0,0001
Mate van stedelijkheid	0,0546	0,0161	0,0545	0,0162	0,0546	0,0161
Noord	ns 0,0873	0,0560	ns 0,0876	0,0560	ns 0,0873	0,0560
Oost	ns -0,0043	0,0446	ns -0,0038	0,0446	ns -0,0043	0,0446
Zuid	ns 0,0809	0,0443	ns 0,0818	0,0444	ns 0,0809	0,0443
West (referentie)	--	--	--	--	--	--
WW-percentage	-0,0453	0,0098	-0,0454	0,0098	-0,0453	0,0098
<b>Kruistermen leeftijd</b>						
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 15-25 jaar			ns 0,1050	0,1504		
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 25-35 jaar			ns 0,1902	0,1197		
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 35-45 jaar			0,3412	0,1204		
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 45-55 jaar			ns 0,1864	0,1614		
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor 55-65 jaar			ns 0,3144	0,2311		
<b>Kruistermen geslacht</b>						
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor man					0,2225	0,0916
Gebudg.*verd. Jaar -1 voor vrouw					0,2310	0,0493

Tabel B.3 Schattingsresultaten start re-integratietrajecten

Afhankelijke variabele:	Coëfficiënt	Std.fout
Constante	-2,0694	0,0345
gebudgetteerd*verdeelmodel j-1	-0,5021	0,0439
Noord	-0,1507	0,0347
Oost	0,2533	0,0297
Zuid	-0,1300	0,0342
West (referentie)	--	--
Leeftijd 18-25	0,1452	0,0306
Leeftijd 25-35	0,0977	0,0245
leeftijd 35-45 (referentie)	--	--
Leeftijd 45-55	-0,1385	0,0272
Leeftijd 55-65	-1,1235	0,0441
Man (referentie)	--	--
Vrouw	-0,1607	0,0201
Zonder kind (referentie)	--	--
kind jonger dan 5	ns -0,0345	0,0279
kind 5 tot 12	0,1632	0,0284
kind 13 jaar en ouder	0,1674	0,0262
Autochtoon (referentie)	--	--
Marokkaans	ns 0,0431	0,0355
Turks	ns 0,0547	0,0362
Surinaams	ns 0,0329	0,0328
Antilliaans	ns 0,0707	0,0402
Niet-westerse allochtoon	ns 0,0325	0,0275
Westerse allochtoon	ns 0,0403	0,0323
Herkomst onbekend	ns 0,8853	0,5337
Bijstandsduur 0-3 maanden (referentie)	--	--
Bijstandsduur 4-6 maanden	-0,2885	0,0383
Bijstandsduur 6-12 maanden	-0,5175	0,0349
Bijstandsduur 13-24 maanden	-0,6660	0,0332
Bijstandsduur 25-36 maanden	-0,8418	0,0394
Bijstandsduur 37 maanden of meer	-0,9194	0,0283

Tabel B.4 Schattingsresultaten start fraudeonderzoeken

Variabele		Coëfficiënt	Std.fout
Constante		-4,0146	0,0283
Gebudgetteerd*verdeemodel j-1		0,3652	0,0319
Noord		-0,4566	0,0296
Oost		-0,3056	0,0224
Zuid		0,2323	0,0182
West (referentie)		--	--
Leeftijd 18-25	ns	0,0453	0,0245
Leeftijd 25-35		0,0990	0,0188
leeftijd 35-45 (referentie)		--	--
Leeftijd 45-55		-0,2892	0,0224
Leeftijd 55-65		-0,6875	0,0292
Man (referentie)		--	--
Vrouw		-0,1923	0,0157
Zonder kind (referentie)		--	--
kind jonger dan 5		0,0997	0,0206
kind 5 tot 12	ns	0,0033	0,0224
kind 13 jaar en ouder		-0,1683	0,0221
Autochtoon (referentie)		--	--
Marokkaans		0,1780	0,0291
Turks		0,3523	0,0289
Surinaams		0,4568	0,0266
Antilliaans		0,5274	0,0304
Niet-westerse allochtoon		0,2711	0,0208
Westerse allochtoon	ns	-0,0124	0,0263
Herkomst onbekend	ns	0,4375	0,5051
Bijstandsduur 0-3 maanden (referentie)		--	--
Bijstandsduur 4-6 maanden		-0,1862	0,0332
Bijstandsduur 6-12 maanden		-0,0794	0,0278
Bijstandsduur 13-24 maanden		-0,1177	0,0261
Bijstandsduur 25-36 maanden		-0,1155	0,0290
Bijstandsduur 37 maanden of meer		-0,4311	0,0237

## Bijlage C Leden klankbordgroep

CPB	Frank van Es	
CPB	Frans Suijker	Hoofd afdeling sociale zekerheid
Divosa	Martin Heekelaar	Procesmanager
Ministerie Financiën	Hendrik-Jan Heeres	Senior inspecteur bureau beleidsonderzoek, IRF
Ministerie Financiën	Marco de Rooij (agendalid)	Plv. hoofd sectie SZW, IRF
Gemeente Leiden	Wim Veldhuisen	Controller dienst Sociale Zaken en Arbeidsmarktbeleid
SEO	Inge Groot	Senior onderzoeker
SEO	Marloes de Graaf-Zijl	Senior onderzoeker
SEO	Lucy Kok	Clusterhoofd zorg en zekerheid
SEO	Derya Güler	
Ministerie SZW	Fer Nieuweboer (voorzitter)	Hoofd afdeling Structuur, Financiering en Informatie (SFI), directie Werk en Bijstand
Ministerie SZW	Nils Brusse	Financieel-economisch medewerker afdeling Arbeidsmarkt en Bijstand, directie FEZ
Ministerie SZW	Lennart Janssens	Beleidsmedewerker afdeling algemeen-economische vraagstukken, directie ASEA
Ministerie SZW	Robin Molenaar	Beleidsmedewerker afdeling SFI
Ministerie SZW	Karel Hoskens	Beleidsmedewerker afdeling SFI
VNG	Fedor Heida	Beleidsmedewerker Werk en Inkomen



# seo economisch onderzoek

Roetersstraat 29 . 1018 WB Amsterdam . T (+31) 20 525 16 30 . F (+31) 20 525 16 86 . [www.seo.nl](http://www.seo.nl)