

**Herziening van de WWB-raming
voor het Centraal Economisch Plan 2012**

CPB Achtergronddocument

Maart 2012

Gijs Roelofs

Samenvatting

In dit CPB Achtergronddocument wordt een nieuwe ramingsregel voor het bijstandsvolume gepresenteerd. Het CPB raamt vier maal per jaar de totale bijstandsuitgaven. Het ministerie van SZW informeert gemeenten op basis hiervan drie keer per jaar over de hoogte van het macrobudget in het kader van de Wet werk en bijstand (WWB): in september van het voorgaande jaar over het voorlopige budget, in juni/juli van het lopende jaar over het nader voorlopige budget en in september van het lopende jaar over het definitieve budget.

Recentelijk is gebleken dat de ramingsregel¹ kan worden verbeterd door preciezer rekening te houden met de doorwerking van voorspelfouten uit het verleden naar toekomstige ramingen. In het onderhavige document wordt op basis van historische gegevens geschat wat de optimale doorwerking van voorspelfouten uit het verleden is. In de ramingen tot aan het CEP 2012 werd nog een 'ad hoc' doorwerking toegepast via een zgn. autonome bijstelling. Als bijproduct van deze verbeterde doorwerking vinden we een wat sterkere invloed van de werkloze beroepsbevolking op het bijstandsvolume. Een voorspelfoutenanalyse op basis van tijdreeksen tot en met 2010 laat zien dat de nieuwe ramingsregel aanzienlijk beter presteert dan de oude.

¹ Het betreft hier de ramingsregel die vanaf 2010 in gebruik was. Daarvóór werd een eerdere ramingsregel gehanteerd waarop deze conclusies slechts beperkt van toepassing zijn.

1 Herschatting WWB-ramingsregel

Aanleiding

De wwB-raming die sinds 2010 wordt gehanteerd,² is een 'error correction' model waarin iedere afwijking tussen raming en realisatie toegeschreven wordt aan een te hoog uitgevallen realisatie van het wwB-volume. In de volgende drie jaren herstelt die te hoge realisatie zich weer volledig richting het (impliciet bekend veronderstelde) evenwichtsniveau:

$$\Delta wwB_t = \gamma_0 \Delta wbb_t + \gamma_1 \Delta wbb_{t-1} + \gamma_2 \Delta wbb_{t-2} - \frac{\hat{\epsilon}_{t-1} + \hat{\epsilon}_{t-2} + \hat{\epsilon}_{t-3}}{3}.$$

Hierin zijn de epsilons de voorspelfouten in de voorgaande drie jaren, oftewel:

$$\hat{\epsilon}_{t-i} = wwB_{t-i,realisatie} - wwB_{t-i},$$

en wbb (niet te verwarren met wwB) staat voor de (gecorrigeerde) werkloze beroepsbevolking. De dakjes geven aan dat het om geraamde (in plaats van geobserveerde) grootheden gaat.

Het probleem met dit model is dat geen ruimte wordt gelaten voor onvolkomenheden in de (impliciet gemodelleerde) relatie tussen wwB- en wbb-volume. Wanneer de raming *te laag* bleek uit te vallen in jaar t , wordt de raming voor de jaren $t+1, \dots, t+3$ verder *verlaagd*. Indien echter de hoge realisatie in jaar t juist door een imperfectie van het model veroorzaakt werd - wat niet onwaarschijnlijk is - zal hierdoor de raming in jaar $t+1$ naar alle waarschijnlijkheid nog meer te laag blijken te zijn dan de realisatie. In de praktijk lijkt het dan ook meer voor de hand te liggen om in geval van een te lage raming in jaar t de raming voor jaar $t+1$ juist *omhoog* bij te stellen. Hoe groot die bijstelling moet zijn, zullen we hieronder schatten aan de hand van een recente tijdreeks.

Een nieuwe rekenregel

Om te bepalen in welke mate we de epsilons het beste kunnen mee- of tegenboeken in volgende jaren, hebben we een tijdreeks geconstrueerd met wwB- en wbb-cijfers van 1987 tot en met 2010. Deze periode omvat ongeveer tweeënhalve conjunctuurgolven. De periode voor 1987 is niet meegenomen omdat de cijfers een grilliger beeld vertonen (en de instituties voor oudere jaren zijn steeds minder goed vergelijkbaar met de huidige). De wbb-cijfers zijn (ongeveer) jaargemiddelden die uiteindelijk afkomstig zijn uit de enquête beroepsbevolking van het CBS. Merk op dat we gerealiseerde wbb-cijfers gebruiken in plaats van voorspelde wbb-cijfers; we nemen hier aan dat de voorspelde wbb-cijfers die gebruikt worden voor de wwB-ramingen slechts willekeurige afwijkingen

² Zie Frank van Es, 2010, Invloed WWB op gebruik bijstand, CPB Document 209, Centraal Planbureau; na deze publicatie is op basis van overleg met de ministeries van SZW en Financiën de 'error correction' component aan de ramingsregel toegevoegd. Deze toevoeging was tot op heden echter niet empirisch getoetst.

vertonen van de uiteindelijke gerealiseerde cijfers. De wwbcijfers van 1998-2010 zijn jaargemiddelden zoals gepubliceerd door het CBS. De wwbcijfers van 1987-1997 zijn gemaakt uit jaarultimo-cijfers afkomstig uit de langjarige reeks bijstandsvolume van het CBS. Deze cijfers zijn paarsgewijs gemiddeld om op jaargemiddelden uit te komen en de reeks is aangesloten op de reeks 1998-2010 door een constante offset van 15 dzd (veroorzaakt door bijstand 65-plussers). De deltaxwwb cijfers worden tenslotte ontdaan van een lineaire trend (verondersteld beleidseffecten), waarna diverse modellen geschat worden met behulp van STATA. Het resulterende model voor de wwbraming staat weergegeven in tabel 1. Hierin zijn de coëfficiënten op Δwbb_t en Δwbb_{t-1} tamelijk robuust voor de modelspecificatie en gekozen tijdsperiode. De coëfficiënt op ϵ_{t-1} is minder nauwkeurig bepaald, maar is wel duidelijk positief. Dit betekent dat we voorspelfouten uit het verleden (deels) moeten meeboeken in plaats van tegenboeken. De belangrijkste bevindingen zijn:

1. Het tegenboeken van de epsilons is zoals verwacht niet optimaal. Geen enkel model leidt per saldo tot het tegenboeken van de afwijkingen uit de voorafgaande jaren, zoals het huidige error correctie model veronderstelt. In plaats daarvan blijkt het optimaal te zijn om een flink deel van de voorspelfout uit de voorgaande periode mee te boeken om zo de raming aan te passen aan de realisaties.
2. We vinden een sterker verband tussen mutaties werkloze beroepsbevolking en mutatie wwbcijfers, zoals bij de oude ramingsregel tot 2010 ook het geval was (zie Tabel 1). Net als bij de huidige ramingsregel vanaf 2010 zien we geen overtuigend bewijs om de mutatie werkloze beroepsbevolking van twee jaar geleden als verklarende variabele op te nemen.
3. Omdat de hoeveelheid beschikbare data beperkt is, lijkt het verstandig om een klein model met een beperkt aantal coëfficiënten te hanteren. Daarmee wordt voorkomen dat toekomstige ramingen uitschieters vertonen op grond van 'ruis' uit het verleden. We beperken ons daarom tot een enkele epsilon-term, ϵ_{t-1} .
4. Hoewel het MA(1) model neigt naar een grote epsilon-coëfficiënt van ongeveer 0,8 stellen we een iets kleinere coëfficiënt van 0,5 voor. Daarmee resulteert een vloeiendere raming die zich minder abrupt aanpast aan voorspelfouten uit de vorige periode en die geen 'overshooting' vertoont.

Tabel 1: Overzicht wwbramingsregels.

$\Delta wbb_t =$	Δwbb_t	Δwbb_{t-1}	Δwbb_{t-2}	ϵ_{t-1}	ϵ_{t-2}	ϵ_{t-3}
tot medio 2010	0.10	0.12	0.10	0	0	0
vanaf medio 2010	0.10	0.05	0	-0.33	-0.33	-0.33
vanaf CEP2012	0.15	0.15	0	0.5	0	0

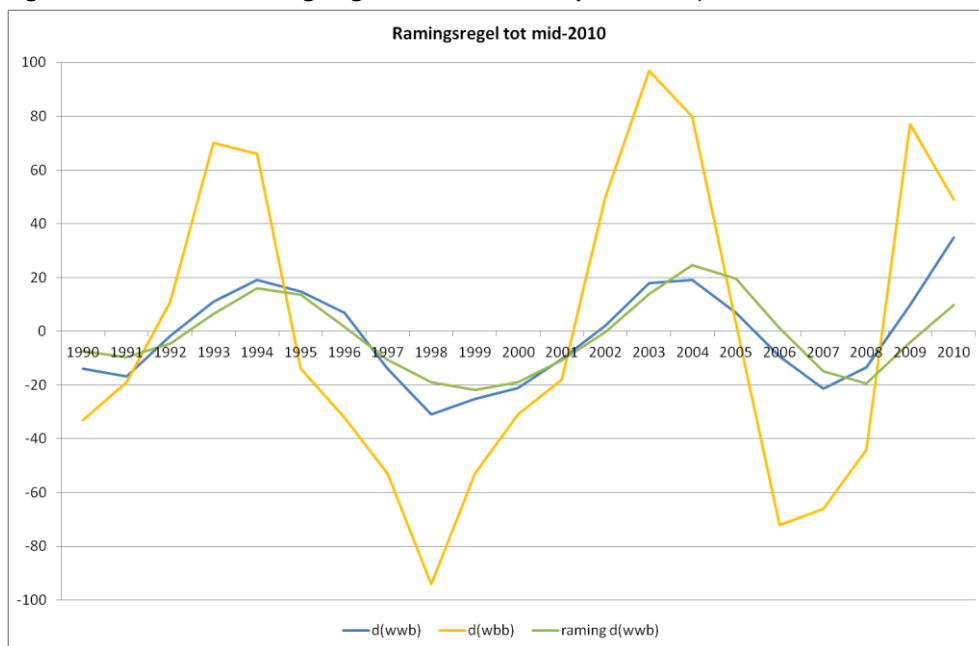
De modellen in beeld

Onderstaande figuren geven de resultaten weer van de drie ramingsmodellen uit tabel 1. De oude ramingsregel tot medio 2010 (Figuur 1) loopt in fase achter op de werkelijke wwbcijfers, met name de laatste tien jaar, doordat deze (te) sterk leunt op de werkloosheid in de voorgaande twee jaren. De ramingsregel die vanaf medio 2010 in gebruik is, reageert sneller op de werkloosheid dan de oude raming en past dus beter bij de ontwikkeling van de afgelopen tien jaar. Door toevoeging van de error correctie presteert de ramingsregel echter slechter: hij loopt in de praktijk (gegeven de lengte van een business cycle) in fase voor op de beweging van de wwbcijfers, terwijl tevens de voorspelde amplitude te klein is (Figuur 2). Bovendien ontspoort deze raming volledig wanneer de wwbcijfers

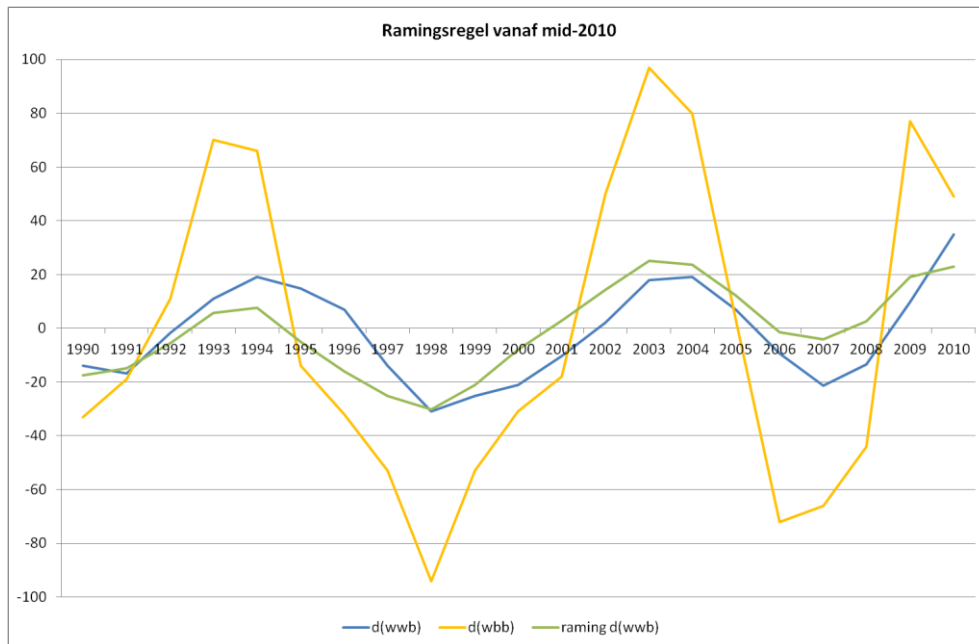
mutatie over langere tijd gemiddeld positief of negatief uitvalt, doordat het model geheel niet aangepast wordt aan de geïmpliceerde verschuiving in 'structureel' wwb-volume (dat probleem is in Figuur 2 slechts beperkt zichtbaar omdat de wwb-mutaties hierin gecorrigeerd zijn voor lineaire trends in de reeks). De voorspelfout wordt dan steeds groter door het volledig tegenboeken van voorspelfouten uit het verleden.

De nieuwe ramingsregel (Figuur 3) tracht bovenstaande problemen op te lossen. De amplitude van de wwb-beweging wordt hersteld tot een niveau dat beter aansluit bij de waarnemingen en de raming krijgt nu ook de juiste fase. Bovendien wordt ervoor gezorgd dat de raming niet ontspoot doordat voorspelfouten uit het verleden gedeeltelijk meegeboekt worden in een nieuwe raming.

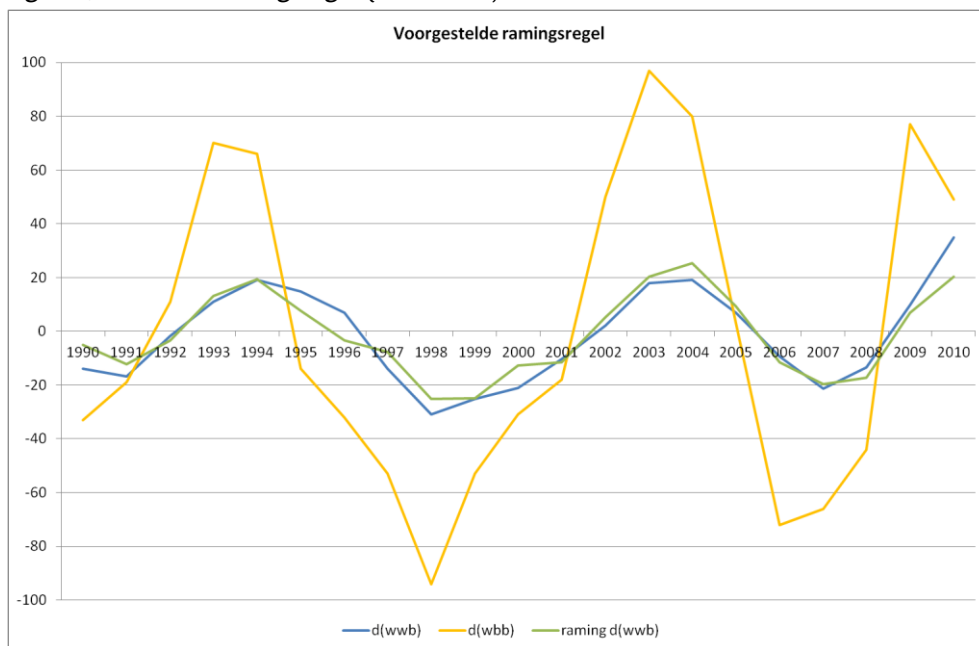
Figuur 1: Gebruikte ramingsregel tot medio 2010 (zie Tabel 1).



Figuur 2: Gebruikte ramingsregel vanaf medio 2010 (zie Tabel 1).



Figuur 3: Nieuwe ramingsregel (zie Tabel 1).



Alternatieven: aansluiting bij de huidige ramingsregel

Kunnen we volstaan met het aanpassen van uitsluitend de coëfficiënten van de epsilons, en niet die van de wbb? Om die vraag te beantwoorden staat in Figuur 4 allereerst de huidige ramingsregel weergegeven waarbij we alleen de wbb-termen hebben meegenomen, met andere woorden de error correctie is geheel weggelaten. Het is duidelijk dat de amplitude van de wwb-beweging behoorlijk onderschat wordt. Wanneer we deze uitgekilde ramingsregel herschatten met STATA vinden we

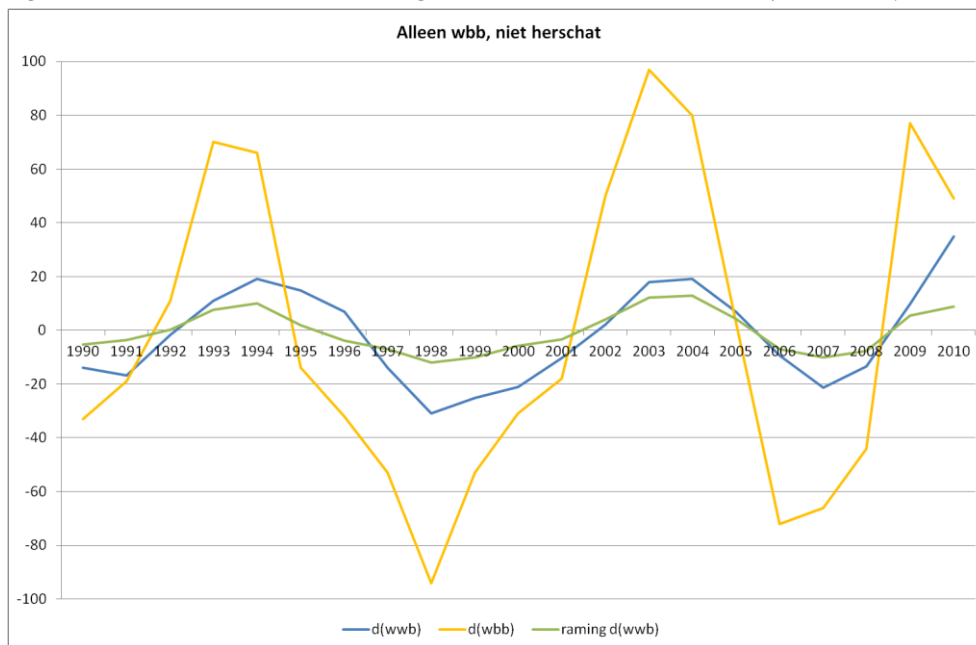
inderdaad wederom grotere coëfficiënten op de wbb-termen. Zie Tabel 2. Het ‘driving process’ is dus sterker dan wordt verondersteld met de huidige ramingsregel. Zoals te zien in Figuur 5 leveren de grotere coëfficiënten een veel betere raming op met de juiste amplitude.

We kunnen deze tekortkoming proberen te beperken door in plaats van grotere coëfficiënten op de wbb-termen een epsilon-term mee te nemen. Het is in dat geval optimaal om ca. 80% van de voorspelfout bij te boeken; de ramingsregel gaat meer richting een ‘random walk’. Zoals te zien in Figuur 6 is dit echter niet optimaal aangezien de raming nu structureel achter lijkt te lopen op de realisatie. Dat is begrijpelijk: de raming wordt te weinig gedreven door de actuele ontwikkeling van de wbb en te veel door de realisatie in de voorgaande periode.

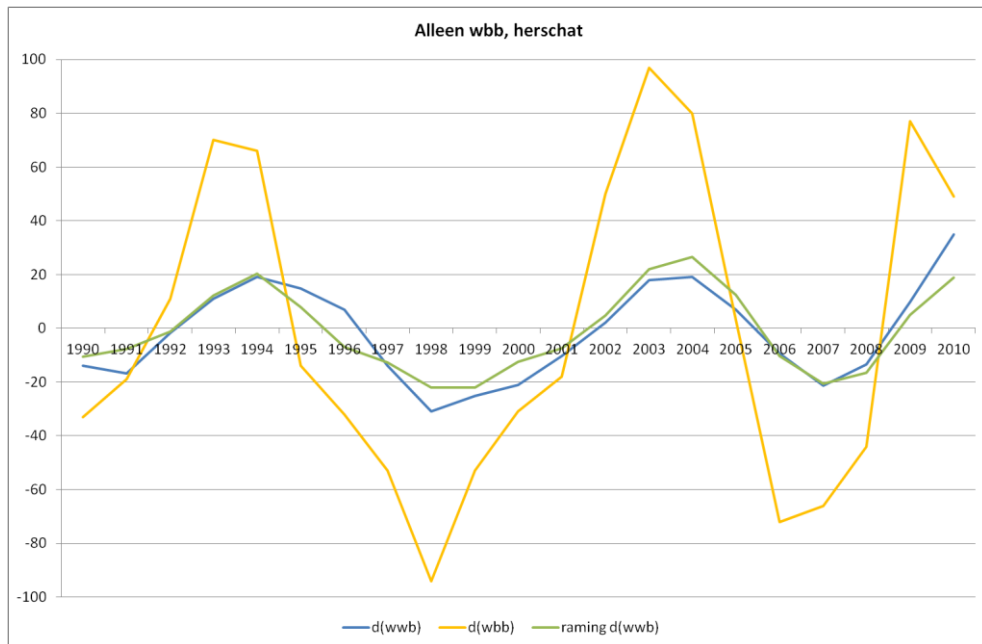
Tabel 2: Verkenning ‘second best’ wwb-ramingsregels.

$\Delta wwb_t =$	Δwbb_t	Δwbb_{t-1}	Δwbb_{t-2}	ϵ_{t-1}	ϵ_{t-2}	ϵ_{t-3}
huidig zonder EC	0.10	0.05	0	0	0	0
herschak zonder EC	0.15	0.15	0	0	0	0
huidig, EC herschat	0.10	0.05	0	0.8	0	0

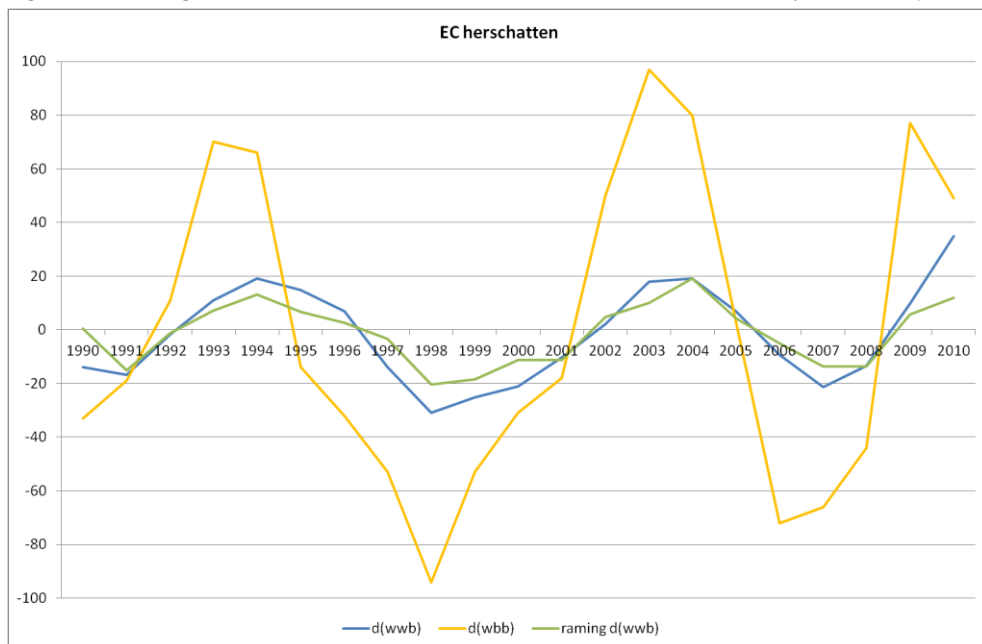
Figuur 4: Alleen wbb-termen, huidige coëfficiënten niet herschat (zie Tabel 2).



Figuur 5: Alleen wbb-termen, coëfficiënten herschat (zie Tabel 2).



Figuur 6: Huidige wbb-coëfficiënten, enkel error correctie herschat (zie Tabel 2).



Conclusie

Uit de onderhavige analyse blijkt dat voorspelfouten uit het verleden niet moeten worden 'tegengeboekt' maar juist moeten worden 'meegeboekt'. Als het basismodel in een bepaald jaar een te lage voorspelling geeft, is de kans het grootst dat dat in het daaropvolgende jaar ook het geval is. Tot nog toe werd echter (impliciet) aangenomen dat een te lage basisvoorspelling leidt tot een te hoge voorspelling in het daaropvolgende jaar. Naast deze verbetering van het model blijken de

coëfficiënten van de werkloze beroepsbevolking (het drijvende proces) groter dan in de ramingsregel die sinds medio 2010 in gebruik is.³

Op basis van de beide aanpassingen resulteert de ramingsregel:

$$\Delta wwb_t = 0.15\Delta wbb_t + 0.15\Delta wbb_{t-1} + 0.5\hat{\epsilon}_{t-1} + \text{beleid} + \text{autonoom}$$

overeenkomstig de onderste rij van Tabel 1, met toevoeging van eventuele geraamde beleidseffecten en een eventuele autonome bijstelling op basis van overige aanvullende informatie.

Tabel 3 vat tot slot de prestaties van alle beschouwde ramingsregels samen in een aantal statistische maten voor de laatste tien jaar in de reeks (in duizenden uitkeringsjaren).

Tabel 3: Prestaties van de verschillende ramingsregels in de periode 2001-2010.

Ramingsregel	mean squared error	mean absolute error	mean error
tot medio 2010	123	8.7	1.7
vanaf medio 2010	127	10.5	-8.1
vanaf CEP2012	31	4.1	-0.9
huidig zonder EC	100	7.3	1.7
herschikt zonder EC	41	4.8	0.1
huidig, EC herschikt	70	5.3	2.4

³ De coëfficiënten sluiten beter aan bij de raming die tot 2010 gehanteerd werd. De reden daarvoor is de verschillende schattingsmethode: de ramingsregel vanaf 2010 is geschat op basis van paneldata op gemeenteniveau in plaats van een tijdreeks op nationaal niveau. Het voordeel van paneldata op gemeenteniveau was dat gebruik kon worden gemaakt van een relatief korte en dus actuele tijdreeks. Het nadeel was dat de coëfficiënten (deels) geschat werden op basis van zogenaamde 'between'-variatie: hoe het bijstandsniveau verandert als je van een gemeente met lage werkloosheid naar een gemeente met hoge werkloosheid gaat. Voor het ramen van het landelijke bijstandsvolume lijkt de 'within'-variatie echter relevanter te zijn: hoe het bijstandsvolume verandert als de werkloosheid door de tijd verandert.

Appendix: schattingsresultaten

Tabel 5: Schattingsresultaten uit STATA, diverse varianten inclusief standaardfouten.

$\Delta wwb_t =$	Δwbb_t	Δwbb_{t-1}	Δwbb_{t-2}	ϵ_{t-1}
ARMA(0,0), 1987-2010	0.13(0.04)	0.19(0.04)	-	-
ARMA(0,0), 1995-2010	0.16(0.06)	0.16(0.06)	-	-
ARMA(0,0), 1987-2010	0.13(0.04)	0.18(0.04)	0.00(0.03)	-
ARMA(0,0), 1995-2010	0.16(0.05)	0.16(0.05)	0.01(0.03)	-
ARMA(0,1), 1987-2010	0.12(0.04)	0.19(0.05)	-	1(1500)
ARMA(0,1), 1995-2010	0.13(0.04)	0.19(0.04)	-	0.8(0.4)