

‘De invloed van conjunctuur en beleid op de Abw’

Een analyse op macroniveau.

Datum: oktober 2002

No. 266

Judith Hoeben,
Henry Nieuwenhuijsen,
Patrick Voogd
Hugo de Wolf

Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

Directie Ramingen en Analyse

Status: Intern werkdocument

Inhoudsopgave

Samenvatting.....	2
1. Inleiding.....	5
2. Feiten en cijfers	6
2.1. Inleiding.....	6
2.2. De Algemene bijstandswet 1965-2000	6
2.3. De Abw: cijfers en trends	6
2.4. Het activeringsbeleid: cijfers en trends	8
3. Modelschattingen.....	11
3.1. Economisch model	11
3.1.1. Economisch model zonder beleidsvariabelen	11
3.1.2. Economisch beleidsmodel.....	13
3.2. Demografisch/economisch model.....	14
3.2.1. Demografisch/economisch model zonder beleidsvariabelen.....	15
3.2.2. Demografisch/economisch beleidsmodel	16
4. Conclusie en evaluatie	18
4.1. Conclusie.....	18
4.2. Beperkingen van de analyse	18
Literatuur.....	20
Bijlage A. Voorspellen.....	21
Bijlage B. Overige methoden.....	26

Samenvatting

Sinds de invoering van de nieuwe Abw per 1 januari 1996 is het aantal Abw-gerechtigden met ongeveer 150 duizend personen gedaald. Dit is bijna eenderde van het totaal van eind 1995. Hoewel dit een mooi resultaat is, is niet op voorhand duidelijk in welke mate de aanzienlijke daling veroorzaakt wordt door beleid. Immers in de jaren 1996-2000 was de conjunctuur bijzonder gunstig.

Aanpak: in fasen

De ontwikkeling van dit model gebeurt in een aantal fasen. Als eerste stap zijn enkele econometrische analyses uitgevoerd met gegevens op macro-niveau voor de jaren 1970 tot en met 2000. Het doel van deze eerste stap is om snel inzicht te krijgen in de ontwikkelingen van het Abw-volume, de economische en demografische ontwikkelingen en de beleidsinspanningen. Deze notitie bespreekt deze eerste stap.

De bedoeling is om dit jaar ook een uitgebreidere en meer geavanceerde analyse met behulp van gegevens op gemeenteniveau te doen. De belangrijkste meerwaarde van deze tweede analyse ten opzichte van de eerste is dat naast de verschillen tussen jaren ook verschillen tussen (groepen) gemeenten geanalyseerd kunnen worden. Hiermee kan meer inzicht worden verkregen in de effectiviteit van het beleid. Probleem met de tweede aanpak is het verzamelen van de gegevens. Hierdoor zal het enig tijd duren voor de definitieve resultaten bekend zijn. De verwachting is dat aan het eind van dit jaar een eerste rapportage over de analyse van de gemeente gegevens gereed is.

Macro-analyse: trends en beleidseffecten

Trends

De Abw is in werking getreden in 1965. In de eerste jaren van de regeling bedroeg het aantal Abw-gerechtigden ongeveer 70 duizend. Dit was 1% van het deel van de bevolking met een leeftijd tussen de 15 en 64 jaar. Het aantal Abw-gerechtigden is vervolgens gestegen tot bijna 6% van de bevolking (leeftijd 15-64 jaar) in het midden van de jaren tachtig. Na deze periode is het aantal gaan dalen tot de 3% van nu. Op dit moment doen ruim 300 duizend personen een beroep op de Abw.

De ontwikkeling van het aantal Abw-gerechtigden verloopt min of meer tegengesteld aan de conjunctuur. Het meest duidelijk is dit in het begin van de jaren tachtig toen de economie slecht presteerde en het aandeel van de Abw in de bevolking van 2 naar 6% opliep. Eind jaren tachtig en het begin van de jaren negentig draaide de economie goed. Het beroep op de Abw daalde in deze periode dan ook naar 4,5% van bevolking. Iets soortgelijks trad op vanaf 1995: een goed economisch klimaat in combinatie met een daling van het aantal Abw-gerechtigden. Opmerkelijk bij de daling in de periode 1995-2000 is de versnelling vanaf 1997. In de jaren 1997 tot en met 1999 daalde het aantal Abw-gerechtigden met 8 à 9% per jaar. Een dergelijk dalingstempo is nog nooit eerder gerealiseerd. Een andere belangrijke ontwikkeling vormt de stijging van het aantal eenpersoonshuishoudens van 644 duizend in 1970 naar 2,3 miljoen in 2000. Hierdoor is het aandeel eenpersoonshuishoudens in het totale aantal huishoudens gestegen van 17% naar 34%.

Er zijn ook ontwikkelingen ten aanzien van de beleidsinspanningen geweest. De Abw is in 1996 vernieuwd en de uitgaven aan de diverse beleidsinstrumenten zijn aanzienlijk toegenomen. De vernieuwing van de Abw is gepaard gegaan met meer aandacht voor activering en tegengaan van fraude. De toegenomen aandacht voor activering blijkt uit de stijging van de uitgaven aan subsidies voor particuliere banen, creatie van gesubsidieerde banen en scholing. Deze beleidsinstrumenten zijn niet alleen bestemd voor Abw-ers, maar

ook voor andere (deels)niet-werkenden. In deze analyse is gekeken naar het deel dat naar Abw-ers is gegaan. Dit Abw-deel is met behulp van aanvullende informatie voor ieder instrument apart ingeschat.

Uit de berekeningen volgt dat de uitgaven aan de drie instrumenten ten behoeve van Abw-gerechtigden zijn gestegen van 200 miljoen euro in 1985 naar 1200 miljoen euro in 1998 en 1999 (uitgedrukt in prijzen van 2000). Het leeuwendeel van de stijging vond plaats na 1996, toen de uitgaven 600 miljoen euro bedroegen. In 2000 zijn de uitgaven iets teruggelopen naar 1100 miljoen euro. De verdeling van de totale uitgaven over de drie beleidsinstrumenten varieert aanzienlijk in de jaren 1985-2000. De laatste drie jaar is ruwweg 35% besteed aan scholing, 55% aan directe creatie van banen en 5% aan (loonkosten)subsidies voor arbeid in de private sector.

Beleidseffecten

Teneinde te bepalen in hoeverre beleid het Abw-volume beïnvloed heeft zijn twee macro-modellen toegepast: een economisch model en een meer economisch/demografisch model. Het eerste model gaat ervan uit dat het aandeel Abw-ers in de totale bevolking in een jaar gerelateerd is aan de ontwikkeling van dat aandeel in het verleden en aan de economische groei. Het tweede model heeft als uitgangspunt dat het aantal Abw-ers bepaald wordt door de omvang van de bevolking, de economische groei, het aantal werkenden, het aantal WW-ontvangers, het aantal arbeidsongeschikten, het aantal eenpersoonshuishoudens en het aantal echtscheidingen. Bij beide modellen zijn twee methoden toegepast om de invloed van het beleid te bepalen.

Bij de eerste methode wordt het model geschat voor de periode tot en met 1995 en wordt vervolgens op basis van de schattingen de Abw-populatie in de jaren 1996 tot en met 2000 "voorspeld". Als er een aanzienlijk verschil is tussen de voorspelde ontwikkeling en de werkelijke ontwikkeling, dan is dit een indicatie van de invloed van het beleid. Zowel het economische model als het demografische model ramen een hoger aantal Abw-ers dan er feitelijk blijken te zijn. Voor het jaar 2000 komen beide modellen uit op een aantal dat ongeveer 40 duizend hoger ligt dan het feitelijk aantal Abw-ers. Dit verschil is gelijk aan 12% van het werkelijke aantal en is daarom een aanzienlijk verschil. Het verschil is echter niet statistisch significant. Dit betekent dat de gevonden verschillen voorzichtig geïnterpreteerd moeten worden als een mogelijke aanwijzing voor een beleidseffect.

Bij de tweede methode zijn gegevens over het beleid gebruikt. De beleidsinstrumenten worden bij deze aanpak opgenomen in de basismodellen als extra verklarende variabele voor de omvang van de Abw-populatie. Hierdoor kan per variabele het effect op het Abw-volume geschat worden. Een nadeel van deze methode is dat de schattingen gebaseerd zijn op een korte periode, omdat de gegevens over beleid slechts beschikbaar zijn vanaf 1985. Hier komt nog bij dat de omvang van de beleidsinspanningen deels gebaseerd is op schattingen. Er is gekeken naar effecten van scholing, subsidies van particuliere banen en directe creatie van banen. Ook zijn de effecten van vervangingsvoeten nagegaan. De uitkomsten hiervan zijn echter lastig te interpreteren, omdat een vervangingsvoet op macro-niveau niet alleen bepaald wordt door wijzigingen in het niveau van uitkeringen en lonen, maar ook door veranderingen in de populaties. Voor de andere beleidsvariabelen is interpretatie wel mogelijk. Deze variabelen zijn in diverse gedaanten opgenomen in de basisvergelijkingen, namelijk in termen van uitgaven en in termen van instroom. Daarnaast is nagegaan of de beleidsvariabele direct of na één jaar effect heeft. In bijna alle gevallen zijn positieve effecten gevonden. De effecten zijn echter meestal niet statistisch significant. Dit wordt veroorzaakt door het geringe aantal waarnemingen (16) en waarschijnlijk ook doordat de beleidsvariabelen samenhangen met de andere variabelen die opgenomen zijn in de modellen. Dit laatste probleem kan enigszins ondervangen worden, door in de modellen variabelen die samenhangen met beleid weg te laten. Deze actie levert meer significante uitkomsten.

Tenslotte: op weg naar meer onderzoek

Al met al kan voorzichtig geconcludeerd worden dat er aanwijzingen zijn gevonden dat naast de conjunctuur ook onderdelen van het beleidsinstrumentarium invloed hebben gehad op de sterke daling van het aantal Abw-gerechtigden in de periode 1996-2000. Het lijkt zinvol om in meer geavanceerde modellen dit aspect verder te onderzoeken.

Daarom wordt er inmiddels gewerkt aan de tweede fase, waarin met betere gegevens een meer geavanceerde aanpak kan worden toegepast. Het streven is om eind 2002 een analysemodel gereed te hebben waarmee uitspraken op mesoniveau gedaan kunnen worden over de invloed van de conjunctuur en het beleid op de Abw.

Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid
Directie Ramingen en Analyse

1. Inleiding

Voor het beleid is het van belang te weten in hoeverre de daling van het aantal Abw-uitkeringen van 1996 tot 2000 aan het gevoerde beleid is toe te schrijven, dan wel het gevolg is geweest van macro-economische ontwikkelingen. Deze notitie geeft de resultaten van de eerste fase, een analyse op macroniveau. Deze eerste fase heeft tot doel om snel inzicht te krijgen in de ontwikkelingen op macroniveau van het Abw-volume en de hiermee samenhangende variabelen, met name de economische groei en het beleid. In de tweede fase zullen gegevens op gemeenteniveau gebruikt worden. Hiermee kunnen ook verschillen tussen gemeenten geanalyseerd worden.

Deze notitie is als volgt opgebouwd. In paragraaf 2 worden de gegevens die gebruikt zijn voor de analyses toegelicht en worden veranderingen in de Abw, het Abw-volume, de economische groei en de uitgaven voor en instroom in scholing en gesubsidieerde arbeid beschreven. Deze tweede paragraaf is een opstap naar de modelschattingen die worden besproken in paragraaf 3. In deze paragraaf worden twee modellen onderscheiden. Het eerste model is meer economisch en het tweede model is meer gemengd economisch/demografisch. Met behulp van de beide modellen is op twee manieren nagegaan wat de invloed van beleid is. Tot slot worden in paragraaf 4 enige beperkingen van de analyse besproken en wordt de eindconclusie getrokken.

2. Feiten en cijfers

2.1. Inleiding

In deze paragraaf wordt een toelichting gegeven op de gegevens die gebruikt zijn bij de analyse. Eerst wordt kort ingegaan op de Algemene Bijstandswet en de nieuwe Algemene bijstandswet die in 1996 is ingegaan. Vervolgens wordt de ontwikkeling van het Abw-volume, van de economische groei en van uitgaven aan scholing en gesubsidieerde arbeid weergegeven en besproken.

In deze analyse richten wij ons op volumegegevens inzake de periodieke algemene bijstandsuitkeringen¹ aan thuiswonenden jonger dan 65 jaar gemeten op 31 december. Dit betekent onder andere dat incidentele bijstand, bijzondere bijstand en periodieke algemene bijstand aan de geïnstitutionaliseerde bevolking² en aan de mensen van 65 jaar en ouder buiten beschouwing worden gelaten. De cijfers zijn exclusief IOAW en IOAZ.

2.2. De Algemene bijstandswet 1965-2000

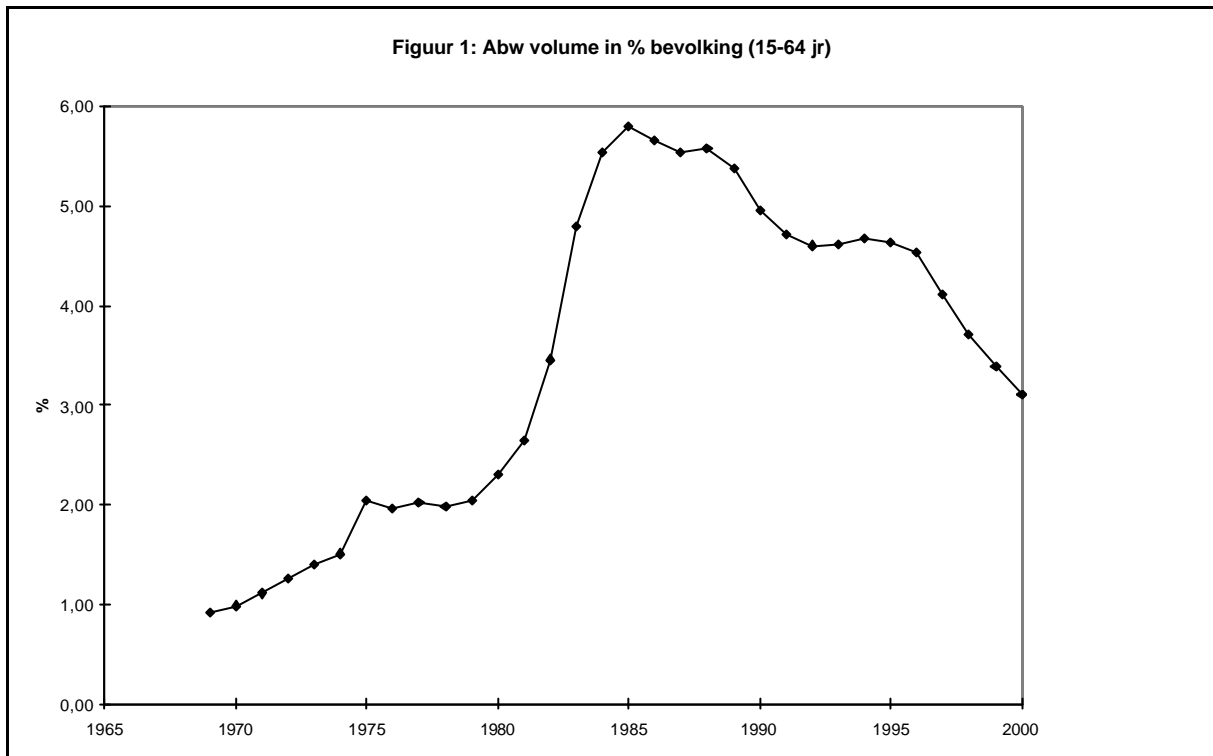
De Algemene Bijstandswet (ABW) is in 1965 in werking getreden. In datzelfde jaar trad ook de Rijksgroepsregeling Werkloze Werknemers (RWW) in werking. De RWW is gericht op werkloze werknemers en op mensen die voor hun onderhoud op arbeid in loondienst zijn aangewezen zonder ooit in loondienst te zijn geweest. Op 1 januari 1996 is de nieuwe Abw in werking getreden. De nieuwe Abw heeft net als de oude ABW een complementair karakter. In de nieuwe Abw is meer aandacht voor activering en het voorkomen en bestrijden van fraude. Met de invoering van de nieuwe Abw is de RWW komen te vervallen. Bijstandsgerechtigden moeten actief op zoek gaan naar werk, d.m.v. solliciteren naar vacatures, inschrijven bij het arbeidsbureau/arbeidsvoorziening en bijvoorbeeld deelnemen aan een cursus. Het is verplicht om mee te werken aan het opstellen en uitvoeren van een trajectplan. De arbeidsverplichting geldt niet voor mensen die de volledige verzorging hebben voor een kind onder de 5 jaar. Wanneer de zorg gedeeld wordt met de partner dan kunnen beiden een gedeeltelijke vrijstelling krijgen. Personen van 57,5 jaar en ouder zijn gedeeltelijk vrijgesteld van de arbeidsverplichting, ze hoeven namelijk niet meer actief te solliciteren maar moeten wel ingeschreven staan bij het arbeidsbureau en passend werk aanvaarden. Een uitzondering hierop betreft mensen die op 1 mei 1999 al 57,5 of ouder waren en mensen die om sociaal-medische redenen niet kunnen werken. Zij zijn volledig vrijgesteld van arbeidsverplichtingen.

2.3. De Abw: cijfers en trends

In figuur 1 is het Abw-volume (het aantal huishoudens met een periodieke algemene bijstandsuitkering inclusief RWW aan thuiswonenden jonger dan 65 jaar) in procenten van de bevolking van 15 tot 64 jaar weergegeven. Door het Abw-volume als percentage van de bevolking uit te drukken is er gecorrigeerd voor het feit dat door de bevolkingsgroei, onder gelijkblijvende overige omstandigheden, het Abw-volume zal stijgen.

¹ Tot 1996 inclusief de Rijksgroepsregeling Werkloze Werknemers (RWW)

² De geïnstitutionaliseerde bevolking: personen, voor wie in huisvesting en in dagelijkse levensbehoeften door derden bedrijfsmatig wordt voorzien. Het betreft de bewoners van instellingen zoals verpleeg-, bejaarden- en kindertehuizen, revalidatiecentra en gevangenissen die daar in principe langer dan een jaar (zullen) blijven (Bron: STATLINE).

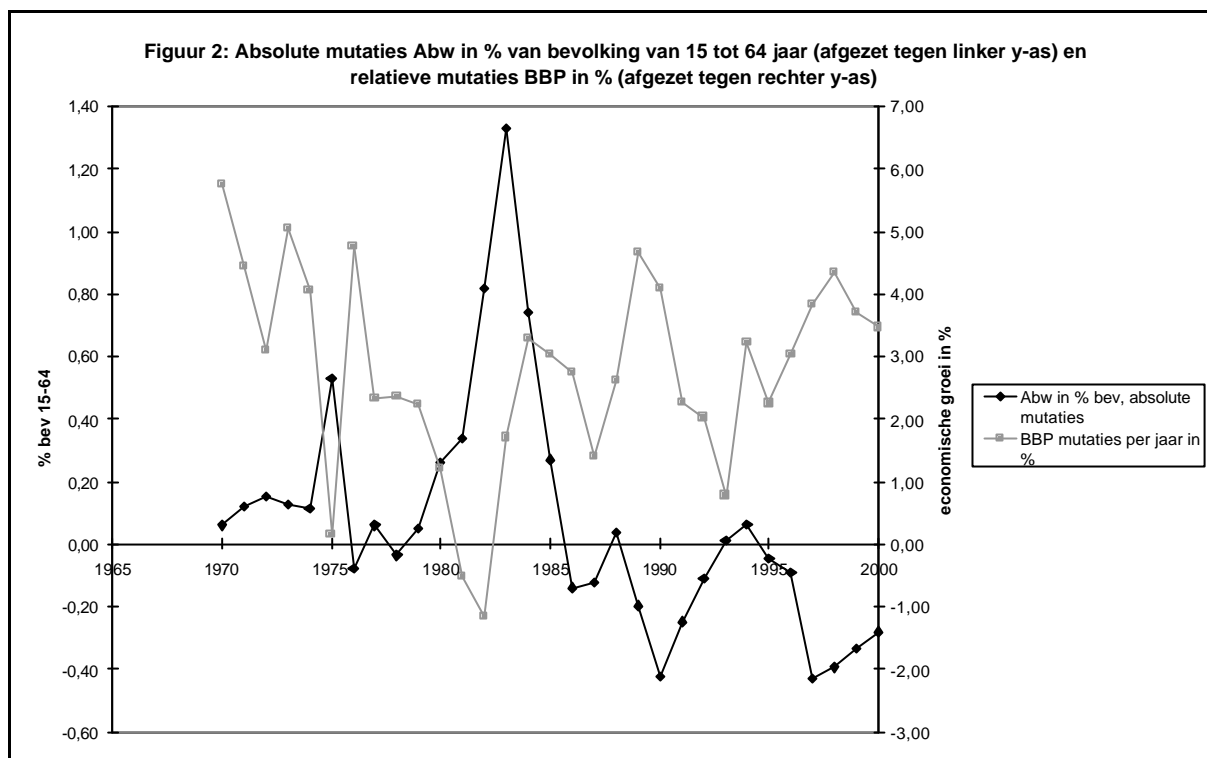


Het Abw-volume als percentage van de bevolking stijgt van 0,9% in 1969 tot 5,8% in 1985. Deze percentages komen ongeveer overeen met respectievelijk 74.000 uitkeringen en 575.000 uitkeringen. Vooral aan het begin van de jaren tachtig is de stijging sterk. Vanaf ongeveer 1985 is het percentage huishoudens met een bijstandsuitkering een aantal jaren redelijk stabiel op ruim 5,5% van de bevolking. In 1989, 1990 en 1991 daalt het weer duidelijk en vervolgens blijft het redelijk constant tot 1995. Vanaf 1995 treedt een daling op tot 3,1% in 2000³. Dit komt ongeveer overeen met 350.000 uitkeringen.

In figuur 2 is de economische groei (de relatieve mutatie van het BBP⁴ in procenten) weergegeven. Ook zijn de absolute mutaties van het Abw-volume als percentage van de bevolking van 15 tot 64 jaar weergegeven. Dit zijn dus de absolute verschillen tussen twee opeenvolgende jaren in het Abw-volume geschaald op de omvang van de bevolking (zoals weergegeven in Figuur 1). Het gebruik van absolute mutaties van het percentage Abw-uitkeringen impliceert dat een afname van het Abw-volume van bijvoorbeeld 6% van de bevolking naar 5% van de bevolking als hetzelfde wordt gezien als een afname van 2% van de bevolking naar 1% van de bevolking (namelijk in beide gevallen een afname van één procentpunt).

³ Jaargegevens over de Abw zijn t/m 2000 beschikbaar.

⁴ BBP = Bruto Binnenlands Product



De absolute mutaties van het aantal Abw-uitkeringen als percentage van de bevolking worden weergegeven met de zwarte, met ruitjes gemarkeerde lijn (ten opzichte van de linker y-as). In 1970 bijvoorbeeld, was het Abw-volume 0,98 % van de bevolking, in 1969 was dit 0,92%, dus in 1970 is het 0,06 procentpunt hoger dan in 1969. Deze lijn bevindt zich tot 1985 voornamelijk boven de x-as wat betekent dat het Abw-volume als percentage van de bevolking groeit. Na 1988 bevindt de lijn zich voornamelijk onder de x-as en daalt het percentage Abw-uitkeringen dus.

De economische groei, weergegeven met de grijze lijn die is afgezet tegen de rechteras, fluctueert tussen -1,2% (in 1982) en 5,8% (in 1970). In 2000 was de economische groei 3,5%. De ontwikkeling van de Abw is tegengesteld aan de economische groei, soms met een jaar vertraging. Een duidelijk voorbeeld is 1974 tot 1976 waarin er een flinke daling van de economische groei is in 1975 (van 4,1% in 1974 naar 0,2% in 1975) en vervolgens weer een opleving van de groei naar 4,8% in 1977. Deze economische inzinking in 1975 staat tegenover een piek in de mutaties van het relatieve Abw-volume (op de bevolking) in 1975. Van 1977 tot 1979 blijft de economische groei stabiel en schommelt de ontwikkeling van de bijstand enigszins. Vanaf 1979 is er weer een daling van de economische groei te zien (tot ca. -1,2% in 1982) en tegelijkertijd een stijging van de mutaties van het relatieve Abw-volume (naar 0,8 procentpunt in 1982 en 1,3 procentpunt in 1983). In 1989 en 1990 is er een piek in de economische groei, die gepaard gaat met een daling van het relatieve Abw-volume, met name in 1990. Na 1995 daalt het relatieve Abw-volume (met een maximale daling van 0,4 procentpunt in 1997) en is er een aanzienlijke economische groei (met een maximum gelijk aan 4,4% in 1999).

2.4. Het activeringsbeleid: cijfers en trends

Het arbeidsmarktbeleid is gekwantificeerd met behulp van data die door het ministerie van SZW worden geleverd aan de OECD. Hierin staan, vanaf 1985, de uitgaven aan arbeidsmarktbeleid, onderverdeeld in verschillende categorieën. Ook is er vanaf 1985

informatie over de instroom in verschillende regelingen⁵. De uitgaven en instroom kunnen worden onderverdeeld in scholing⁶ en gesubsidieerde arbeid⁷, waarbij gesubsidieerde arbeid weer kan worden opgesplitst in subsidies voor arbeid in de private sector en directe creatie van banen. De hoogte van de bedragen en de hoogte van de instroom geven de intensiteit van het beleid weer, waarbij de verwachting is dat hoe intensiever het beleid is, hoe meer ook het Abw-volume zal dalen. Ook zijn tijdreeksen van vervangingsvoeten opgenomen: vervangingsvoeten van werk naar Abw, van WW naar Abw en van Abw naar werk. Deze vervangingsvoeten zijn een maat voor de inkomensverandering wanneer iemand van de ene naar de andere situatie overgaat.

De beschikbare gegevens over de uitgaven aan (en instroom in) scholing en gesubsidieerde arbeid zijn niet opgesplitst naar categorieën mensen die er gebruik van maken (bijvoorbeeld WW'ers, Abw'ers en niet-uitkeringsgerechtigden). Voor deze analyse is het echter belangrijk te weten hoeveel van de scholing en gesubsidieerde arbeid voor Abw'ers is geweest. De instroom in en uitgaven aan scholing en gesubsidieerde arbeid moeten dus bij benadering worden toegedeeld aan Abw'ers, en hierbij zijn enige veronderstellingen gemaakt.

Als grove toedeling van de scholing aan Abw'ers wordt een factor op de uitgaven aan en instroom in scholing gezet. De aanname die hierbij gemaakt wordt is dat scholing is voor mensen met een werkloosheids- of een bijstandsuitkering. Wanneer dan een factor gelijk aan het Abw-volume gedeeld door het aantal werkloosheids- plus bijstandsuitkeringen wordt toegepast op de uitgaven resulteert een (grove) toedeling van de uitgaven aan Abw'ers⁸. Deze factor bedraagt gemiddeld 0,57 en schommelt tussen 0,48 en 0,67. Op de instroom van deelnemers in scholingsregelingen wordt dezelfde factor toegepast.

Ook voor de gesubsidieerde banen worden twee factoren bepaald, één voor de uitgaven t.b.v. directe creatie van banen en één voor gesubsidieerde banen in de private sector. Voor directe creatie van banen is een factor berekend voor de jaren 1993 t/m 2000. Voor de oudere jaren is de factor gelijk gesteld aan het gemiddelde van de factor over de jaren 1993 t/m 2000, te weten 52 procent. Voor gesubsidieerde banen in de private sector wordt voor alle jaren tussen 1985 en 2000 een factor gelijk aan 0,28 gehanteerd. Dit is gebaseerd op het aandeel

⁵ Uitgaven en instroomcijfers zijn voor een groter aantal jaren en voor een groter aantal regelingen beschikbaar dan standgegevens in termen van volumina.

⁶ Voor scholing zijn uitgaven voor het volgende opgenomen: CV (Centra Vakopleiding), KRS (Kaderregeling Scholing), PBVE (Primaire beroepsgerichte volwasseneneducatie), CBB, (studieregeling voor de Centra voor beroepsoriëntatie en beroepsoefening), Instituten voor vrouwenscholing [IIG (Intekenregeling Informatica Scholing GAB's), PION (Project omscholing informatica), VVS (vrouwenvakscholen) en vanaf 1993 KRS], BBSW (Bijdrageregeling bedrijfstakgewijze scholing werklozen), KVA (Knelpunten vraagzijde arbeidsmarkt), Voorzieningen art 36 WWV, PCG (Probleem Cumulatie Gebieden), BRP (Bijzondere Regionale Projecten), WIW-S&A (Wet inschakeling Werkzoekenden, onderdeel scholing en activering), Sluitende aanpak, ESF-Employment NOW, ESF-Employment Integra, ESF-30/ESF-3, Andere trajecten (uitgaven hier slechts gericht op prestatiebijdrage aan het PES).

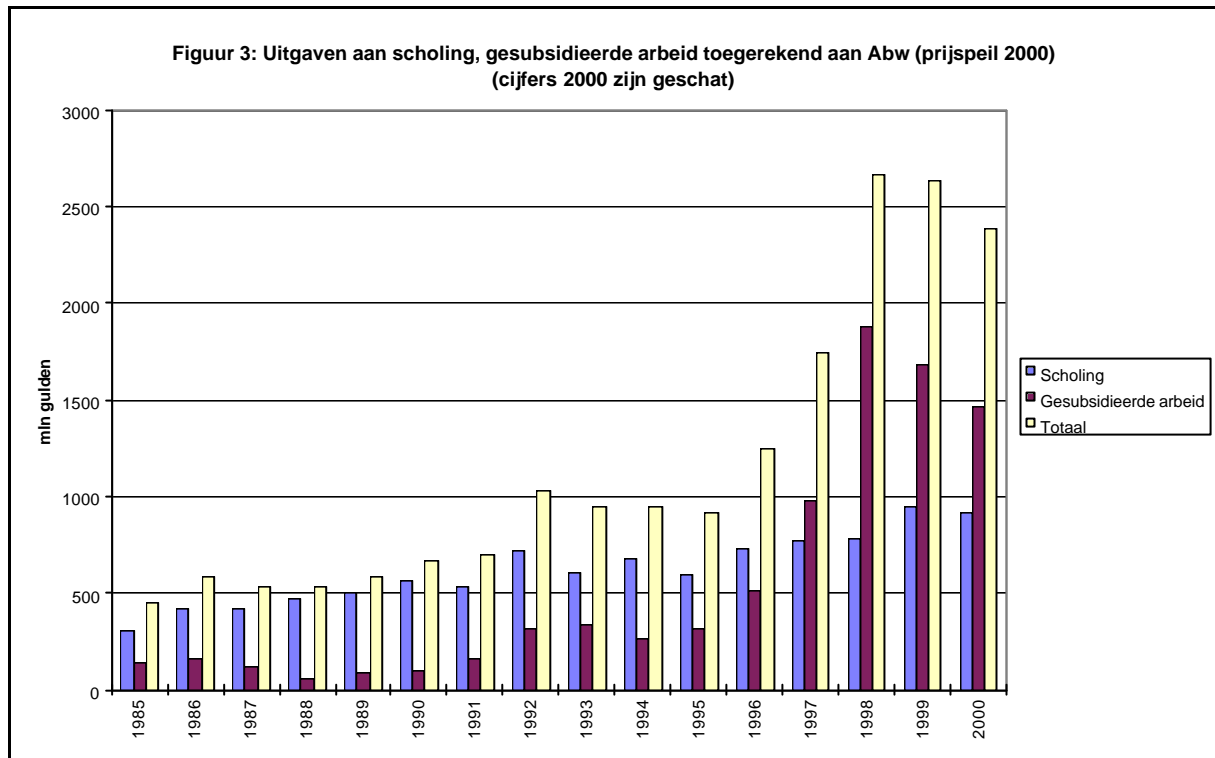
⁷ Bij gesubsidieerde arbeid gaat het om uitgaven voor het volgende:

- subsidies voor arbeid in de private sector: MOA (Maatregel Ondersteuning Arbeidsinpassing), MLW, (Maatregel Langdurig Werklozen) en Wet Vermeend/Moor (is WBA (Wet Bevordering Arbeidsinpassing)), PALL (Premieregeling Aanvaarding Lager Loon), KRA-RAP (Kaderregeling arbeidsinpassing, onderdeel reguliere arbeidsplaatsen), VU (=Vergoedingsregeling Uitzendarbeid), vanaf 1993 KRU (Kaderregeling uitzendarbeid), WVA-VLW (Wet Vermindering Afdracht loonbelasting en premie volksverzekeringen, onderdeel afdrachtskorting langdurig werklozen), EAU (Experimenten activering uitkeringsgelden)
- directe creatie van banen: WVM, TPP, KRA-WEP (Kaderregeling arbeidsinpassing, onderdeel werkervaringsplaatsen), BP (Banenpools), EWLW (Extra Werkgelegenheid Langdurig Werklozen, Melkertbanen), WIW-dienstbetrekkingen, WIW-werkervaringsplaatsen, RSP (Regeling schoonmaakdiensten particulieren).

⁸ Op deze factor is ook een gevoeligheidsanalyse uitgevoerd. De resultaten van een enigszins afwijkende factor bleken daarbij beperkt af te wijken van de hier gepresenteerde resultaten.

Abw-ers in de VLW (Voorziening Langdurig Werklozen) in 2000. Dezelfde factoren zijn wederom los gelaten op de instroom in de desbetreffende regelingen.

In figuur 3 zijn de op basis van deze factoren aan de Abw toegerekende uitgaven aan scholing en aan gesubsidieerde arbeid en het totaal hiervan weergegeven van 1985 tot en met 2000 (cijfers over het jaar 2000 zijn schattingen). De cijfers zijn gecorrigeerd voor inflatie door ze om te rekenen naar het prijspeil van 2000.



In deze figuur is te zien dat de totale uitgaven aan scholing en gesubsidieerde arbeid samen (voor zover toegerekend aan de Abw en in het prijspeil van 2000) zijn gestegen van een kleine 450 miljoen gulden in 1985 naar ca. 2670 miljoen in 1998. De kosten van gesubsidieerde arbeid waren van 1985 tot en met 1996 lager dan de kosten van scholing, vanaf 1997 zijn deze kosten hoger dan die van scholing. Van 1996 tot 1998 stijgen de totale uitgaven toegerekend aan de Abw hard. Het begin van deze stijging, 1996, komt overeen met de invoering van de nieuwe Abw.

Naast de variabelen die hierboven beschreven zijn (Abw-volume, groei van het BBP, aan Abw'ers toegerekende uitgaven voor scholing en gesubsidieerde arbeid (direct en indirect), instroom in deze regelingen, vervangingsvoeten) worden er nog een aantal variabelen in de analyses gebruikt. Dit zijn de bevolking van 15-64 jaar, het aantal werkenden (met een baan van 12 uur of meer)⁹, het aantal WW-ontslag uitkeringen (inclusief WWV, gemeten in uitkeringsjaren)¹⁰, het aantal lopende arbeidsongeschiktheidsuitkeringen, het aantal eenpersoonshuishoudens en het aantal echtscheidingen.

⁹ De jaargemiddelden zijn door ons geconverteerd naar ultimo-cijfers door het gemiddelde van twee opeenvolgende jaargemiddelden te nemen.

¹⁰ Door SZW is een benadering van het aantal lopende volledige uitkeringen op 31 december berekend door het gemiddelde van twee uitkeringsjaren te nemen

3. Modelschattingen

Er zijn twee modellen geschat, een economisch model en een economisch/demografisch model. Van beide modellen worden verschillende varianten geschat, waarbij de varianten zich onderscheiden door verschillen in de verklarende variabelen. Hieronder worden voor beide modellen twee methoden beschreven waarmee is onderzocht wat de invloed van beleid is. Bij de eerste methode (de 'voorspelmethode') worden de beleidsvariabelen die beschreven zijn in hoofdstuk 2 niet in het model opgenomen, bij de tweede methode wel.

3.1. Economisch model

De modellen van het eerste type zijn gebaseerd op een onderzoek (de Koning e.a., 1995) waarin een methode werd beschreven om de invloed van het AAJ (Activerend Arbeidsmarktbeleid voor Jongeren) op de jeugdwerkloosheid te bepalen. De auteurs stellen dat een verandering van de jeugdwerkloosheid niet volledig toegeschreven kan worden aan het gevoerde beleid. Er moet gecorrigeerd worden voor de invloed van de conjunctuur. Derhalve wordt een econometrische relatie geschat, waarbij de verandering van het werkloosheidspercentage van jongeren afhankelijk is van de werkloosheid één jaar eerder, de werkloosheid twee jaar eerder, de populatie in de jaren t en $t-1$ en de economische groei in jaar t . Naar analogie van dit model voor het AAJ is voor de Abw gekozen voor een model waarin de verandering van het Abw-percentage afhankelijk is van dit percentage in het verleden en van de economische groei. Onderstaande vergelijking vormt dus de basis van het eerste model.

$$(1) \quad \Delta ABW_t = a_0 + a_1 ABW_{t-1} + a_2 ABW_{t-2} + a_3 y_t$$

Hierbij geldt:

ABW_t	Het Abw-volume als percentage van de totale bevolking tussen 15 en 64 jaar ultimo jaar t .
ΔABW_t	De verandering van het Abw-percentage in jaar t .
y_t	De economische groei in jaar t .

Paragraaf 3.1.1 beschrijft een methode die is gebruikt om, zonder variabelen over beleid, te achterhalen of de invoering van de nieuwe Abw in 1996 heeft geleid tot een daling van het Abw-volume. In paragraaf 3.1.2 wordt een methode beschreven, waarbij de beleidsvariabelen wel zijn gebruikt.

3.1.1. Economisch model zonder beleidsvariabelen

Om, zonder beleidsvariabelen, te achterhalen of de invoering van de nieuwe Abw in 1996 heeft geleid tot een daling van het Abw-volume is het model over de periode 1971-1995 geschat en zijn hiermee de Abw-volumes van 1996 tot en met 2000 voorspeld (deze methode is gebaseerd op het onderzoek van de Koning e.a., 1995). Verschillen tussen de geschatte en de werkelijke Abw-volumes geven een indicatie van de invloed van de nieuwe Abw.

Het model is geschat over de periode 1971-1995. Voor het jaar 1983 is een dummy gebruikt, omdat bij schattingen van het model is gebleken dat 1983 een uitschieter is waarvoor een significante dummy in het model kan worden opgenomen. Deze dummy heeft de waarde 1 in 1983 en de waarde 0 in alle andere jaren. De resultaten van deze schatting staan vermeld in tabel 1.

Tabel 1

Resultaten economisch model over de periode 1971-1995

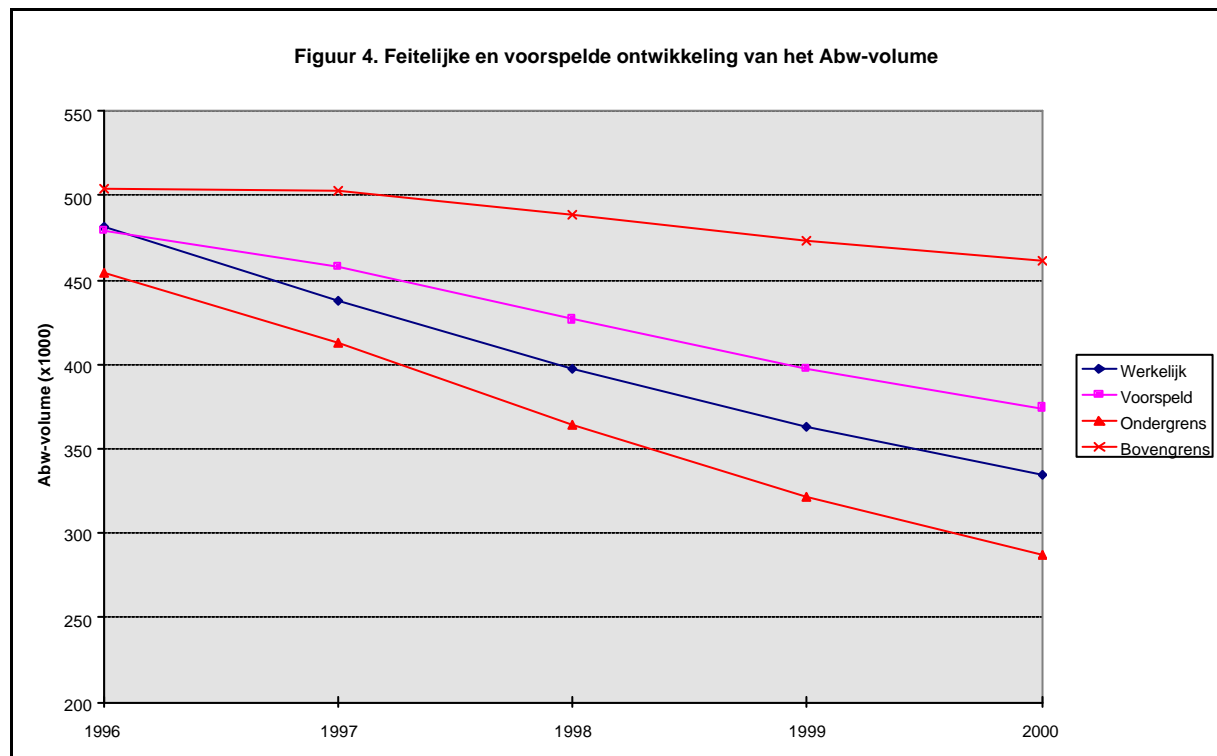
	Coëfficiënt	t-waarde
Constance	0,448	6,03
Abw -percentage t-1	0,510	6,22
Abw -percentage t-2	-0,563	-7,05
Economische groei	-0,095	-5,46
Dummy 1983	0,762	5,10

Uit deze tabel valt onder andere het volgende af te leiden:

- Alle coëfficiënten zijn significant.
- Vertragingseffecten spelen een grote rol getuige de significantie van de vertraagde waarden van het Abw-percentage.
- De coëfficiënt van de economische groei heeft het verwachte negatieve teken. Een hogere economische groei leidt tot een daling van het Abw-volume.

De eigenlijke vraagstelling is of het Abw-volume vanaf 1996, na correctie voor de economische groei, lager is komen te liggen. Op basis van de in bovenstaande tabel weergegeven relaties is een voorspelling gemaakt van de ontwikkeling van het Abw-percentage in de periode 1996-2000. Deze wordt beschouwd als een (hypothetische) situatie zonder beleid na 1995. Als het gevoerde beleid effect zou hebben gehad dan zouden we verwachten dat de feitelijke ontwikkeling van het Abw-percentage gunstiger zou zijn geweest dan de door ons geschatte ontwikkeling van het Abw-percentage. De percentages kunnen vervolgens worden omgerekend naar volume-cijfers.

Het Abw-volume kan zowel dynamisch als statisch worden voorspeld. Voor een toelichting op beide methoden wordt verwezen naar bijlage A. We volstaan hier met de opmerking dat in ons onderzoek gebruik is gemaakt van een dynamische voorspelling. De feitelijke en voorspelde Abw-volumes voor de jaren 1996-2000 zijn weergegeven in figuur 4. Verder zijn ook de onder- en bovengrens van het bij de voorspelling behorende 90% prediktie-interval weergegeven.



Uit deze figuur blijkt dat de daadwerkelijke ontwikkeling van het Abw-volume vanaf 1997 duidelijk gunstiger is geweest dan de voorspelde ontwikkeling. Het voorspelde aantal Abw-uitkeringen ultimo 2000 blijkt, op basis van de dynamische voorspelling, ongeveer 374.197 te zijn. Het werkelijke aantal personen in de Abw bedroeg op dat moment 334.990. Het verschil bedraagt dus op 31 december 2000 bijna 40.000 uitkeringen. De feitelijke ontwikkeling valt desondanks nog ruimschoots binnen het bij de voorspelling behorende prediktie-interval. Voor meer informatie hierover wordt verwezen naar bijlage A.

Er bestaan ook nog andere methoden om zonder beleidsvariabelen mogelijke verschillen tussen de periode voor en na de invoering van de nieuwe Abw te onderzoeken. Voor een korte beschrijving van deze methoden wordt verwezen naar bijlage B.

3.1.2. Economisch beleidsmodel

In de schattingen zijn tot dusver geen beleidsvariabelen opgenomen. Zoals in paragraaf 2 is beschreven zijn er van verschillende variabelen tijdreeksen die het arbeidsmarktbeleid voor Abw'ers enigszins kunnen weergeven: vervangingsvoeten, uitgaven aan scholing, uitgaven aan gesubsidieerde arbeid, instroom in scholing en instroom in gesubsidieerde arbeid. De toedeling van de cijfers aan Abw'ers is grof, omdat meer gedetailleerde gegevens over een lange periode ontbreken.

Het zou het makkelijkst zijn wanneer de beleidsvariabelen allemaal tegelijk aan het model toegevoegd kunnen worden. Gezien het feit dat gegevens over deze variabelen slechts vanaf 1985 beschikbaar zijn, is dit echter niet goed mogelijk. Daarom is ervoor gekozen om alle variabelen steeds apart toe te voegen en het onderstaande model te schatten voor de periode 1985-2000.

$$(2) \quad \Delta ABW_t = a_0 + a_1 ABW_{t-1} + a_2 ABW_{t-2} + a_3 y_t + a_4 beleid_t$$

De gegevens in tabel 2 zijn verkregen door het model hierboven te schatten met steeds één beleidsvariabele. Wanneer de constante (of een andere variabele) niet significant is, blijft deze toch opgenomen in de vergelijking.

Uit nadere analyse is echter gebleken dat een aantal van de variabelen grote samenhang vertoont met het Abw-percentages een jaar eerder. Hierdoor is lastig te bepalen wat de invloed is van de verschillende variabelen.

Om dit te illustreren zijn in tabel 2 ook de resultaten van schattingen van het model over de periode 1985-2000 weergegeven, waarbij het Abw-percentages uit jaar t-1 niet meer is opgenomen als verklarende variabele.

Tabel 2
Resultaten economisch beleidsmodel over de periode 1985-2000

Variabele	met ABW _{t-1}		zonder ABW _{t-1}	
	Coëfficiënt	t-waarde	Coëfficiënt	t-waarde
<i>Vervangingsvoeten</i>				
Vervangingsvoet van ABW naar werk	-0,445028	-0,47	-1,641761	-1,26
Vervangingsvoet van werk naar ABW	-0,708440	-0,14	-11,13149	-2,58
Vervangingsvoet van WW naar ABW	-2,939287	-0,88	-7,597330	-3,77
<i>Scholing</i>				
Bedrag in miljoenen gulden	-0,000425	-0,68	-0,001175	-3,94
Bedrag (t-1) in miljoenen gulden	-0,000402	-1,15	-0,000767	-4,30
Instroom van deelnemers (x1000)	0,003127	0,93	-0,005839	-1,85
Instroom van deelnemers (t-1,x1000)	0,002141	1,04	-0,003514	-1,79
<i>Gesubsidieerde banen*</i>				
Bedrag (totaal) in miljoenen gulden	-0,000082	-0,67	-0,000120	-0,63
Bedrag (direct) in miljoenen gulden	-0,000087	-0,64	-0,000141	-0,69
Bedrag (indirect) in miljoenen gulden	-0,000865	-0,73	-0,000033	-0,02
Bedrag (totaal, t-1) in miljoenen gulden	-0,000079	-0,57	-0,000234	-1,22
Bedrag (direct, t-1) in miljoenen gulden	-0,000087	-0,58	-0,000256	-1,23
Bedrag (indirect, t-1) in miljoenen gulden	-0,000523	-0,37	-0,001841	-0,90
Instroom van deelnemers (totaal, x1000)	-0,008736	-1,45	-0,018062	-3,66
Instroom van deelnemers (direct, x1000)	-0,018245	-1,42	-0,031402	-4,49
Instroom van deelnemers (indirect, x1000)	-0,007217	-0,93	-0,015715	-1,43
Instroom van deelnemers (totaal, t-1, x1000)	-0,013212	-1,87	-0,021628	-4,63
Instroom van deelnemers (direct, t-1, x1000)	-0,010612	-0,73	-0,033727	-3,42
Instroom van deelnemers (indirect, t-1, x1000)	-0,014267	-1,65	-0,028315	-2,98

* Indirect: subsidies voor arbeid in de private sector; direct: directe creatie van banen

De coëfficiënten voor de vervangingsvoeten van werk naar Abw en van WW naar Abw zijn negatief. Dit lijkt in tegenstelling tot wat men zou verwachten. Immers, als de vervangingsvoet voor de overgang van werk naar de Abw daalt, dan wordt werken relatief gunstiger. Een negatieve invloed van deze vervangingsvoet op de omvang van de Abw geeft echter aan dat het Abw-volume zal stijgen bij een daling van de vervangingsvoet. Dit kan waarschijnlijk verklaard worden uit het feit dat op dit niveau een vervangingsvoet niet alleen beïnvloed wordt door wijzigingen in het uitkerings- en loonniveau, maar ook door veranderingen in de populatie.

De tabel laat verder duidelijk zien dat de invloed van het weglaten van het Abw-percentages in jaar t-1 aanzienlijk is. Wanneer deze variabele niet in de vergelijking opgenomen wordt, is de invloed van de toegevoegde beleidsvariabele vaker significant.

3.2. Demografisch/economisch model

Het tweede type model is gebaseerd op de gedachte dat het Abw-volume in een jaar grotendeels verklaard kan worden met behulp van een aantal economische en demografische variabelen. De eerste variabele die als verklarende variabele in het model kan worden opgenomen is de bevolking tussen 15 en 64 jaar. Het is intuïtief duidelijk dat een grotere bevolkingsomvang zal leiden tot een hoger aantal personen in de bijstand. Daarnaast zal ook het aantal werkende personen een verklarende kunnen zijn. Als er minder niet-werkenden zijn, dan zal het aantal Abw'ers ceteris paribus lager zijn. Immers, de mensen met een Abw-uitkering zullen voornamelijk niet-werkenden zijn. Voor de WW-ontslagwerkloosheidsuitkeringen en de arbeidsongeschiktheidsuitkeringen geldt het omgekeerde. Als er meer mensen zijn met een WW- of arbeidsongeschiktheidsuitkering waarmee een inkomen van tenminste het sociaal minimum verdiend wordt, dan zal het aantal Abw'ers, ceteris paribus, lager zijn.

Mensen die niet voldoende inkomsten uit arbeid of andere uitkeringen hebben, kunnen, afhankelijk van het inkomen van een eventuele partner en hun vermogen, recht hebben op een Abw-uitkering. Dit brengt ons meteen bij nog twee andere verklarende variabelen: het aantal eenpersoonshuishoudens en het aantal eenoudergezinnen. In deze gevallen is er in elk geval geen sprake van een partner waardoor, ceteris paribus, het aantal Abw-uitkeringen toeneemt wanneer er meer eenpersoonshuishoudens of meer eenoudergezinnen zijn. Omdat gegevens betreffende de eenoudergezinnen in onvoldoende mate beschikbaar zijn, kon die reeks niet als verklarende in het model worden opgenomen. In plaats daarvan is het aantal echtscheidingen in een jaar opgenomen.

Tot slot is ook de economische groei in het model opgenomen. Voor dit model zijn min of meer dezelfde stappen uitgevoerd als voor het eerste model. Paragraaf 3.2.1 beschrijft modelschattingen zonder de beleidsvariabelen te gebruiken en in paragraaf 3.2.2 komen de schattingen met beleidsvariabelen aan de orde.

3.2.1. Demografisch/economisch model zonder beleidsvariabelen

Hieronder wordt een versie van het model besproken waarbij niet het Abw-volume verklaard wordt, maar, net als bij het economisch model, de verandering van het aantal Abw'ers als percentage van de bevolking tussen 15 en 64 jaar. We schatten derhalve de volgende vergelijking:

$$(3) \quad \Delta ABW_t = a_0 + a_1 \Delta WERK_t + a_2 \Delta WW_t + a_3 \Delta AO_t + a_4 \Delta EPH_t + a_5 ES_t + a_6 ygem_{t-1/t-2} + a_7 ygem_{t-1/t-2}^2 + a_8 dummy1983_t$$

Hierbij geldt:

ABW _t	Het Abw-volume op 31 december van jaar t als percentage van de totale bevolking tussen 15 en 64 jaar.
WERK _t	Het aantal werkende personen (langer dan 12 uur per week) op 31 december van jaar t als percentage van de totale bevolking tussen 15 en 64 jaar.
WW _t	De WW-ontslagwerkloosheid plus WWV op 31 december van jaar t als percentage van de totale bevolking tussen 15 en 64 jaar.
AO _t	Het aantal lopende AO-uitkeringen op 31 december van jaar t als percentage van de totale bevolking tussen 15 en 64 jaar.
EPH _t	Het aantal eenpersoonshuishoudens op 31 december van jaar t als percentage van de totale bevolking tussen 15 en 64 jaar.
ES _t	Het aantal echtscheidingen in jaar t als percentage van de totale bevolking tussen 15 en 64 jaar.
ygem _{t-1/t-2}	De gemiddelde economische groei in de jaren t-1 en t-2.
Δ... _t	De verandering van de desbetreffende variabele in jaar t.
dummy1983 _t	De waarde van de dummy voor het jaar 1983 in jaar t (waarde 1 voor t=1983, anders 0).

Na schatten van deze vergelijking over de periode 1972-1995 bleken de constante, de coëfficiënt voor de eenpersoonshuishoudens en de dummy voor 1983 niet significant van nul te verschillen. In tabel 3 staan de resultaten van een schatting van de vergelijking zonder deze variabelen.

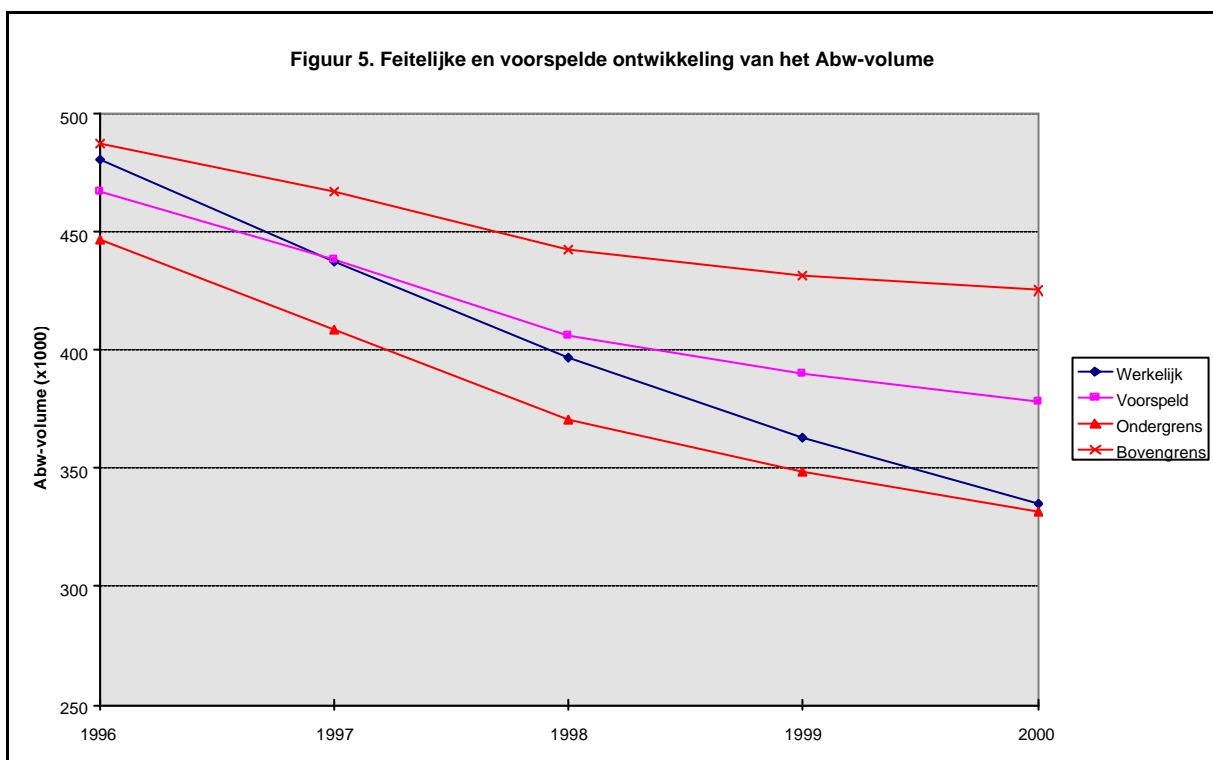
Tabel 3
Resultaten demografisch/economisch model over de periode 1972-1995

	Coëfficiënt	t-waarde
Verandering van perc. werkenden	-0,391	-7,19
Verandering van perc. WW plus WWV	-0,416	-4,04
Verandering van perc. lopende AO-uitkeringen	-0,189	-2,00
Perc. echtscheidingen	1,899	10,45
Gemiddelde economische groei	-0,298	-5,49

Uit deze tabel blijkt dat alle coëfficiënten significant van nul verschillen. Veranderingen van het percentage WW en het percentage lopende AO-uitkeringen werken negatief door op het Abw-volume. Dit betekent dat het definitie-effect van deze variabelen overheerst. Het conjunctuur-effect komt met name terug in de termen voor de economische groei.

Zoals reeds eerder vermeld, is de eigenlijke vraagstelling of het Abw-volume vanaf 1996, na correctie voor de conjunctuur, lager is komen te liggen. Om een antwoord op deze vraag te kunnen geven, is dezelfde methode als bij het economische model toegepast. Dit betekent dat in eerste instantie het Abw-volume voor de jaren 1996-2000 is voorspeld op basis van het geschatte model over de periode tot en met 1995.

De feitelijke en voorspelde ontwikkeling van het aantal personen in de bijstand voor de jaren 1996-2000 zijn weergegeven in figuur 5.



Uit figuur 5 blijkt dat het Abw-volume zich gunstiger ontwikkeld heeft dan voorspeld. Het verschil tussen de dynamische voorspelling en de feitelijke ontwikkeling bedraagt ongeveer 43.500 aan het eind van 2000. Echter, de feitelijke ontwikkeling valt nog steeds binnen de grenzen van het bij de voorspelling behorende prediktie-interval, hoewel de feitelijke ontwikkeling de ondergrens van het prediktie-interval aardig nadert. Meer hierover is te vinden in bijlage A. Enkele andere gebruikte methoden worden kort beschreven in bijlage B.

Tot zover het model zonder beleid. In de volgende paragraaf worden ook de beleidsvariabelen in het model opgenomen.

3.2.2. Demografisch/economisch beleidsmodel

Tot nu toe zijn in het tweede model nog geen beleidsvariabelen opgenomen. De verandering van het Abw-percentage wordt verklaard uit veranderingen van de percentages werkenden

(langer dan 12 uur per week), WW-ontslagwerkloosheid (inclusief WWV), lopende arbeidsongeschiktheidsuitkeringen, het percentage echtscheidingen en de gemiddelde economische groei in de afgelopen twee jaar.

In eerste instantie worden de beleidsvariabelen wederom één voor één aan de vergelijking toegevoegd. Er is voor gekozen om uit te gaan van een vergelijking waarbij die coëfficiënten opgenomen zijn die na schatting van de vergelijking zonder beleidsvariabelen over de periode vanaf 1985 significant zijn. De volgende vergelijking wordt geschat (de invloed van de constante en de verandering van het percentage arbeidsongeschiktheidsuitkeringen is niet significant):

$$(4) \Delta ABW_t = a_1 \Delta WERK_t + a_2 \Delta WW_t + a_4 \Delta EPH_t + a_5 ES_t + a_6 ygem_{t-1/t-2} + a_7 ygem_{t-1/t-2}^2 + a_8 beleid$$

De vergelijking is voor elke beleidsvariabele apart geschat in deze vorm. Wanneer andere variabelen geen significante invloed (meer) hebben, blijven ze in de vergelijking opgenomen. De vergelijking is ook, voor elke beleidsvariabele afzonderlijk, geschat zonder de term voor $\Delta(WERK)$. De samenhang tussen deze variabele en de beleidsvariabelen is in sommige gevallen namelijk ook aanzienlijk. De geschatte coëfficiënten voor de beleidsvariabelen en de bijbehorende t-waarden zijn weergegeven in de onderstaande tabel. De variabelen voor scholing en gesubsidieerde banen zijn ook een keer een jaar vertraagd opgenomen.

Tabel 4
Resultaten demografisch/economisch beleidsmodel over de periode 1985-2000

Variabele	met $\Delta(WERK)$		zonder $\Delta(WERK)$	
	Coëfficiënt	t-waarde	Coëfficiënt	t-waarde
<i>Vervangingsvoeten</i>				
Vervangingsvoet van ABW naar werk	-0,057621	-0,15	-0,921959	-1,80
Vervangingsvoet van werk naar ABW	-0,467805	-0,40	-2,329847	-1,30
Vervangingsvoet van WW naar ABW	-0,584754	-0,58	-2,791110	-2,56
<i>Scholing</i>				
Bedrag in miljoenen gulden	-0,000284	-1,45	-0,000680	-3,35
Bedrag (t-1) in miljoenen gulden	-0,000392	-3,05	-0,000620	-5,85
Instroom van deelnemers (x1000)	0,000522	0,29	-0,002196	-0,73
Instroom van deelnemers (t-1,x1000)	-0,000358	-0,18	-0,005005	-2,47
<i>Gesubsidieerde banen*</i>				
Bedrag (totaal) in miljoenen gulden	0,000033	0,29	-0,000168	-0,95
Bedrag (direct) in miljoenen gulden	0,000038	0,32	-0,000172	-0,90
Bedrag (indirect) in miljoenen gulden	-0,000037	-0,03	-0,002363	-1,25
Bedrag (totaal, t-1) in miljoenen gulden	-0,000053	-0,50	-0,000107	-0,57
Bedrag (direct, t-1) in miljoenen gulden	-0,000063	-0,56	-0,000112	-0,55
Bedrag (indirect, t-1) in miljoenen gulden	0,000251	0,20	-0,001385	-0,66
Instroom van deelnemers (totaal, x1000)	-0,002991	-0,88	-0,010113	-2,54
Instroom van deelnemers (direct, x1000)	-0,005538	-1,19	-0,014354	-2,23
Instroom van deelnemers (indirect, x1000)	-0,000794	-0,11	-0,017070	-1,91
Instroom van deelnemers (totaal, t-1, x1000)	-0,005926	-2,35	-0,010876	-2,84
Instroom van deelnemers (direct, t-1, x1000)	-0,007913	-1,82	-0,013652	-1,79
Instroom van deelnemers (indirect, t-1, x1000)	-0,012255	-2,29	-0,023410	-3,46

* Indirect: subsidies voor arbeid in de private sector; direct: directe creatie van banen

In de situatie waarbij alle variabelen in de vergelijking opgenomen blijven worden enkele significante invloeden gevonden. Voor scholing blijkt de coëfficiënt voor het bestede bedrag in jaar t-1 significant te zijn. Voor gesubsidieerde banen blijkt de instroom van deelnemers in jaar t-1 de meest geschikte variabele. Het weglaten van $\Delta(WERK)$ leidt nog tot meer significante coëfficiënten.

4. Conclusie en evaluatie

4.1. Conclusie

In deze notitie zijn de resultaten van de eerste fase van het ontwikkelen van een analysemodel Abw, een analyse op macro niveau, weergegeven. Twee typen modellen zijn geschat, een economisch model en een economisch/demografisch model. Voor beide typen modellen is zowel met als zonder beleidsvariabelen onderzocht wat het effect van beleid is geweest op de ontwikkeling van het Abw-volume.

Onderzoek, met behulp van beide typen modellen, naar de verschillen tussen de periode 1971-1995 en de periode 1996-2000 (waarbij dus geen beleidsvariabelen zijn toegevoegd) levert aanzienlijke verschillen op, maar ze zijn niet significant.

Naast modellen waarin beleid niet expliciet is opgenomen zijn er ook modellen geschat met beleidsvariabelen. Als beleidsvariabelen zijn opgenomen: vervangingsvoeten, scholing, gesubsidieerde particuliere banen en directe creatie van banen. De uitkomsten bij de vervangingsvoeten zijn niet goed te interpreteren omdat niet zuiver gekeken wordt naar prijseffecten. Impliciet zijn ook effecten door veranderingen in de samenstelling van de verschillende populaties (Abw'ers, werkenden, e.d.) meegenomen. De andere variabelen zijn wel goed te interpreteren. In het algemeen kan gesteld worden dat bijna alle gevonden effecten het goede teken hebben. De invloeden van het beleid zijn zeker niet altijd significant. Dit wil zeggen dat de modelschattingen uitwijzen dat beleidsinspanningen bijdragen aan een daling van het Abw-volume. Echter, gezien de significanties en de beperkingen van de analyse dient een duidelijk voorbehoud bij deze uitkomsten gemaakt te worden.

Concluderend kan gesteld worden dat er enige aanwijzingen gevonden zijn dat het Abw-beleid van invloed is geweest op de ontwikkeling van het Abw-volume. Veel significante invloeden zijn er echter niet gevonden. Dit wordt met name veroorzaakt doordat er maar weinig gegevens beschikbaar zijn. De verwachting is dat het onderzoek met gemeentegergegevens duidelijkere uitkomsten zal opleveren.

4.2. Beperkingen van de analyse

De analyse op macroniveau is een eerste fase en heeft een aantal beperkingen. De belangrijkste beperkingen komen hieronder aan bod. In de vervolgfase wordt aandacht besteed aan het voorkomen van deze beperkingen.

Ten eerste is de analyse gebaseerd op korte tijdreeksen. De uitgaven aan en de instroom in scholing en gesubsidieerde arbeid zijn slechts beschikbaar van 1985 tot en met 2000 (waarbij 2000 een schatting is). Voor de niet beleidsvariabelen is een langere tijdreeks gebruikt, maar voor het meten van conjunctuureffecten is het toch een vrij korte reeks. Dit heeft tot gevolg dat niet altijd alle schattingen uitgevoerd kunnen worden. Daarnaast wordt de kans dat er significante verschillen worden gevonden er door beperkt.

De tweede beperking van deze analyse is dat de toedeling van de scholing en gesubsidieerde arbeid aan de Abw (zoals beschreven in paragraaf 2.3.) vrij grof is. Zo zijn er bijvoorbeeld ook niet-uitkeringsgerechtigden die scholing kunnen krijgen. Verder zijn de Abw-uitkeringen in huishoudens gemeten, en zouden twee mensen die samenwonen allebei mogelijk scholing of gesubsidieerde arbeid kunnen ontvangen terwijl ze maar voor één uitkering worden gerekend. Echter, gegeven de beschikbare informatie lijkt er geen betere keuze.

De derde beperking van deze analyse op macro niveau is dat de data op landelijk niveau zijn zonder een onderscheid naar doelgroepen of gemeenten. De verschillen tussen gemeenten of tussen doelgroepen kunnen waardevolle informatie opleveren voor de analyse. In de tweede fase van het analysemodel Abw zal dan ook gebruik gemaakt worden van data op gemeenteniveau en zal geprobeerd worden een onderscheid in doelgroepen te maken.

Ten vierde geven de variabelen voor beleid die in deze analyse zijn gebruikt niet het gehele beleid weer (dit wordt veroorzaakt door gebrek aan cijferreeksen). In de gebruikte variabelen is een van de mogelijke effecten van de nieuwe Abw van 1996, te weten het actiever naar werk zoeken, niet meegenomen. Als Abw'ers een traject volgen is dat wel in de cijfers verwerkt, maar over zaken als vaker solliciteren, of gemotiveerder zijn in sollicitatiegesprekken zijn geen gegevens over verschillende jaren voorhanden. De methode waarbij zonder beleidsvariabelen de invloed van beleid is onderzocht zal wel alle effecten in zich hebben, maar daarnaast ook effecten die niet met het beleid te maken hebben. Hierbij moet wel opgemerkt worden dat bij deze overige effecten de conjunctuur geen rol meer speelt, omdat hiervoor is gecorrigeerd in de modellen.

Ten vijfde is er het probleem dat de ontwikkelingen van de verschillende variabelen die gebruikt worden om het Abw-volume te beschrijven met elkaar samenhangen. Dit geldt bijvoorbeeld in het eerste model voor de instroom van deelnemers bij directe creatie van banen in een jaar en het Abw-volume een jaar eerder. De waarde en de significantie van de coëfficiënten, die het effect van een verklarende variabele op de afhankelijke variabele (in dit geval de verandering van het Abw-volume als percentage van de bevolking) weergeven, zijn hierdoor niet goed te bepalen.

Voorts speelt er een probleem met het scheiden van de effecten van conjunctuur en beleid. Wanneer beleid heel effectief is, en de mensen in de Abw daardoor zeer gemotiveerd zijn om te werken en geschikte kennis en vaardigheden hebben om een baan te vinden, zal de conjunctuur een sterker effect hebben op de ontwikkeling van de Abw dan wanneer beleid minder effectief is.

Tenslotte is er het punt van de verdringing. In vele evaluatiestudies van arbeidsmarktbeleid wordt er op gewezen dat uitstroom uit een regeling kan leiden tot verdringing van anderen, die dan op hun beurt weer in de regeling terecht kunnen komen, waardoor het uiteindelijke effect van beleid laag kan uitkomen. In onze aanpak is gecorrigeerd voor dit probleem, omdat is gekeken naar de effecten op de verandering van het Abw-volume, niet alleen naar uitstroom. Dit betekent dat verdringingseffecten zijn meegenomen, omdat ook rekening is gehouden met de instroom. Dit is nog niet het hele verhaal, omdat instroom in andere regelingen niet is meegenomen. Als aangenomen wordt dat verdringing met name gevolgen heeft voor instroom in de Abw kan er echter wel van uitgegaan worden dat het model voldoende corrigeert voor dit verdringingseffect.

Literatuur

Greene, W.H., *Econometric Analysis (third edition)*, Prentice-Hall, 1997

Kluwer, 2ZW, *De kleine gids voor de Nederlandse sociale zekerheid 2001.1*, Kluwer, Deventer, 2001

Kluwer-Voorlichtingscentrum sociale verzekeringen, *De kleine gids voor de Nederlandse sociale zekerheid 1996*, Kluwer, Deventer, 1996

Koning, J. de, P.A. Donker van Heel, A. Gelderblom, P.J. van Nes, C.Th. Zandvliet, *Arbeidsvoorzieningen in perspectief*, 1995

Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, *Lijnen naar de toekomst*, Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 2000

Vereeniging van Raden van Arbeid, *De kleine gids voor de Nederlandse sociale verzekering*, Vereeniging van Raden van Arbeid, Amsterdam, 1972

Bijlage A. Voorspellen

Deze bijlage bevat de theoretische achtergrond van de voorspelmethode zoals die bij beide modellen is gebruikt. In deze bijlage zal o.a. aandacht worden besteed aan het verschil tussen statisch en dynamisch voorspellen en aan de vorming van prediktie-intervallen.

A.1. Werkwijze

Bij het gebruik van de voorspelmethode in dit onderzoek is sprake van twee disjuncte perioden. De gegevens uit de eerste periode (dataperiode) worden gebruikt om een vergelijking te schatten. Op basis van deze schatting kan vervolgens de waarde van de endogene variabele in de tweede periode (voorspelperiode) worden voorspeld.

In beide modellen in ons onderzoek komt de endogene variabele ook (impliciet) vertraagd voor. In dat geval kunnen er twee verschillende voorspelmethoden gebruikt worden: statisch en dynamisch. Bij de statische methode worden bij opeenvolgende voorspellingen steeds de werkelijke waarden van de endogene variabele in het verleden gebruikt. Bij dynamisch voorspellen daarentegen worden de voorspelde waarden gebruikt wanneer de vertraging binnen de voorspelperiode valt. Voor vertragingen die in de dataperiode vallen (en dus vóór de voorspelperiode) wordt wel de werkelijke waarde gebruikt. Statisch voorspellen kan derhalve worden gezien als het N keer 1 jaar vooruit voorspellen. Bij dynamisch voorspellen wordt in 1 keer N jaar vooruit voorspeld (vanaf het begin van de voorspelperiode).

Uitgangspunt van het onderzoek is de volgende algemene vergelijking. Hierbij geldt dat y de endogene variabele is, de x 's de verklarende variabelen zijn en u de storingsterm is. De endogene variabele wordt m keer vertraagd opgenomen. De bijbehorende aantallen jaren vertraging worden weergegeven door s_j voor $j = 1, \dots, m$ met $s_i > s_{i-1}$ voor $i = 2, \dots, m$. Deze vergelijking wordt met behulp van kleinste kwadraten geschat op basis van de gegevens in de dataperiode.

$$(A.1) \quad y_t = \sum_{i=1}^n x_{it} b_i + \sum_{j=1}^m y_{t-s_j} b_{n+j} + u_t$$

Hieruit volgen schattingen voor de parameters β_i (b_i) en de variantie van de storingsen u ($\sigma^2 = \text{MSerror}$). Daarna kunnen puntvoorspellingen geconstrueerd worden voor y_{*t} , de waarde van de endogene variabele in de jaren in de voorspelperiode. Bij deze voorspellingen kan ook een $(1-\alpha)$ prediktie-interval bepaald worden. y_{*t} ligt met kans $(1-\alpha)$ in dit interval. De grenzen van dit interval kunnen met behulp van de volgende formule worden bepaald.

$$(A.2) \quad \hat{y}_{*t} \pm t_{T-n-m}^{\alpha/2} se(f)$$

In woorden staat hier dat de grenzen van het $(1-\alpha)$ prediktie-interval voor y_{*t} gelijk zijn aan de voorspelde waarde plus of min de kritieke waarde van de t-verdeling met $T-n-m$ vrijheidsgraden maal de standaardfout van de voorspelfout. T is het aantal jaren binnen de dataperiode, $n+m$ is het aantal verklarende variabelen.

De voorspellingen hangen af van de gekozen voorspelmethode, statisch of dynamisch. Daarom worden beide methoden hieronder afzonderlijk besproken.

A.2. Statisch

Bij statisch voorspellen worden voor de vertragingen van de endogene variabele de werkelijke waarden in het verleden gebruikt. Dit betekent dat er bij de volgende afleiding geen onderscheid gemaakt hoeft te worden tussen exogene variabelen en vertraagde endogenen. Omwille van de leesbaarheid van de formules zal dit onderscheid dan ook niet gemaakt worden. De voorspellingen voor de waarde van de endogene variabele in de jaren in de voorspelperiode zijn dan gebaseerd op de onderstaande vergelijking.

$$(A.3) \hat{y}_{*t} = \sum_{i=1}^n x_{*it} b_i$$

Het werkelijke model levert echter:

$$(A.4) y_{*t} = \sum_{i=1}^n x_{*it} b_i + u_{*t}$$

Hieruit volgt dat de voorspelfout gelijk is aan:

$$(A.5) f = y_{*t} - \hat{y}_{*t} = \sum_{i=1}^n (x_{*it} b_i - x_{*it} b_i) + u_{*t} = \sum_{i=1}^n x_{*it} (b_i - b_i) + u_{*t}$$

Onder de aannamen dat het model blijft gelden in de voorspelperiode en dat de verwachting van b_i gelijk is aan β_i voor alle i , geldt dat de verwachting van de voorspelfout gelijk is aan 0.

De variantie van f wordt als volgt berekend:

$$(A.6) \text{var}(f) = \text{var}\left(\sum_{i=1}^n x_{*it} (b_i - b_i)\right) + \text{var}(u_{*t}) =$$

$$\sum_{i=1}^n x_{*it}^2 \text{var}(b_i) + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n x_{*it} x_{*jt} \text{cov}(b_i, b_j) + \text{var}(u_{*t})$$

De wortel uit deze variantie levert de standaardfout van f . Uit de bovenstaande vergelijking blijkt dat de voorspelfout uit twee delen bestaat, te weten:

- de variantie door de random storingen in de voorspelperiode
- de variantie veroorzaakt door het gebruik van de b_i 's als schatter voor de β_i 's

Binnen dit onderzoek is de variantie door de random storingen vele malen groter dan de variantie die wordt veroorzaakt door het gebruik van de b_i 's als schatter voor de β_i 's.

A.3. Dynamisch

Bij dynamisch voorspellen wordt de voorspelde waarde van de endogene variabele in het verleden gebruikt om puntvoorspellingen te maken (mits die voorspelling bestaat, anders wordt de werkelijke waarde gebruikt). Deze puntvoorspellingen voor de waarde van de endogene variabele in de jaren in de voorspelperiode zijn gebaseerd op de onderstaande vergelijking.

$$(A.7) \hat{y}_{*t} = \sum_{i=1}^n x_{*it} b_i + \sum_{j=1}^m \hat{y}_{*t-s_j} b_{n+j}$$

In tegenstelling tot bij de statische voorspelling is nu een deel van de waarden van de verklarende variabelen gebaseerd op een voorspelling. Deze variabelen liggen dus niet meer vast, maar zijn stochastisch en herbergen een bron van onzekerheid. Het werkelijke model levert:

$$(A.8) y_{*t} = \sum_{i=1}^n x_{*it} b_i + \sum_{j=1}^m y_{*t-s_j} b_{n+j} + u_{*t}$$

Hieruit volgt dat de voorspelfout gelijk is aan:

$$(A.9) f = y_{*t} - \hat{y}_{*t} = \sum_{i=1}^n x_{*it} (b_i - \hat{b}_i) + \sum_{j=1}^m (y_{*t-s_j} b_{n+j} - \hat{y}_{*t-s_j} b_{n+j}) + u_{*t}$$

Onder enkele aannamen is de verwachting van f ook bij dynamisch voorspellen gelijk aan 0.

Hieronder wordt kort aangegeven hoe de variantie van de voorspelfout door EViews wordt berekend (Greene, pag. 814). Bij deze methode wordt aangenomen dat de parameters bekend zijn, iets wat in de praktijk niet waar zal zijn. De werkelijke variantie wordt daarmee onderschat. Er is dan ook wel een andere formule, maar daarbij wordt een covariantie-term genegeerd. Het is niet duidelijk welk van de twee alternatieven de beste optie is. De precieze vorm van de variantie is alleen in de eenvoudigste gevallen bekend.

De variantie van de voorspelfout is gelijk aan:

$$(A.10) s^2 \sum_{i=0}^{l-1} \Psi_i^2$$

Hierbij is l het aantal jaren dat vooruit voorspeld wordt. Uit deze vergelijking volgt direct dat de variantie nooit zal afnemen als er een extra jaar vooruit voorspeld wordt. De Ψ_i 's volgen uit de onderstaande vergelijking:

$$(A.11) (\Psi_0 + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \dots) (1 - \sum_{j=1}^m b_{n+j} L^j) = 1$$

Hierbij staat L voor de vertragingoperator: $L^s Y_t = Y_{t-s}$ en $L^i L^j = L^{i+j}$.

Voor vijf jaar vooruit voorspellen moeten Ψ_0 tot en met Ψ_4 worden berekend. Dit gebeurt door de vergelijking op te delen voor elke macht van L . Deze berekening is afhankelijk van de opgenomen vertragingen, maar voor L^0 geldt altijd $\Psi_0 L^0 = 1 L^0$, dus $\Psi_0 = 1$. Dientengevolge is de variantie van de voorspelfout bij één jaar dynamisch vooruit voorspellen gelijk aan σ^2 . De berekening voor de resterende jaren wordt hieronder per model toegelicht.

A.3.1. Economisch model

	Formule	Berekening
$\Psi_0 (L^0=1)$	$\Psi_0 = 1$	$\Psi_0 = 1$
$\Psi_1 (L^1)$	$\Psi_1 = b_{n+1}\Psi_0$	$\Psi_1 = 1,510001 \cdot 1 = 1,510001$
$\Psi_2 (L^2)$	$\Psi_2 = b_{n+2}\Psi_0 + b_{n+1}\Psi_1$	$\Psi_2 = -0,562884 \cdot 1 + 1,510001 \cdot 1,510001 = 1,717219$
$\Psi_3 (L^3)$	$\Psi_3 = b_{n+2}\Psi_1 + b_{n+1}\Psi_2$	$\Psi_3 = -0,562884 \cdot 1,510001 + 1,510001 \cdot 1,717219 = 1,743047$
$\Psi_4 (L^4)$	$\Psi_4 = b_{n+2}\Psi_2 + b_{n+1}\Psi_3$	$\Psi_4 = -0,562884 \cdot 1,717219 + 1,510001 \cdot 1,743047 = 1,665408$

Op basis van deze gegevens kan de variantie en daarmee ook de standaardfout van de voorspelfout worden bepaald. Met behulp van deze standaardfout kan een tweezijdig $(1-\alpha)$ prediktie-interval worden geconstrueerd. Wanneer het model ook geldt voor de jaren in de voorspelperiode zal het werkelijke Abw-volume met kans $(1-\alpha)$ binnen dit interval liggen. In de onderstaande tabel wordt de ontwikkeling van de standaardfout naarmate er meer jaren vooruit wordt voorspeld weergegeven. Daarnaast worden ook de voorspelde en de werkelijke waarde van het Abw-volume gepresenteerd.

Jaren vooruit	Standaardfout van f	Abw-volume	
		Voorspeld	Werkelijk
1	14.316	479.089	481.140
2	26.025	457.817	437.390
3	36.038	426.563	397.140
4	44.173	397.489	363.200
5	50.674	374.196	334.990

Uit deze gegevens blijkt dat de standaardfout snel toeneemt naarmate er verder vooruit wordt voorspeld. Wanneer formule (A.2) wordt gebruikt blijkt dat het verschil tussen het voorspelde en het werkelijke Abw-volume te klein is om te kunnen concluderen dat er sprake is van een significant verschil.

A.3.2. Demografisch/economisch model

In dit model is impliciet ook een vertraging opgenomen omdat niet het Abw-percentage aan het eind van een jaar verklaard wordt, maar de verandering van het Abw-percentage in een jaar. Voor dit model geldt:

	Formule	Berekening
$\Psi_0 (L^0=1)$	$\Psi_0 = 1$	$\Psi_0 = 1$
$\Psi_1 (L^1)$	$\Psi_1 = b_{n+1} \cdot \Psi_0$	$\Psi_1 = 1 \cdot 1 = 1$
$\Psi_2 (L^2)$	$\Psi_2 = b_{n+1} \cdot \Psi_1$	$\Psi_2 = 1 \cdot 1 = 1$
$\Psi_3 (L^3)$	$\Psi_3 = b_{n+1} \cdot \Psi_2$	$\Psi_3 = 1 \cdot 1 = 1$
$\Psi_4 (L^4)$	$\Psi_4 = b_{n+1} \cdot \Psi_3$	$\Psi_4 = 1 \cdot 1 = 1$

In de onderstaande tabel worden de ontwikkeling van de standaardfout en de voorspelde en de werkelijke waarde van het Abw-volume gepresenteerd.

Jaren vooruit	Standaardfout van f	Abw-volume	
		Voorspeld	Werkelijk
1	11.938	467.338	481.140
2	16.946	438.132	437.390

3	20.855	406.486	397.140
4	24.199	390.063	363.200
5	27.229	378.538	334.990

Uit de gegevens in deze tabel blijkt dat de standaardfout ook hier nog steeds behoorlijk toeneemt naarmate er verder vooruit wordt voorspeld. De toename is echter veel geringer dan bij het economisch model. Met behulp van formule (A.2) kan berekend worden dat het werkelijke Abw-volume na 5 jaar nog net binnen het 90% prediktie-interval valt.

A.4. Conclusie

De gevonden verschillen tussen de gerealiseerde Abw-volumes en de voorspelde Abw-volumes zijn, ondanks dat ze aanzienlijk zijn, te klein om significant te zijn. Voor wat betreft de statische voorspelmethode wordt dit vooral veroorzaakt door de variantie van de storingsterm. Bij de dynamische methode komt hier ook nog variantie bij doordat voor de endogene variabele niet de werkelijke waarden uit het verleden worden gebruikt, maar de voorspelde waarden. Dit zorgt ervoor dat het prediktie-interval snel breder wordt naarmate er meer jaren vooruit voorspeld wordt.

Bijlage B. Overige methoden

B.1. Inleiding

In dit document wordt een methode beschreven waarmee bepaald kan worden of er verschillen bestaan tussen de periode voor en na invoering van de nieuwe Abw. Er zijn echter ook andere methoden gebruikt, te weten:

- Schatting van de vergelijking voor de gehele periode.
- De Chow voorspeltoets.
- De Wald-toets.

Deze methoden zullen hieronder kort worden toegelicht. Na de toelichting volgen tabellen met de resultaten van de genoemde toetsen.

Schatting van de vergelijking voor de gehele periode.

Bij de besproken voorspelmethode wordt de vergelijking geschat op basis van gegevens over de periode tot de invoering van de nieuwe Abw. Vervolgens wordt het Abw-volume in de jaren na invoering van de nieuwe Abw voorspeld. Het is ook mogelijk de vergelijking te schatten over de gehele periode. Er wordt dan een dummy in het model opgenomen die de waarde 1 aanneemt voor de jaren 1996-2000, en de waarde 0 voor de overige jaren. Wanneer deze dummy een significante invloed heeft, is er een verschil tussen de jaren voor en de jaren vanaf 1996. Echter, voor geen van de modellen wordt een significante dummy gevonden.

De Chow voorspeltoets.

Bij de voorspeltoets wordt de vergelijking geschat op basis van gegevens over de periode tot de invoering van de Abw. Met behulp van de geschatte relatie worden voorspellingen gegenereerd voor de jaren vanaf 1996. Wanneer de voorspelde waarden ver van de werkelijke waarden liggen, betekent dit dat de geschatte vergelijking niet geldt voor de periode na 1996.

NB: Er bestaat overigens ook een Chow toets op parameter constantheid. Hiermee kan getoetst worden of de waarde van de geschatte coëfficiënten in twee deel-periodes gelijk is. Deze toets kan echter niet binnen ons onderzoek worden gebruikt omdat hiervoor beide periodes minstens evenveel jaar moeten beslaan als het aantal te schatten coëfficiënten, hetgeen hier niet het geval is.

De Wald-toets.

Met behulp van de Wald-toets kunnen restricties voor de coëfficiënten getoetst worden. In feite wordt bepaald hoe dicht de schatting in een model zonder restrictie ligt bij de waarde op basis van deze restrictie. Op deze manier kan dus ook onderzocht worden of de schattingen van de afzonderlijke coëfficiënten over de gehele periode afwijken van de schattingen over de periode tot en met 1995.

B.2. Tabellen

In onderstaande tabellen staan de resultaten van de Chow voorspeltoets en de Wald-toets voor beide modellen. Geen van de toetsen leidt tot verwerping van de nulhypothese. Er kan derhalve op basis van deze toetsen niet geconcludeerd worden dat er significante veranderingen zijn opgetreden na de invoering van de nieuwe Abw in 1996.

Economisch model

Tabel B.1. De Chow voorspeltoets.

Dataperiode:	1971-1995	
Voorspelperiode:	1996-2000	Overschrijdingskans
		s
F-waarde:	0,528	0,75
Log likelihood ratio:	3,719	0,59

Tabel B.2. De Wald-toets.

Variabele	Coëfficiënt		Wald - toets	
	1971 - 1995	1971 - 2000	F-statistic	Overschrijdingskans
Constante	0,448	0,456	0,012	0,912
ABW-perscentage t-1	0,510	0,517	0,010	0,920
ABW-perscentage t-2	-0,563	-0,572	0,018	0,894
Economische groei	-0,095	-0,098	0,045	0,834
Dummy voor 1983	0,762	0,760	< 0,001	0,984

Demografisch/economisch model

Tabel B.3. De Chow voorspeltoets.

Dataperiode:	1972-1995	
Voorspelperiode:	1996-2000	Overschrijdingskans
		s
F-waarde:	1,083	0,40
Log likelihood ratio:	7,626	0,18

Tabel B.4. De Wald-toets.

Variabele	Coëfficiënt		Wald - toets	
	1972 - 1995	1972 - 2000	F-statistic	Overschrijdingskans
Verandering van perc. werkenden	-0,391	-0,423	0,433	0,52
Verandering van perc. WW plus WWV	-0,416	-0,430	0,018	0,90
Verandering van perc. lopende AO-uitkeringen	-0,189	-0,226	0,164	0,69
Perc. echtscheidingen	1,899	1,840	0,112	0,74
Gemiddelde economische groei	-0,298	-0,272	0,246	0,62
Gemiddelde economische groei gekwadrateerd	0,048	0,042	0,372	0,55