

Onderzoeksmemorandum

No 120

Arbeidsongeschikt of werkloos?

Een verdeelmodel voor de inactiviteit

Ed W.M.T. Westerhout

Centraal Planbureau, Den Haag, juni 1995

Centraal Planbureau
Van Stolkweg 14
Postbus 80510
2508 GM Den Haag

Telefoon (070) 338 33 80
Telefax (070) 338 33 50

ISBN 90 5635 0153

De verantwoordelijkheid voor de inhoud van dit Onderzoeks Memorandum ligt bij de auteur(s)

Arbeidsongeschikt of werkloos?

Een verdeelmodel voor de inactiviteit

Ed W.M.T. Westerhout *

Samenvatting:

Dit onderzoeksmemorandum ontwikkelt een verdeelmodel voor de inactiviteit, de som van werkloosheid en arbeidsongeschiktheid. Een keuringsorganisatie verdeelt de inactiviteit over werkloosheidsregelingen (WW/WWV/RWW) en arbeidsongeschiktheidsregelingen (WAO/AAW/ZW). Een empirische schatting toont dat ongeveer de helft van de participatie in arbeidsongeschiktheidsregelingen als verborgen werkloosheid kan worden gekarakteriseerd. Een verlaging van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen met één procent bij gegeven werkloosheidsuitkeringen heeft een verschuiving van arbeidsongeschiktheids- naar werkloosheidsregelingen op lange termijn met ongeveer 30.000 uitkeringsjaren tot gevolg.

* De auteur dankt J. Graafland en diverse andere collega's voor waardevolle opmerkingen bij een eerdere versie van dit onderzoeksmemorandum. Verder gaat dank uit naar P. Arts, P.

ten Cate en P. Keus voor het datamateriaal en A. Nibbelink voor het maken van de grafieken.

1. Inleiding

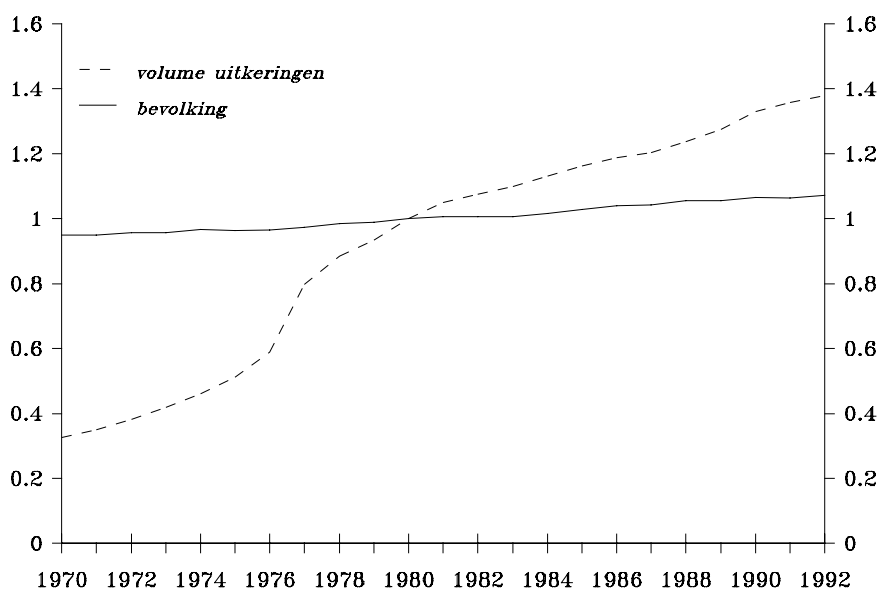
Gedurende de jaren zeventig en tachtig is de deelname aan arbeidsongeschiktheidsregelingen fors gestegen. De bij de introductie van de WAO in 1967 levende verwachting dat ca. 200.000 mensen in de arbeidsongeschiktheid zouden terechtkomen, bleek vele malen te worden overtroffen. In 1991 overschreed het aantal WAO- en AAW-gerechtigden zelfs de 900.000. Figuur 1 toont het verloop van indices voor het volume van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen en dat van de bevolking voor de periode 1970-1992, waarbij beide indices voor 1980 op één zijn gezet. Uit de figuur blijkt dat de groei in de eerstgenoemde variabele bijna vier maal zo groot is geweest als de groei in de laatstgenoemde variabele.¹

Deze ontwikkeling past in een internationaal patroon. Ook in veel andere geïndustrialiseerde landen is het aantal participanten in arbeidsongeschiktheidsregelingen in de loop der jaren sterk gegroeid. Haveman *et al.* (1984) becijferen in een studie naar arbeidsongeschiktheid in acht geïndustrialiseerde landen voor de periode 1968-1978 een jaarlijks gemiddelde groei van zo'n 6 procent. Toch is de Nederlandse situatie afwijkend. In de genoemde periode was Nederland met een jaarlijkse toeneming van 11 procent de sterkste stijger. Prins (1991) concludeert in een vergelijkende studie dat de deelname aan arbeidsongeschiktheidsregelingen in Nederland tweemaal zo hoog is als in Duitsland en België. Het spiegelbeeld hiervan is de participatie op de arbeidsmarkt. Deze ligt in Nederland lager dan het gemiddelde in de EG, zowel bij mannen als bij vrouwen (WRR (1990)).

Deels reflecteert de genoemde ontwikkeling de expansie van de verzorgingsstaat, welke de kring van verzekerden geleidelijk heeft uitgebreid. De groei in het aantal uitkeringsgerechtigden in relatie tot het aantal verzekerde personen zal echter door andere factoren moeten worden verklaard. In de literatuur worden twee alternatieve, elkaar niet uitsluitende, verklaringen aangereikt voor het toegenomen beroep op arbeidsongeschiktheidsregelingen. De eerste is dat arbeidsongeschiktheidsuitkeringen het voor werknemers aantrekkelijk maken om arbeidsongeschiktheid voor te wenden teneinde vervroegd de arbeidsmarkt te kunnen verlaten. In deze redenering vergelijken werknemers hun inkomensperspectieven op de arbeidsmarkt met de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen en bepalen ze op basis van deze vergelijking of het loont om te trachten een arbeidsongeschiktheidsuitkering te bemachtigen. Zij houden bij hun beslissing rekening met hun feitelijke

¹ Deze vergelijking abstraheert van demografische ontwikkelingen die in de beschouwde periode tot een stijging van het bevolkingsaandeel van oudere werknemers met relatief hoge WAO-fracties hebben geleid. Correctie hiervoor maakt dat de groei van de bevolking ongeveer een kwart hoger komt te liggen, zodat het weinig gevolgen heeft voor het hierboven genoemde verschil in groeicijfers.

Figuur 1: Arbeidsongeschiktheidsuitkeringen en bevolking (1980=1)



gezondheid, aangezien dat één van de factoren is die bepaalt of hun claim al dan niet zal worden gehonoreerd. Onderzoeken voor de VS (Parsons (1980, 1982), Haveman en Wolfe (1984), Haveman *et al.* (1988)) suggereren dat er inderdaad een verband tussen de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen en de deelname aan arbeidsongeschiktheidsregelingen bestaat. Doherty (1979) heeft voor het VK empirische ondersteuning gevonden voor deze hypothese. Daarnaast hebben Aarts en De Jong (1990) voor Nederland geconcludeerd dat de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen van invloed is op het aantal mensen in arbeidsongeschiktheidsregelingen.

Een tweede verklaring neemt de arbeidsmarktparticipatie als uitgangspunt. Wanneer werknemers, om wat voor reden dan ook, voor een lagere of helemaal geen participatie opteren, staan hun verschillende uittredemogelijkheden ter beschikking.² Werkloosheidsregelingen vormen één mogelijkheid, arbeidsongeschiktheidsregelingen een tweede. Voor oudere werknemers is er daarnaast nog de mogelijkheid van vervroegde uittreding.³ In deze redenering zal een lagere partici-

² Zie voor een discussie over substitutie-mogelijkheden in de sociale zekerheid Lindbeck (1994).

³ Zie Woittiez *et al.* (1994) voor een model waarin oudere werknemers de arbeidsmarkt kunnen verlaten via drie verschillende routes, namelijk de WW, de WAO en de VUT.

patie op de arbeidsmarkt zich niet alleen vertalen in een groter beroep op regelingen voor werkloosheid en vervroegde uittreding, maar ook in een grotere deelname aan arbeidsongeschiktheidsregelingen. De ontwikkeling van het aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen is dan gecorreleerd met die van het aantal werkloosheidsuitkeringen. Van den Bosch en Petersen (1980a, 1980b, 1983a) en Roodenburg en Wong Meeuw Hing (1985) hebben voor Nederland inderdaad een dergelijke correlatie gevonden. Daarnaast hebben Hassink en Van Ours (1994) geconstateerd dat de instroom in de arbeidsongeschiktheid gecorreleerd is met de werkgelegenheidsontwikkeling op bedrijfsniveau.

Het nadeel van deze twee onderzoeklijnen is dat ze beide slechts een partiële verklaring bieden van deelname aan arbeidsongeschiktheidsregelingen door óf de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen óf de werkloosheid als belangrijkste factor aan te wijzen. Deze keuze is ongelukkig omdat beide factoren een rol kunnen spelen. Bovendien kan de invloed van elk van de factoren van de andere factor afhankelijk zijn. Zo kan de mate waarin een oplopende werkloosheid in een toename van het aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen resulteert, met de uitkeringshoogte samenhangen. Daarnaast kan de invloed van een verhoging of verlaging van het niveau van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen op het aantal uitkeringen samenhangen met de omvang van de werkloosheid. Verwaarlozing van deze onderlinge samenhangen impliceert dat de gevonden verbanden onjuist kunnen zijn en in ieder geval niet op andere situaties dan de geanalyseerde mogen worden geprojecteerd.

Dit onderzoeksmemorandum ontwikkelt een verdeelmodel voor de inactiviteit dat de onderlinge samenhangen tussen arbeidsongeschiktheid, werkloosheid en arbeidsongeschiktheidsuitkeringen benadrukt. Hierdoor is niet alleen mogelijk aan te geven hoe de participatie in arbeidsongeschiktheidsregelingen samenhangt met uitkeringshoogte en werkloosheid, maar ook hoe de gevoeligheid van de participatie in arbeidsongeschiktheidsregelingen voor veranderingen in deze twee factoren in de loop der tijd is gewijzigd. Door de micro-economische onderbouwing van het keuzegedrag van de keuringsorganisatie in dit model is het daarnaast in staat expliciet te maken hoe factoren als uitkeringshoogte, uitkeringsduur, keuringscriteria en feitelijke arbeidsongeschiktheid op deze participatie inwerken.

Het model postuleert een keuringsorganisatie die werkloze en arbeidsongeschikte werknemers verdeelt over arbeidsongeschiktheidsregelingen en werkloosheidsregelingen. De omvang van de inactiviteit, hier de som van werkloosheid en arbeidsongeschiktheid, is exogeen. Daarnaast laten we de VUT-regelingen eenvoudigshalve buiten beschouwing. Deze regelingen hebben een meer beperkte reikwijdte dan regelingen voor werkloosheid en arbeidsongeschiktheid, omdat ze alleen op oudere werknemers van toepassing zijn. Dit betekent overigens niet dat het bestaan van VUT-regelingen niet op het model inwerkt. De introductie van de

VUT heeft volgens het hier ontwikkelde model zowel het aantal personen in werkloosheidsregelingen als dat in arbeidsongeschiktheidsregelingen verminderd.

De keuringsorganisatie in het model is door de overheid aangewezen om de arbeidsongeschiktheidsgraad van inactieve werknemers vast te stellen. De keuze voor deze institutionele vormgeving berust op de gedachtengang dat deze organisatie beter dan de overheid in staat is om de mate van arbeidsongeschiktheid van inactieve werknemers te bepalen. Het nadeel van deze opzet van instituties is dat de keuringsorganisatie verleid kan worden om hogere arbeidsongeschiktheidsuitkeringen toe te kennen dan op grond van de feitelijke arbeidsongeschiktheidsgraad gerechtvaardigd is. Het feit dat keuringsartsen in de praktijk alleen bij te lage inschattingen van de arbeidsongeschiktheidsgraad de kans lopen met een beroepsprocedure te maken te krijgen, speelt hierbij een rol. Daarnaast kan de keuringsorganisatie zich dusdanig betrokken voelen bij de inactieve werknemer en de werkgever, dat het hun financiële en niet-financiële voorkeuren voor arbeidsongeschiktheids- danwel werkloosheidsregelingen in zijn afweging betreft. Indien hogere arbeidsongeschiktheidsuitkeringen worden toegekend dan op grond van de arbeidsongeschiktheidsgraad gerechtvaardigd is, is sprake van oneigenlijk gebruik.

Kenmerkend voor de gekozen modellering is dat werkloosheidsregelingen en arbeidsongeschiktheidsregelingen substituten zijn. De substitutie-mogelijkheden worden bepaald door de financiële kenmerken van de twee typen regelingen en door de kenmerken van de relatie tussen keuringsorganisatie en overheid. Het is dus het verschil tussen werkloosheids- en arbeidsongeschiktheidsuitkeringen dat bepalend is voor de verdeling van inactiviteit over arbeidsongeschiktheids- en werkloosheidsregelingen en een gelijkwaardige bijstelling van de hoogte van zowel werkloosheids- als arbeidsongeschiktheidsuitkeringen heeft dus geen gevolgen voor het aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen in relatie tot de totale inactiviteit. Dit wil niet zeggen dat een simultane verlaging van zowel arbeidsongeschiktheids- als werkloosheidsuitkeringen geen effecten op het aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen zou kunnen sorteren. Lagere uitkeringen kunnen het zoekgedrag van werklozen stimuleren en zo bijdragen aan lagere werkloosheid. Daarnaast kunnen ze loonmatiging bevorderen hetgeen eveneens de arbeidsmarkt verbetert. Voorts creëren ze ruimte voor lastenverlichting, hetgeen een additionele werkloosheidsreductie tot gevolg kan hebben. Deze effecten, die alle drie lopen via het totale niveau van inactiviteit, vallen echter buiten het kader van de onderhavige analyse.

Het ontwikkelde model biedt een geschikt kader om de verdeling van werkloosheid en arbeidsongeschiktheid over de verschillende regelingen van sociale zekerheid empirisch te benaderen. Zodoende kan inzicht worden verkregen in de omvang van de verborgen werkloosheid (werkloosheid in arbeidsongeschiktheidsregelingen) hetgeen van belang is voor een juiste inschatting van zowel de werkloosheids- als de arbeidsongeschiktheidsproblematiek. Daarnaast kan de invloed van de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen zichtbaar worden gemaakt. In

tegenstelling tot veel ander onderzoek nemen we het bestand aan uitkeringen als uitgangspunt, aangezien niet alleen de instroom maar ook de uitstroom door economische factoren kan worden bepaald.

De empirische schattingen in dit onderzoeksmemorandum laten zien dat er een behoorlijke mate van substitutie tussen werkloosheids- en arbeidsongeschiktheidsregelingen bestaat. Ongeveer de helft van de deelname aan arbeidsongeschiktheidsregelingen blijkt als verborgen werkloosheid te kunnen worden gekarakteriseerd. Daarnaast blijkt het verschil tussen arbeidsongeschiktheids- en werkloosheidsuitkeringen van groot belang voor de verdeling van werkloosheid over de twee typen regelingen: de gepresenteerde schatting duidt op een verschuiving van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen naar werkloosheidsuitkeringen van zo'n 30.000 uitkeringsjaren voor elk procent waarmee de arbeidsongeschiktheidsuitkeringen bij gegeven werkloosheidsuitkeringen worden verlaagd.

De opzet van dit onderzoeksmemorandum is als volgt. Paragraaf 2 schetst de theoretische structuur van het model. Paragraaf 3 presenteert enkele empirische schattingen. Paragraaf 4 bevat afsluitende opmerkingen.

2. De theoretische structuur van het model

In dit onderzoeksmemorandum hanteren we economische definities voor inactiviteit, IA , arbeidsongeschiktheid, DIS , en werkloosheid, U . Inactiviteit definiëren we als het totaal van uitkeringen in het kader van werkloosheidsregelingen (WW/-WWV/RWW) en arbeidsongeschiktheidsregelingen (WAO/AAW/ZW). De eerste groep uitkeringen duiden we aan met US (*unemployment schemes*), de tweede met DS (*disability schemes*). Arbeidsongeschikt zijn die werknemers die door medische oorzaak een arbeidsproductiviteit van nul hebben. Werkloos zijn alle inactieve werknemers die niet arbeidsongeschikt zijn; zij hebben per definitie een productiviteit groter dan nul. De gekozen definities impliceren dat $IA = US + DS$ en dat $IA = DIS + U$. Alle begrippen refereren aan uitkeringsjaren: een uitkeringsgerechtigde met een restverdien capaciteit van 60% wordt in ons model voor 60% als werkloos en voor 40% als arbeidsongeschikt beschouwd.

Combinatie van bovenstaande uitdrukkingen voor de inactiviteit geeft een uitdrukking voor de werkloosheid: $U = US + (DS - DIS)$. Uit deze uitdrukking blijkt dat ons begrip werkloosheid niet alleen de 'officiële' werkloosheid in werkloosheidsregelingen omvat (US), maar ook de verborgen werkloosheid in arbeidsongeschiktheidsregelingen ($DS - DIS$). Tegelijkertijd impliceren onze definities dat onderscheid moet worden gemaakt tussen het aantal deelnemers in arbeidsongeschiktheidsregelingen, DS , en het aantal arbeidsongeschikten, DIS .

Ten behoeve van de modellering postuleren we een representatieve werknemer die één uitkeringsjaar belichaamt en die bijgevolg voor een gedeelte $dis \equiv DIS/IA$ van een uitkeringsjaar arbeidsongeschikt is en voor het resterende gedeelte werk-

loos, $u \equiv U/IA$. Deze werknemer ontvangt voor een gedeelte $ds \equiv DS/IA$ van het uitkeringsjaar een arbeidsongeschiktheidsuitkering en voor het resterende deel $us \equiv US/IA$ een werkloosheidsuitkering.

Voor welk deel van het uitkeringsjaar de representatieve werknemer een arbeidsongeschiktheidsuitkering ontvangt, wordt bepaald door de keuringsorganisatie. De overheid heeft uit kostenoverwegingen deze organisatie ertoe aangewezen om namens haar de arbeidsongeschiktheidsgraad van inactieve werknemers vast te stellen.⁴ De keuringsorganisatie geniet daarmee tegelijkertijd een stuk vrijheid die zij kan gebruiken om in plaats van het overheidsbelang haar eigen belang na te streven. Toch verdwijnt de overheid niet geheel uit beeld. We veronderstellen dat de overheid een fractie van de door de keuringsorganisatie gekeurde gevallen controleert en dat ze, in geval ze constateert dat de door de keuringsorganisatie genomen beslissing in strijd is met het overheidsbelang, de keuringsorganisatie een boete oplegt.

Het eigen belang van de keuringsorganisatie wordt verondersteld voor een fractie α de belangen van de inactieve werknemer en een fractie $1-\alpha$ de belangen van de werkgever te behartigen. Het belang van de inactieve werknemer is een zo hoog mogelijke uitkering. Definiëren we de arbeidsongeschiktheidsuitkering met b_{ds} , de werkloosheidsuitkering met b_{us} en de loonvoet met p_l , dan kan deze uitkering worden gedefinieerd als $(dsb_{ds} + usb_{us})/p_l$. Door te delen door de loonvoet ontstaat een reële uitkering welke een gewogen gemiddelde is van twee *replacement rates*. Het belang van de werkgever is het beperken van de totale afvloeiingskosten. Geven we de kosten bij afvloeiing via de arbeidsongeschiktheid aan met c_{ds} en de kosten van afvloeiing via de werkloosheid met c_{us} en gebruiken we weer de loonvoet om de geldbedragen reëel te maken, dan zijn de totale afvloeiingskosten gelijk aan $(dsc_{ds} + usc_{us})/p_l$. Bij de kosten van afvloeiing via de werkloosheid kan men denken aan de kosten van het aanvragen van ontslagvergunningen. Bij de kosten van afvloeiing via arbeidsongeschiktheid kan men denken aan malussen in het kader van de WAO.

Zoals gezegd wordt $p\%$ van de gevallen door de overheid gecontroleerd. Indien daarbij blijkt dat de keuringsorganisatie de arbeidsongeschiktheidsuitkering hoger heeft gesteld dan gerechtvaardigd is op grond van de feitelijke arbeidsongeschiktheid van de werknemer, dan brengt de overheid alsnog de uitkering en de afvloeiingskosten in overeenstemming met de feitelijke arbeidsongeschiktheid. De uitkering aan de werknemer reduceert in dat geval tot $(disb_{ds} + ub_{us})/p_l$, terwijl de afvloeiingskosten voor de werkgever worden gelijkgesteld aan $(dis c_{ds} + uc_{us})/p_l$. Bovendien brengt de overheid de keuringsorganisatie een boete in rekening die

⁴ Voor een karakterisering van het Nederlandse sociale-zekerheidsstelsel in termen van de principaal-agent theorie zie Hazeu en Wolfson (1994).

gerelateerd is aan de omvang van het oneigenlijk gebruik, $ds - dis$. We definiëren deze boete als het produkt van een bepaald basisbedrag n en de factor $(1/\varepsilon)(ds - dis)^\varepsilon$ welk we progressief afhankelijk veronderstellen van de omvang van het oneigenlijk gebruik ($\varepsilon > 1$).

Bovenstaande modellering moet niet te letterlijk worden opgevat. In praktijk worden uitvoeringsorganisaties niet beboet indien de uitvoering van sociale-zekerheidsregelingen in de ogen van de wetgever tekortschiet. Evenmin is sprake van korting op uitkeringen of bijstelling van afvloeiingskosten bij constatering van oneigenlijk gebruik. De hierboven geschetste modellering moet dan ook worden gezien als een globale karakterisering van de relatie tussen uitvoerder en wetgever. Het systeem van boetes representeert daarin het geheel van keuringscriteria en morele en institutionele overwegingen die een toekenning van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen op financiële gronden alleen in de weg staan.

Maar ook dan is bovenstaande modellering gestileerd. In de praktijk kunnen niet alleen uitvoeringsorganisaties, maar ook werknemers en werkgevers op niet-financiële gronden een voorkeur hebben voor één van de twee regelingen.⁵ Zo bestaat het idee dat werkgevers de arbeidsongeschiktheid in het verleden wel als werkloosheidsregeling hebben gebruikt om aantasting van de goede naam tegen te gaan. Werklozen zouden eveneens om niet-financiële redenen een voorkeur hebben gehad voor afvloeiing via de arbeidsongeschiktheid.⁶ Beide elementen pleiten voor een vrije interpretatie van het hier ontwikkelde model.

Formaliseren we nu het probleem van de keuringsorganisatie als de maximalisering van de verwachte waarde van het totaal van uitkering, afvloeiingskosten en boete. Geven we de nutsindex van de keuringsorganisatie aan met v , dan ziet het probleem er als volgt uit:

⁵ Zie bijvoorbeeld Moffitt (1983) die stelt dat stigma-effecten mensen ervan kunnen weerhouden een beroep te doen op een sociale-zekerheidsregeling.

⁶ Zie WRR (1977).

$$\begin{aligned}
\max_{ds} v = & (1-p) \left[\alpha \left(\frac{ds b_{ds} + us b_{us}}{p_l} \right) - (1-\alpha) \left(\frac{ds c_{ds} + us c_{us}}{p_l} \right) \right] \\
& + p \left[\alpha \left(\frac{dis b_{ds} + ub_{us}}{p_l} \right) - (1-\alpha) \left(\frac{dis c_{ds} + uc_{us}}{p_l} \right) \right] \\
& - \frac{1}{\epsilon} p n (ds - dis)^\epsilon \quad 0 < \alpha < 1, 0 < p < 1, \epsilon > 1 \\
\text{s.t. } & ds + us = 1
\end{aligned} \tag{1}$$

De variabelen die betrekking hebben op de financiële positie van werknemer en werkgever, b_{us} , b_{ds} , c_{us} en c_{ds} , en de feitelijke arbeidsongeschiktheid en werkloosheid, dis respectievelijk u , neemt de keuringsorganisatie als gegeven. De eerste-orde conditie die uit dit probleem volgt beschrijft voor welk deel de inactieve werknemer een arbeidsongeschiktheidsuitkering krijgt toebedeeld:

$$ds = dis + \left(n \frac{p}{1-p} \right)^{\frac{-1}{\epsilon-1}} \left(\frac{\alpha(b_{ds} - b_{us}) - (1-\alpha)(c_{ds} - c_{us})}{p_l} \right)^{\frac{1}{\epsilon-1}} \tag{2}$$

We veronderstellen dat $\alpha(b_{ds} - b_{us}) - (1-\alpha)(c_{ds} - c_{us}) > 0$. Alleen indien de balans tussen uitkeringen en afvloeiingskosten positief uitvalt voor arbeidsongeschiktheidsregelingen, heeft de keuringsorganisatie er belang bij aan inactieve werknemers een hogere arbeidsongeschiktheidsuitkering toe te kennen dan op grond van hun feitelijke arbeidsongeschiktheidsgraad gerechtvaardigd is. Aangezien ds niet groter mag zijn dan één, beschrijft (2) niet in alle gevallen de uitkomst van het maximaliseringsprobleem. In die gevallen waarin de restrictie $ds \leq 1$ bindend is, garandeert de concaafheid van de nutsfunctie de optimaliteit van de uitkomst $ds = 1$.

Aggregatie van (2) over alle inactieve werknemers impliceert de volgende vergelijking voor de deelname aan arbeidsongeschiktheidsregelingen op macro-niveau:

$$DS = DIS + \left(n \frac{p}{1-p}\right)^{\frac{-1}{\varepsilon-1}} \left(\frac{\alpha(b_{ds} - b_{us}) - (1-\alpha)(c_{ds} - c_{us})}{p_l} \right)^{\frac{1}{\varepsilon-1}} IA \quad (3)$$

De participatie in arbeidsongeschiktheidsregelingen wordt dus bepaald door de omvang van de arbeidsongeschiktheid, DIS , en die van de inactiviteit welke als schaalvariabele voor het oneigenlijk gebruik van arbeidsongeschiktheidsregelingen fungeert. De grootte van het oneigenlijk gebruik is afhankelijk van het verschil tussen arbeidsongeschiktheids- en werkloosheidsuitkeringen en het verschil tussen kosten van afvloeiing via arbeidsongeschiktheid en werkloosheid. Daarnaast is het negatief gerelateerd aan de kans dat het wordt ontdekt en aan de hoogte van de boete. De parameter ε bepaalt de gevoeligheid van de deelname aan arbeidsongeschiktheidsregelingen voor al deze factoren. In het extreme geval dat de 'pakkans' naar één convergeert ($p \rightarrow 1$), tendeert het oneigenlijk gebruik naar nul. Evenzo impliceert een oneindig hoge boete ($n \rightarrow \infty$) dat aan werklozen geen arbeidsongeschiktheidsuitkeringen wordt toegekend.

Zoals we hebben gezien, baseert de keuringsorganisatie zijn beslissing op de arbeidsongeschiktheids- en werkloosheidsuitkering in termen van het netto loon, oftewel de *replacement rates* welke horen bij het arbeidsongeschiktheids- en werkloosheidsstraject. Definiëren we deze variabelen als de verdisconteerde som van *replacement rates* over de periode van inactiviteit:

$$r_{us}(t) = \int_t^{t+\tau_{us}} r_{WW/WWV}(\tau) \exp(-\delta(\tau-t)) d\tau + \int_{t+\tau_{us}}^{t+T} r_{RWW}(\tau) \exp(-\delta(\tau-t)) d\tau \quad (4)$$

$$r_{ds}(t) = \int_t^{t+\tau_{ds}} r_{ZW}(\tau) \exp(-\delta(\tau-t)) d\tau + \int_{t+\tau_{ds}}^{t+T} r_{WAO/AAW}(\tau) \exp(-\delta(\tau-t)) d\tau \quad (5)$$

waarbij $r_{us}(t) = b_{us}(t)/p_l(t)$, $r_{ds}(t) = b_{ds}(t)/p_l(t)$ en $r_x(t) = p_x(t)/p_l(t)$ voor $x = WW/WWV, RWW, ZW, WAO/AAW$. $p_x(\tau)$ staat voor de uitkering uit hoofde van regeling x in periode τ . δ geeft de (positieve) disconteringsvoet aan. Verder meet T de verwachte inactiviteitsduur. Na de periode van inactiviteit gaat een arbeidsloon of pensioen in, waarvan de hoogte onafhankelijk is van de regeling krachtens welke

een uitkering is genoten en welke bijgevolg niet wordt meegenomen in de afweging van de keuringsorganisatie. τ_{us} staat voor het aantal jaren waarna een WW/-WWV-uitkering in een RWW-uitkering wordt omgezet.⁷ Analoog geeft τ_{ds} aan hoelang een ZW-uitkering kan worden verstrekt.

3. De empirische invulling

Deze paragraaf gebruikt jaarcijfers van 1973 tot en met 1992 om het in de vorige paragraaf ontwikkelde model te schatten. In subparagraaf 3.1 wordt een specificatie voor de te schatten vergelijking afgeleid, waarna subparagraaf 3.2 enkele schattingsresultaten presenteert. Subparagraaf 3.3 en 3.4 gaan in op de implicaties van deze resultaten voor het verloop van de verborgen werkloosheid en de arbeidsongeschiktheid in de tijd respectievelijk de rol van de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen.

3.1. De specificatie van de empirische vergelijking

Bij de empirische invulling van (3) lopen we tegen het probleem dat de omvang van de arbeidsongeschiktheid, *DIS*, onbekend is. Dit ondervangen we door deze proportioneel te veronderstellen met de wel bekende potentiële beroepsbevolking. Om de gemiddelde gezondheidsgraad van de bevolking mee te nemen, corrigeren we deze bevolkingsmaatstaf eerst voor de corresponderende leeftijdsstructuur. We doen dit door de door Aarts en De Jong (1990) verzamelde WAO-fracties voor 5-jaars leeftijdsgroepen tussen 15 en 64 jaar voor 1990 als gezondheidsindicatoren op te vatten en deze voor alle jaren tussen 1970 en 1992 met de bevolkingsaantallen in deze leeftijdsgroepen te vermenigvuldigen.⁸ Het resultaat, een index van 1970 tot en met 1992, normaliseren we op de waarde één in 1970. Tot slot vermenigvuldigen we de potentiële beroepsbevolking met deze leeftijdsindex. Aangezien we voor alle jaren gebruikmaken van de op 1990 betrekking hebbende cijfers, vermijden we het probleem dat we bij schatting de ontwikkeling van de deelname aan

⁷ De reden om het WWV-traject met het WW-traject te combineren is empirisch, namelijk dat tijdreeksen van de WWV-uitkering op netto basis ontbreken. De reden om het WWV-traject bij het WW-traject te nemen en niet bij het RWW-traject is dat de WWV, net als de WW, gerelateerd was aan het laatstverdiende loon.

⁸ Een alternatieve indicator van de gezondheidsgraad is de perceptie van uitkeringsgerechtigden van hun eigen gezondheid. Deze percepties geven echter een ernstig vertekend beeld van de feitelijke gezondheid, hetgeen kan worden verklaard op grond van het feit dat de betrokkenen er belang bij hebben een slechte gezondheid voor te wenden (Parsons (1982), Kerkhofs en Lindeboom (1994)).

arbeidsongeschiktheidsregelingen uit zichzelf verklaren.⁹ Om een indruk te krijgen van het belang van de demografische samenstelling van de bevolking, voeren we ook een alternatieve schatting uit waarbij we de arbeidsongeschiktheid proportioneel veronderstellen met de ongecorrigeerde beroepsbevolking.

Een ander punt bij de empirische specificatie betreft de introductie van de AAW in 1976. Bij de inwerkingtreding van deze wet werd de kring van uitkeringsgerechtigden uitgebreid. We houden hiermee rekening door de factor die het verband tussen arbeidsongeschiktheid en bevolking weergeeft, voor de periode tot en met 1976 een andere waarde mee te geven dan voor de periode vanaf 1977. Vrije schatting bepaalt de grootte van de proportionaliteitsfactor in beide perioden.

Een derde punt betreft de definiëring van de arbeidsongeschiktheidsuitkering en de werkloosheidsuitkering. We gaan ervan uit dat de keuringsorganisatie verwacht dat de onderscheiden sociale verzekeringen in de toekomst gelijk zullen oplopen met de lonen.¹⁰ De *replacement rate* van het werkloosheidstraject is onder deze veronderstelling een gewogen gemiddelde van de WW/WWV- en RWW-*replacement rate*:

$$r_{us}(t) = \beta_1 [\beta_{us} r_{WW/WWV}(t) + (1 - \beta_{us}) r_{RWW}(t)] \quad (6)$$

$$\text{met } \beta_1 = \delta^{-1} [1 - \exp(-\delta T)] \\ \beta_{us} = [1 - \exp(-\delta \tau_{us})] / [1 - \exp(-\delta T)]$$

Analoog is de *replacement rate* van het arbeidsongeschiktheidstraject, afgezien van dezelfde proportionaliteitsfactor, gelijk aan een gewogen gemiddelde van de lopende ZW- en WAO/AAW-*replacement rate*:

$$r_{ds}(t) = \beta_1 [\beta_{ds} r_{ZW}(t) + (1 - \beta_{ds}) r_{WAO/AAW}(t)] \quad (7)$$

⁹ Ook om een andere reden treedt dit probleem niet op. De cijfers waarop de leeftijdsindex wordt gebaseerd refereren aan de WAO, terwijl de empirische schattingen op het geheel van WAO, AAW en ZW betrekking hebben.

¹⁰ Meer algemeen kan worden uitgegaan van de veronderstelling dat de keuringsorganisatie verwacht dat alle *replacement rates* in hetzelfde constante tempo zullen stijgen of dalen. Deze veronderstelling kan in (6) en (7) worden verwerkt door de discontovoet dienovereenkomstig bij te stellen.

met $\beta_{ds} = [1 - \exp(-\delta\tau_{ds})]/[1 - \exp(-\delta T)]$.

Voorts is nog belangrijk dat er geen consistente tijdreeksen van bovenwettelijke aanvullingen voorhanden zijn. De gebruikte data hebben dus enkel betrekking op het wettelijk deel van de uitkeringen. De ZW-uitkering stellen we bij de schatting gelijk aan het loon. De reden hiervoor is dat in de praktijk het geheel van wettelijke en bovenwettelijke uitkeringen bij ziekte veelal 100% van het laatstverdiende loon bedraagt. c_{ds} en c_{us} stellen we op nul aangezien ook hier empirische gegevens ontbreken.

Delen we nu rechterzijde en linkerzijde van vergelijking (3) door de bevolkingsmaatstaf om heteroskedasticiteit te vermijden, dan ontstaat de volgende specificatie:

$$DS_r = c_1 + c_2 d_{AAW} + c_3 (\beta_{ds} + (1 - \beta_{ds})r_{WAO/AAW} - \beta_{us}r_{WW/WWV} - (1 - \beta_{us})r_{RWW})^{c_4} IA_r \quad (8)$$

$$\text{waarbij } c_3 = \left[\frac{p}{(1-p)} \frac{n}{\alpha\beta_1} \right]^{\frac{-1}{\varepsilon-1}}, \quad c_4 = \frac{1}{\varepsilon-1}$$

DS_r en IA_r zijn gedefinieerd als DS en IA , gedeeld door de bevolkingsvariabele. d_{AAW} is een dummy-variabele met de waarde nul in de periode tot 1977 en de waarde één in de periode vanaf 1977.

3.2. Regressie-resultaten

We schatten vergelijking (8) met de op de cointegratie-theorie gebaseerde tweestaps-procedure van Engle en Granger (1987). In de eerste stap wordt hierbij de lange-termijn relatie geschat. In de tweede stap wordt de reeks van geschatte residuen van de lange-termijn relatie als verklarende variabele in de dynamische vergelijking ingezet. Gegeven het niet-lineaire karakter van (8), schatten we de lange-termijn relatie met behulp van *nonlinear least squares*. We gaan daarbij voorbij aan mogelijke simultaneïteit ten gevolge van de definitieve correlatie tussen DS_r en IA_r . Simultaneïteit heeft, indien de tijdreeksen van de variabele in de vergelijking gecointegreerd zijn, geen gevolgen voor de consistentie van de schatting (Engle en Granger (1987)).

Wat de gebruikte data betreft kan het volgende worden opgemerkt. DS meet het aantal herleide uitkeringsjaren in de WAO, AAW en ZW. De toevoeging herleid geeft aan dat deze reeks rekening houdt met de gemiddelde arbeidsongeschiktheidsgraad van personen in arbeidsongeschiktheidsregelingen. IA is de

optelling van de deelname aan de WAO, AAW, ZW, WW, WWV en RWW, alle in uitkeringsjaren. De potentiële beroepsbevolking luidt eveneens in uitkeringsjaren.

De WAO/AAW- en WW-uitkering worden beide gemeten voor een alleenverdiener zonder kinderen op modaal inkomensniveau. Daarnaast heeft ook het netto loon betrekking op een alleenverdiener zonder kinderen op het niveau van het modaal inkomen. De RWW-uitkering is die welke geldt voor een gehuwde zonder kinderen die verplicht voor het ziekenfonds is verzekerd. De in de schattingen opgenomen reeksen betreffen de vierjaars ongewogen verdeelde vertragingen van de verschillende uitkeringen in termen van het netto loon.

Tabel 1 presenteert twee schattingen, waarbij de eerste de arbeidsongeschiktheid relateert aan de voor leeftijdsstructuur gecorrigeerde beroepsbevolking en de tweede als schaalvariabele de ongecorrigeerde potentiële beroepsbevolking kiest. Op grond van de Durbin-Watson statistic en de Augmented Dickey-Fuller statistic concluderen we dat de residuen van de vergelijkingen stationair zijn en de vergelijkingen dus gecoïntegreerd. De t-waardes (tussen haakjes onder de corresponderende coëfficiëntschattingen) geven aan dat in de eerste schatting alle variabelen een significant van nul verschillende invloed uitoefenen op de participatie in arbeidsongeschiktheidsregelingen.

De eerste schatting geeft verder aan dat de arbeidsongeschiktheid tot 1977 zo'n 5,0% bedraagt van de voor leeftijdsamenstelling gecorrigeerde beroepsbevolking. Vanaf dat jaar komt het desbetreffende percentage uit op 6,4. Voorts duidt het eerstvermelde schattingsresultaat erop dat de arbeidsongeschiktheidsuitkering zoals die in het beslissingsproces wordt gepercipieerd voor 14% uit de ZW-uitkering bestaat en voor de overige 86% uit de WAO/AAW-uitkering. De WW/WWV-uitkering is bij het werkloosheidstraject de dominante uitkering met een aandeel van 92%; het aandeel van de RWW-uitkering komt op 8%. Verder kan voor ϵ uit de schattingen een waarde van 4,73 worden afgeleid.^{11,12}

¹¹ De schatting van de statische vergelijking kan ook worden gebruikt om de door de keuringsorganisatie gehanteerde discontovoet te benaderen. Deze parameter is echter overgeïdentificeerd; zowel de schatting van β_{ds} als die van β_{us} levert een schatting van de discontovoet. De twee schattingen liggen over het algemeen ver uit elkaar en zijn daarnaast zeer gevoelig voor de waarde die voor de tijdshorizon T wordt ingevuld. In het limietgeval $T \rightarrow \infty$ bijvoorbeeld kan uit de schatting van β_{us} een discontovoet van 84% worden afgeleid en uit de schatting van β_{ds} een discontovoet van 15% (we veronderstellen τ_{ds} gelijk aan één jaar en τ_{us} gelijk aan drie jaar). De gevoeligheid van de schattingen voor de waarde van T blijkt hieruit dat in geval van β_{us} een tijdshorizon van 3,72 jaar met een discontovoet van 50% correspondeert en een horizon van 3,28 jaar met een discontovoet van 5%.

Tabel 1 Schattingsresultaten statische vergelijking

	$100*c_1$	$100*c_2$	c_3	β_{ds}	β_{us}	c_4	R^2_{adj}	$100*SE$	SP	DW	ADF*
(1)	5.0 (3.82)	1.4 (4.46)	0.81 (2.35)	0.14 (2.77)	0.92 (6.18)	0.27 (2.20)	0.97	0.22	73-92	1.66	-4.43
(2)	4.6 (2.83)	1.4 (4.06)	0.87 (1.96)	0.22 (3.86)	1.03 (3.59)	0.25 (1.54)	0.96	0.23	73-92	1.39	-4.32

(1): Specificatie op basis van voor leeftijdsstructuur gecorrigeerde beroepsbevolking

(2): Specificatie op basis van ongecorrigeerde beroepsbevolking

* : ADF-test inclusief constante en trend-term en één- en tweejaars vertraagde afhankelijke variabelen

De eerste regel van tabel 2 geeft het schattingsresultaat van de bijbehorende dynamische vergelijking weer. Bij deze dynamische vergelijking hebben we de laatste term aan de rechterkant van (8) gelineariseerd. Voorts hebben we in de dynamische vergelijking als uitkeringshoogte-variabele het verschil tussen de WAO- en de WW-uitkering genomen, aangezien vrije schatting van deze vergelijking aangaf dat de RWW-uitkering geen significante bijdrage leverde. Overigens mag de betekenis van deze ingreep op basis van de resultaten uit de statische vergelijking klein worden geacht. De schattingen van de dynamische vergelijking duiden op een significante invloed van inactiviteitsvariabelen en uitkeringshoogte-variabelen. Daarnaast blijken ook de één- en tweejaars vertraagde residuen uit de lange-termijn vergelijking significant.

De tweede regels van tabel 1 en 2 geven de resultaten van de schatting van de statische en dynamische vergelijking indien de arbeidsongeschiktheid wordt gerelateerd aan de ongecorrigeerde beroepsbevolking. De resultaten zijn minder goed dan die van de eerste specificatie. Belangrijke coëfficiënten in de statische

¹² De waarden van p , n en α kunnen, met als enige informatiebron de schatting van c_3 , niet worden geïdentificeerd. Dit is echter geen probleem want deze parameters bevatten geen informatie welke nodig is om de bijdragen van de verschillende variabelen aan de te verklaren variabele af te leiden.

vergelijking zijn nu onvoldoende significant en de schatting voor β_{us} komt boven de één. De dynamische vergelijking oogt daarentegen zeer redelijk. Deze resultaten suggereren dat de leeftijdsafhankelijkheid van de arbeidsongeschiktheid belangrijk is. Op basis van deze schattingsresultaten hebben we ervoor gekozen alleen de eerste specificatie verder uit te werken.

Tabel 2 Schattingsresultaten dynamische vergelijking

$$(1) \Delta DS_r = 0.16 \Delta IA_r + 0.14 \Delta IA_{r-3} + 0.01 \Delta d_{AAW} + 0.27 \Delta [(p_{WAO/AAW} - p_{WW})/p_l]_{-1}$$

(2.30) (2.41) (4.73) (5.82)

$$- 0.57 \text{res}_{-1} - 0.53 \text{res}_{-2}$$

(2.95) (2.54)

$$R^2_{\text{adj}} = 0.90 \quad 100 * SE = 0.15 \quad DW = 2.01 \quad SP = 75-92$$

$$(2) \Delta DS_r = 0.15 \Delta IA_r + 0.16 \Delta IA_{r-3} + 0.01 \Delta d_{AAW_r} + 0.26 \Delta [(p_{WAO/AAW} - p_{WW})/p_l]_{-1}$$

(2.28) (2.94) (4.94) (6.05)

$$- 0.57 \text{res}_{-1} - 0.46 \text{res}_{-2}$$

(3.22) (2.34)

$$R^2_{\text{adj}} = 0.91 \quad 100 * SE = 0.14 \quad DW = 2.21 \quad SP = 75-92$$

(1): Specificatie op basis van voor leeftijdsstructuur gecorrigeerde beroepsbevolking

(2): Specificatie op basis van ongecorrigeerde beroepsbevolking

res: schattingsresidu van de corresponderende statische vergelijking

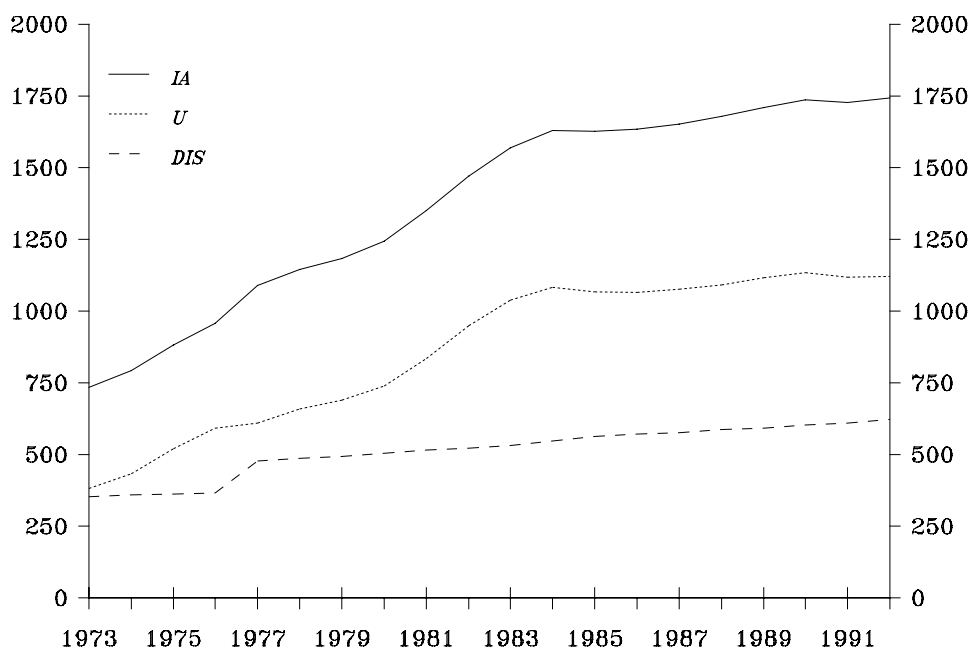
d_{AAW_r} : de voor leeftijdsstructuur gecorrigeerde dummy-variabele voor de AAW

3.3. **Implicaties voor de verborgen werkloosheid en de arbeidsongeschiktheid**

Met de in tabel 1 gepresenteerde schattingen kan worden berekend hoe de werkloosheid en de arbeidsongeschiktheid zich in de loop der tijd hebben ontwikkeld. Figuur 2 toont het verloop van de werkloosheid, de arbeidsongeschiktheid, en hun som, de inactiviteit, over de schattingsperiode 1973-1992. De arbeidsongeschiktheid neemt door demogra-fische factoren over de gehele periode geleidelijk toe met een onderbreking in 1977 toen de AAW in werking trad. De werkloosheid toont een

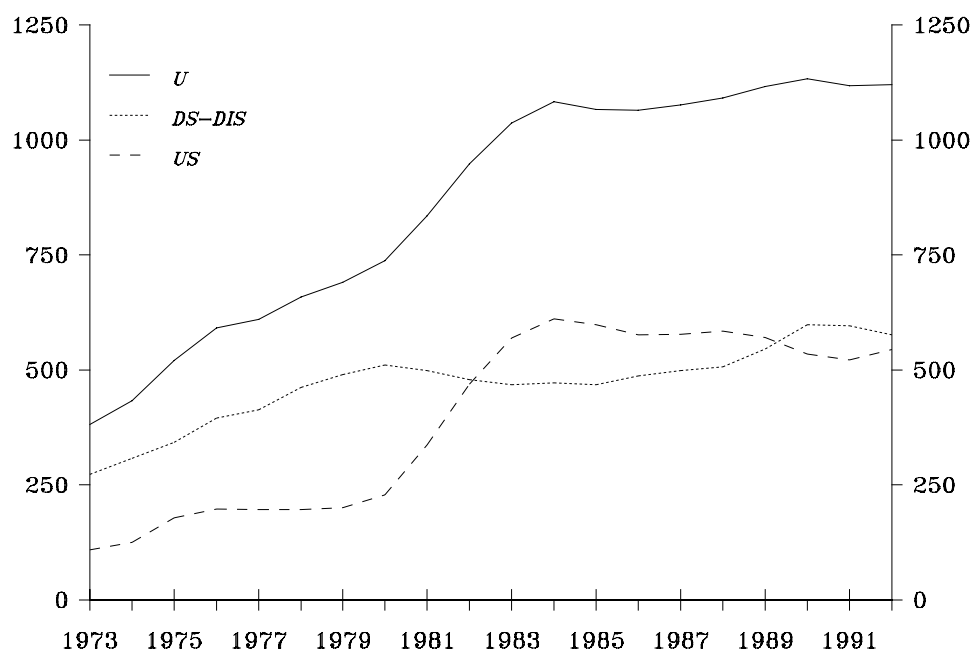
minder gematigd verloop, hoewel ook hier de toename over de tijd geleidelijk is. Een belangrijke breuk in de tijdreeks van de werkloosheid is in 1984 toen een einde kwam aan de zeer snelle stijgingen in de daaraan voorafgaande jaren en vanaf welk jaar de werkloosheid min of meer is gestabiliseerd.

Figuur 2: Inactiviteit, werkloosheid en arbeidsongeschiktheid
(in duizenden herleide uitkeringsjaren)



Figuur 3 splitst de werkloosheid in de officiële werkloosheid (U_S) en de door het model gegenereerde verborgen werkloosheid. Beide componenten laten over het beschouwde tijdvak een stijging zien. De toename van de verborgen werkloosheid is echter minder geprononceerd, hetgeen ook kan worden afgeleid op grond van de schattingen van de statische vergelijking, zoals gepresenteerd in tabel 1. Deze schattingen impliceren dat de coëfficiënt van IA_t een gemiddelde heeft van 35% en een minimum en maximum van achtereenvolgens 29 en 41%. In de beschouwde periode is dus gemiddeld 35% van de toename van de werkloosheid als verborgen werkloosheid in arbeidsongeschiktheidsregelingen terechtgekomen. De hierboven genoemde coëfficiënt is over het tijdvak 1973-1992 overigens vrij constant gebleven. Wat de ontwikkeling van de verborgen werkloosheid betreft, zou een lineair model dus een redelijke benadering hebben gegeven van het hier gebruikte multiplicatieve model.

Figuur 3: Verborgen en officiële werkloosheid
(in duizenden herleide uitkeringsjaren)

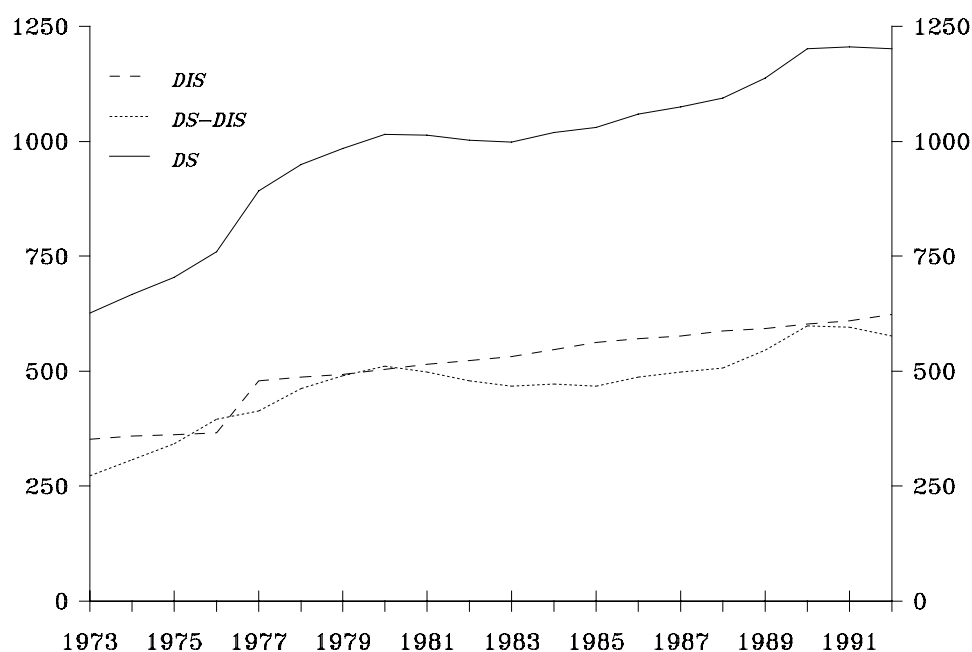


Opvallend is de combinatie van een sterke toename van de officiële-werkloosheidscomponent en een terugloop van de verborgen werkloosheid in het begin van de jaren tachtig. In deze jaren liep de totale werkloosheid sterk omhoog, wat zowel de officiële als de verborgen werkloosheid heeft doen toenemen. Daarnaast werd in 1980 de vereveningsbijdrage van kracht, welke de aantrekkelijkheid van arbeidsongeschiktheidsregelingen als optie om de arbeidsmarkt te verlaten heeft vermindert.¹³ Sinds 1984 treedt een omgekeerde ontwikkeling op: de verborgen werkloosheid neemt sneller toe dan de officiële werkloosheid. Debet hieraan is de verlaging van WAO- en WW-uitkeringen in 1985 van 80 naar 70% en het achterblijven van uitkeringen bij de loonontwikkeling in de daaropvolgende jaren.

¹³ Deze vereveningsbijdrage werd ingevoerd met als doel de inhoudingen op inkomens van actieven en niet-actieven gelijk te trekken. Voor WAO-gerechtigden betekende dit dat zij vanaf 1 januari 1980 het equivalent van het door werknemers te betalen deel van de premies voor WAO, WW en ZW verschuldigd waren. Voor WW-gerechtigden werd ook een vereveningsbijdrage van kracht, maar dit betrof enkel het werknemersdeel van de WW-premie.

Gegeven dat de ZW-uitkeringen worden aangevuld tot 100% van het laatstverdiende loon, hebben deze uitkeringsverlagingen oneigenlijk gebruik van arbeidsongeschiktheidsregelingen profijtelijker gemaakt. In 1992 komen de officiële en verborgen werkloosheid op nagenoeg hetzelfde niveau.

Figuur 4: Arbeidsongeschiktheid en verborgen werkloosheid
(in duizenden herleide uitkeringsjaren)



Figuur 4 telt de berekende verborgen werkloosheid en arbeidsongeschiktheid op tot het aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen. Uit de figuur blijkt dat de verborgen-werkloosheidscomponent vrijwel voortdurend kleiner is geweest dan de arbeidsongeschiktheidscomponent. De verschillen zijn echter dusdanig gering dat kan worden gesteld dat de verborgen werkloosheid en de arbeidsongeschiktheid in vrijwel dezelfde mate hebben bijgedragen aan de ontwikkeling van het volume van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen.

Deze bevindingen staan in contrast met die van sommige andere onderzoeken naar de samenstelling van het WAO-bestand. Van den Bosch en Petersen (1980a) hebben de werkloosheidscomponent in de WAO voor 1978 op zo'n 140.000 arbeidsjaren becijferd. Gerelateerd aan het WAO-bestand in dat jaar impliceert dat een percentage van 34 voor het werkloosheidsdeel. Voor 1982 concluderen dezelfde auteurs tot een omvang van 220.000 uitkeringsjaren, omgerekend 46% van het WAO-bestand (Van den Bosch en Petersen (1983b)). Roodenburg en Wong

Meeuw Hing (1985) daarentegen schatten het aantal werkloze personen in de WAO per 1 januari 1982 op 95.000 tot 115.000, ofwel 20 tot 24 procent van het WAO-bestand. Aarts en De Jong (1990) concluderen op basis van het Determinantenonderzoek WAO dat de werkloosheidscomponent voor 1980 zo'n 33 tot 51 procent van het totale bestand bedraagt. Onze schattingen liggen gemiddeld hoger: de cijfers voor 1978, 1980 en 1982 zijn achtereenvolgens 49%, 50% en 48%.

Het verschil in resultaten kan te maken hebben met het feit dat de genoemde onderzoeken de WAO analyseren, terwijl onze analyse betrekking heeft op het totaal van WAO, AAW en ZW. Dit moet echter worden betwijfeld op basis van de conclusie van Aarts en De Jong (1990) dat toetreding tot de WAO door dezelfde factoren wordt beïnvloed als toetreding tot de ZW; daarnaast zijn volgens hen de twee processen ook gelijkwaardig wat betreft de omvang en de significantie van de effecten van de door hen onderscheiden verklarende variabelen.

Naast dit verschil lijken twee andere factoren belangrijk. Ten eerste hanteren de genoemde onderzoeken als afhankelijke variabele de ontwikkeling van de invalideeringsfrequentie, het aantal toekenningen in relatie tot het aantal verzekerde personen in de WAO. Ons onderzoek daarentegen heeft de omvang van de bestanden van arbeidsongeschiktheidsregelingen in uitkeringsjaren als invalshoek. Dit impliceert dat onze analyse rekening houdt met de gemiddelde vastgestelde mate van arbeidsongeschiktheid. Een uitkeringsgerechtigde wiens uitkering op grond van zijn arbeidsongeschiktheid op 75% van een volledige uitkering is vastgesteld, wordt dus slechts voor driekwart meegerekend. Indien de situatie op de arbeidsmarkt invloed uitoefent op de door de keuringspraktijk vastgestelde mate van arbeidsongeschiktheid, dan resulteert dat in een additionele invloed van de arbeidsmarktsituatie op het bestand van arbeidsongeschiktheidsregelingen. Door met dit aspect rekening te houden, zal de schatting van de verborgen-werkloosheidscomponent hoger uitvallen.¹⁴

Ten tweede neemt ons onderzoek het bestand aan uitkeringen als uitgangspunt, terwijl de overige onderzoeken de instroom analyseren. Naarmate de componenten van de verborgen werkloosheid die betrekking hebben op de in- en uitstroom meer verschillend zijn, is de verborgen-werkloosheidscomponent in de instroom een minder goede indicator van de verborgen-werkloosheidscomponent in het totale bestand. Wordt het bestand van uitkeringen als invalshoek gekozen, dan treedt dit probleem niet op.

¹⁴ Van den Bosch en Petersen (1980a) laten zien dat in de periode 1968-1978 het aandeel van de hoogste arbeidsongeschiktheidsklasse (80-100%) is toegenomen van 79 tot 87 procent van het totaal. In dezelfde periode liep de werkloosheid op met zo'n 140 duizend uitkeringsjaren.

3.4. Implicaties voor de invloed van de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen

Een ander belangrijk aspect van het model betreft de kwantitatieve betekenis van de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen. Bij stelselwijzigingen waarbij zowel arbeidsongeschiktheids- als werkloosheidsuitkeringen worden verlaagd, hoeven volgens het model geen effecten op de verdeling van de inactiviteit over arbeidsongeschiktheidsregelingen en werkloosheidsregelingen te worden verwacht. De met een dergelijke operatie gepaard gaande verlaging van premietarieven en *replacement rates* kan uiteraard wel een afname van de werkloosheid uitlokken en langs deze weg een vermindering van het bestand van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen. Deze effecten lopen via beïnvloeding van de loonvorming en de werkloosheid en vallen dus buiten het model.

De verhouding tussen arbeidsongeschiktheidsuitkeringen en werkloosheidsuitkeringen speelt daarentegen wel een belangrijke rol bij de verdeling van de inactiviteit. Op basis van de schattingen in tabel 1 kan de lange-termijn elasticiteit van het aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen ten opzichte van de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen voor 1992 op 2,6 worden becijferd. Tegenover elk procent verlaging van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen bij gegeven werkloosheidsuitkeringen staat dan een verschuiving van arbeidsongeschiktheids- naar werkloosheidsbestanden die 31.000 uitkeringsjaren groot is. Deze uitkomst is sterk afhankelijk van het jaar waarvoor ze wordt berekend. Zo was de elasticiteit in 1974, toen de WAO- en WW-uitkering ten opzichte van de RWW-uitkering op een hoger niveau lagen, slechts 1,1. In 1984 daarentegen, met lagere WAO-uitkeringen ten gevolge van de introductie van de vereveningsbijdrage, kwam de elasticiteit op een waarde van 5,0. De effectiviteit van ingrepen in de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen is dus groter naarmate het initiële verschil tussen arbeidsongeschiktheids- en werkloosheidsuitkeringen kleiner is. Dit onderstreept het belang van het gebruik van een multiplicatief in plaats van een lineair model, zoals in de literatuur gewoon is.

Hoewel de modellen geheel verschillend van opzet zijn, is onze uitkomst voor 1992 vergelijkbaar met die welke Aarts en De Jong (1990) voor de WAO hebben gepresenteerd. Onze vergelijking concentreert zich op de lange termijn aangezien alleen op de lange termijn de verschillen tussen de door ons gehanteerde voorraadbenadering en de door Aarts en De Jong (1990) gekozen stroombenadering klein mogen worden geacht. Aarts en De Jong becijferen het effect van een verlaging van de replacement rate van de WAO-uitkering van 17 procent op de instroomkans op 0,013 procentpunt. Omgerekend op basis van cijfers voor 1992 impliceert dit een elasticiteit van 3,1 en een bestandsmutatie van 37.000 uitkeringsjaren per procent uitkeringsmutatie.

4. Concluderende opmerkingen

In dit onderzoeksmemorandum is onderzocht of en in hoeverre economische factoren als arbeidsmarktsituatie en uitkeringshoogte in de afgelopen twee decennia een rol hebben gespeeld bij de toename van het belang van arbeidsongeschiktheidsregelingen bij de verdeling van werkloosheid en arbeidsongeschiktheid. De in brede kring levende notie dat economische factoren een belangrijke rol spelen, wordt hier bevestigd. Zo blijkt voor 1992 gemiddeld de helft van het volume van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen als verborgen werkloosheid te kunnen worden gekarakteriseerd. De verborgen werkloosheid is in 1992 qua niveau vergelijkbaar met de officiële werkloosheid. Dit impliceert dat de statistieken de werkloosheidsproblematiek fors onderschatten en die van de arbeidsongeschiktheid in dezelfde mate overschatten. Aangezien de uitkomsten betrekking hebben op uitkeringsjaren, is niet duidelijk om hoeveel personen het gaat.

Tegelijkertijd maakt ons onderzoek duidelijk dat niet alleen economische variabelen verantwoordelijk zijn geweest voor de ontwikkeling van de participatie in arbeidsongeschiktheidsregelingen. Globaal de helft van de arbeidsongeschiktheidsuitkeringen wordt daadwerkelijk op grond van arbeidsongeschiktheid verstrekt. Indien de trend van vergrijzing van de bevolking die voor de komende decennia wordt verwacht, zich doorzet, kan ceteris paribus dan ook een verdere toename van het aantal arbeidsongeschiktheidsuitkeringen worden verwacht.

Met dit onderzoek is natuurlijk niet alles gezegd. Het hier ontwikkelde model is gestileerd en doet in tal van opzichten geen recht aan de meer gecompliceerde werkelijkheid. Zo zijn er aanwijzingen dat de hoogte van werkloosheidsuitkeringen een belangrijke factor is in het proces van loononderhandelingen (Graafland (1990)). Indien werklozen voor een deel in arbeidsongeschiktheidsregelingen zijn ondergebracht, impliceert dit dat ook de hoogte van deze uitkeringen de loonvorming zou kunnen beïnvloeden. Loonstijgingen leiden doorgaans tot meer inactiviteit en kunnen langs deze weg een additioneel effect op de grootte van arbeidsongeschiktheidsbestanden uitoefenen. Daarnaast heeft de hoogte van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen consequenties voor het zoekgedrag van werklozen in arbeidsongeschiktheidsregelingen. Verder kan ook de wijze van financiering van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen een loonopdrijvend effect hebben. Deze effecten vallen buiten het kader van de onderhavige analyse, waarin de inactiviteit exogeen is. Voor een meer compleet beeld van de effectiviteit van verschillende vormen van beleid is het dan ook gewenst ook deze effecten in de beschouwing te betrekken.

Abstract:

This research memorandum develops a model for a medical examiner that allocates disabled and unemployed people over disability schemes (WAO/AAW/ZW) and unemployment schemes (WW/WWV/RWW). Empirical estimates indicate that about half of the participation in disability schemes can be characterized as hidden unemployment. Furthermore, they show that a lowering of disability benefit levels with one percent, holding constant the level of unemployment benefits, will shift about 30,000 labour years in the long run from disability schemes to unemployment schemes.

Literatuur

- Aarts, L.J.M. en Ph.R. de Jong (1990), *Economic Aspects of Disability Behavior*, Rotterdam.
- Bosch, F.A.J. van den, en C. Petersen (1980a), De omvang van de verborgen werkloosheid in de WAO, *Economisch Statistische Berichten*, jg. 65, nr. 3238, blz. 52-58.
- Bosch, F.A.J. van den, en C. Petersen (1980b), Arbeidsongeschiktheid als economisch begrip, *Economisch Statistische Berichten*, jg. 65, nr. 3283, blz. 1344-1350.
- Bosch, F.A.J. van den, en C. Petersen (1983a), An Explanation of the Growth of Social Security Disability Transfers, *De Economist*, jg. 131, nr. 1, blz. 65-79.
- Bosch, F.A.J. van den, en C. Petersen (1983b), *Aspecten van ziekte en arbeidsongeschiktheid in het stelsel van sociale zekerheid*, Kluwer, Deventer.
- Doherty, N.A. (1979), National Insurance and Absence from Work, *Economic Journal*, jg. 89, blz. 50-65.
- Engle, R.F. en C.W.J. Granger (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, jg. 55, nr. 2, blz. 251-276.
- Graafland, J.J. (1990), *Persistent Unemployment, Wages and Hysteresis*, WIBRO, Helmond.
- Hassink, W. en J. van Ours (1994), *Werkgelegenheid in verandering - een analyse op bedrijfsniveau*, OSA-Werkdocument W122, Den Haag.
- Haveman, R.H., V. Halberstadt en R.V. Burkhauser (1984), *Public Policy Toward Disabled Workers - Cross-National Analyses of Economic Impacts*, Cornell University Press, Londen.
- Haveman, R.H. en B.L. Wolfe (1984), Disability Transfers and Early Retirement: A Causal Relationship?, *Journal of Public Economics*, jg. 24, blz. 47-66.

- Haveman, R.H., B.L. Wolfe en J. Warlick (1988), Labor Market Behavior of Older Men; Estimates from a Trichotomous Choice Model, *Journal of Public Economics*, jg. 36, blz. 153-175.
- Hazeu, C.A. en D.J. Wolfson (1994), Belang en beleid in de sociale zekerheid, *Economisch Statistische Berichten*, jg. 77, nr. 3965, blz. 524-527.
- Kerkhofs, M. en M. Lindeboom (1994), *Subjective Health Measures and State Dependent Reporting Errors*, Paper gepresenteerd op de derde European Workshop on Econometrics and Health Economics, Universiteit van Antwerpen, Antwerpen.
- Lindbeck, A. (1994), Overshooting, Reform and Retreat of the Welfare State, *De Economist*, jg. 142, nr. 1, blz. 1-19.
- Moffitt, R. (1983), An Economic Model of Welfare Stigma, *The American Economic Review*, jg. 73, nr. 5, blz. 1023-1035.
- Parsons, D.O. (1980), The Decline in Male Labor Force Participation, *Journal of Political Economy*, jg. 88, nr. 1, blz. 117-134.
- Parsons, D.O. (1982), The Male Labour Force Participation Decision: Health, Reported Health, and Economic Incentives, *Economica*, jg. 49, nr. 193, blz. 81-91.
- Prins, R. (1991), Arbeidsongeschiktheid in internationaal perspectief, *Economisch Statistische Berichten*, jg. 76, nr. 3791, blz. 64-67.
- Roodenburg, H.J. en W.J.M.L. Wong Meeuw Hing (1985), *De arbeidsmarktcomponent in de WAO*, Occasional Paper 34, Centraal Planbureau, Den Haag.
- Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid (1977), *Maken wij er werk van? - Verkenningen omtrent de verhouding tussen actieven en niet-actieven*, nr. 13, Den Haag.
- Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid (1990), *Een werkend perspectief - Arbeidsparticipatie in de jaren '90*, nr. 38, Den Haag.
- Woittiez, I., M. Lindeboom en J. Theeuwes (1994), Labour Force Exit Routes of the Dutch Elderly: A Discrete Choice Model, in A.L. Bovenberg (red.), *The Economics of Pensions: the case of the Netherlands*, Papers and Proceedings

9401, Research Centre for Economic Policy (OCFEB), Erasmus Universiteit Rotterdam, blz. 1-23.