

WW-component in WAO-instroom verleden tijd

De instroom van werklozen in arbeidsongeschiktheidsregelingen is in de jaren negentig vrijwel tot nul gereduceerd. Tot 2003 lijkt er geen sprake te zijn van 'omgekeerde substitutie' – namelijk: afwenteling van WAO naar de WW.

Al sinds geruime tijd is de WAO – met de wet Werk en Inkomen naar Arbeidsvermogen (WIA) als recente opvolger – als onbeheersbaar beschouwd: sinds het einde van de jaren zeventig hebben veel werknemers hun weg naar een WAO-uitkering gevonden, ook als zij eigenlijk wel arbeidsgeschikt waren. In dit verband wordt ook wèl gesproken van de verborgen werkloosheidscomponent in de WAO, of WW en WAO als 'communicerende vaten'. Vóór 1987 was zelfs officieel geen sprake van een strikte scheiding tussen arbeidsongeschiktheid en werkloosheid, omdat de situatie op de arbeidsmarkt werd meegewogen bij het al dan niet toekennen van een WAO-uitkering. Het mag dan ook geen verbazing wekken dat het empirische bewijs voor een verborgen werkloosheidscomponent in de WAO meerdere malen is geleverd. Zo vinden Aarts en de Jong met behulp van gegevens uit 1980 een verborgen component van 33 à 51 procent in de instroom in de WAO (Aarts & De Jong, 1992). Voor de periode 1973-1992 komt Westerhout tot een aandeel van grofweg de helft en Hassink et al. voor de periode 1988-1990 op ongeveer tien procent (Westerhout, 1996; Hassink et al., 1997). Hassink vindt bovendien dat een kwart van de banen die worden achtergelaten door WAO instromers niet opnieuw worden vervuld.

Ook in de jaren negentig is een lange reeks aan beleidsmaatregelen geïnitieerd, voor een belangrijk deel gericht op vermindering van de verborgen component in de WAO. Zo werd in 1993 de duur van de loongereleerde WAO-uitkering beperkt, maar deze maatregel bleek ineffectief omdat sociale partners het resulterende 'WAO-hiaat' in de meeste CAO's repareerden tot op het oude niveau. In 1994 werden zowel premiedifferentiatie als een *no-claim* bonussysteem in de Ziektewet ingevoerd. Met het terugdringen van het ziekteverzuim werd mede beoogd de instroom in de WAO (vanuit de Ziektewet) terug te dringen. In 1996 leidde de privatisering van de Ziektewet er toe dat werkgevers zelf de loonkosten van hun zieke personeel moesten gaan dragen. De in 1998 ingevoerde WAO-premiedifferentiatie voor werkgevers impliceerde dat werkgevers in beginsel de eerste vijf jaar de uitkeringslasten van hun (voormalige) werknemers

moesten dragen. Sinds 2002 moeten werkgevers en werknemers bij een WAO-aanvraag aantonen dat zij voldoende hebben gedaan tijdens de loondoorbetalingsperiode bij ziekte om WAO-instroom te voorkomen: de Wet Verbetering Poortwachter. In het najaar van 2004 is het zogenaamde Schattingsbesluit aangescherpt, met als gevolg dat de polisvoorwaarden zijn verscherpt, en sommige WAO-ers (een deel van) hun uitkering verloren.

Het voorlopige sluitstuk van al deze maatregelen vormt de WIA. De invoering van de WIA betekent een opdeling van de voormalige WAO in twee regelingen: de Inkomensvoorziening voor Volledig Arbeidsgehandicapten (IVA) en de wet Werkhervatting Gedeeltelijk Arbeidsgeschikten (WGA). Door invoering van de WIA zijn vooral de prikkels voor gedeeltelijk arbeidsongeschikten toegenomen: wil men in aanmerking komen voor een loonaanvulling in de WGA, dan dient tenminste de helft van de resterende verdien capaciteit te worden benut. Daarnaast is de druk op werkgevers sterker geworden: werknemers met een arbeidsongeschiktheidspercentage lager dan 35 procent blijven onder de verantwoordelijkheid van hun werkgever vallen. Dit percentage lag tot 2006 nog op 15 procent. Zijn al deze maatregelen effectief geweest in het verminderen van de verborgen werkloosheidscomponent in de WAO? En wat zijn de effecten geweest op instroom in de WW? Voor een antwoord op deze vragen is het inzichtelijk een onderscheid te maken tussen twee soorten fouten bij het al dan niet toekennen van een WAO-uitkering: het onterecht afwijzen van een claim ('type I fout') en het onterecht toekennen van een claim ('type II fout'). De lange lijst van beleidsmaatregelen gedurende de jaren negentig en de verminderde instroom in de WAO in recente jaren doet vermoeden dat de werkloosheidscomponent – vanuit de WAO bezien dus een type II fout – vandaag de dag wel eens belangrijk lager zou kunnen zijn dan de eerdere studies laten zien. Dit onderzoeken we dan ook in dit artikel, met dien verstande dat we ook toelaten dat andere factoren geleid kunnen hebben tot veranderingen in de WAO-instroom, zoals strengere keuringen. Ons onderzoek gaat echter nog een stap verder: in tegenstelling tot de zojuist besproken literatuur, die uitsluitend ingaat op type II fout in de WAO, zullen wij tevens stilstaan bij de vraag of alle getroffen maatregelen niet zodanig streng zijn geweest dat sprake is van 'omgekeerde substitutie' van arbeidsongeschikten in de WW ('type I fout'). Om beide vragen te beantwoorden maken we gebruik van twee longitudinale databronnen van werkgevers voor de jaren 1990 tot 2003.

**PIERRE KONING EN
DANIËL VAN VUUREN**

Beide auteurs zijn werkzaam bij het Centraal Planbureau (CPB). Zij danken Peter Rijnsburger, Casper van Ewijk, Peter Kooiman, Jan-Maarten van Sonsbeek en Pieter van Winden voor nuttig commentaar.

Data en identificatiestrategie

Middels onze empirische analyse proberen we dus twee grootheden boven water te krijgen: (i) het percentage werklozen dat onterecht via de WAO wordt 'ontslagen' en (ii) het percentage arbeidsongeschikten dat onterecht via de WW het arbeidsproces verlaat. Om dit te achterhalen hebben we instrumentvariabelen nodig: we schatten een vergelijking met een of meer verklarende variabelen die, in een wereld zonder substitutie, niet van invloed zouden moeten zijn op de te verklaren variabele (WAO of WW-instroom). Blijkt de instrumentvariabele daarentegen wel van belang, dan is dit een aanwijzing voor substitutie tussen beide regelingen. Stel dat bekend is dat bij een bedrijf veel werknemers in dienst zijn die fysieke werkzaamheden verrichten, waardoor de kans op arbeidsongeschiktheid wel wordt vergroot, maar die op werkloosheid niet. Indien wij nu een vergelijking schatten waaruit blijkt dat het aandeel van deze werkzaamheden wel een significante invloed heeft op het instroompercentage in de WW, dan is dat een aanwijzing voor verborgen arbeidsongeschiktheid in de WW. We kunnen dit ook kwantitatief toelichten: stel dat, gemiddeld genomen, bepaalde fysieke werkzaamheden de kans op instroom in de WAO met negen procent vergroten, en die in de WW met één procent, dan is de geïmpliceerde mate van substitutie gelijk aan tien procent: van iedere tien werknemers die door de aard van hun werk arbeidsongeschikt worden, vindt één (onterecht) de weg naar de WW.

Tabel 1 geeft een overzicht van de gebruikte longitudinale databestanden van werkgevers: enerzijds administratieve gegevens van UWV en anderzijds administratieve (steekproef-) gegevens van de Arbeidsinspectie – de zogenaamde 'Arbeidsvoorwaarden Onderzoeken' (AVO's). Te zien is dat het UWV-databestand fors meer waarnemingen heeft dan het AVO-bestand. Beide databestanden hebben betrekking op bedrijven uit de private sector; het UWV-bestand louter op de industrie- en dienstensector (sectoren die onder het voormalige GAK vielen). Het UWV-databestand bevat bovendien alleen bedrijven met 25 werknemers of meer. De beide databestanden laten meerdere waarnemingen per bedrijf dan wel CAO zien, zodat we rekening kunnen houden met niet waarneembare bedrijfsspecifieke effecten die de instroom in WW dan wel WAO kunnen bepalen. Zowel het UWV- als het AVO-bestand bevat gegevens over de samenstelling van de werknemerspopulatie (leeftijd, geslacht, lonen), bedrijfsgrootte en sector. In tegenstelling tot het UWV-bestand biedt het AVO-bestand ook informatie over het opleidingsniveau, deeltijdwerk, functietype en functiecomplexiteit van werknemers die in dienst zijn bij de werkgevers. Welke variabelen gebruiken we als instrumenten? De beslissing van een bedrijf om al dan niet werknemers te ontslaan kan afhankelijk zijn van de lonen van die werknemers. Wanneer betrekkelijk hoge lonen worden betaald, dan zal het bedrijf in tijden van laagconjunctuur immers eerder genoodzaakt

zijn om werknemers te ontslaan. De mate waarin een bedrijf arbeidsongeschikte werknemers voortbrengt zou daarentegen niet afhankelijk dienen te zijn van een dergelijke bedrijfseconomische beslissing. Bovendien hangt het al dan niet verstrekken van een WAO uitkering niet af van verdiende lonen – de uitkering vormt immers een vast percentage van het verlies aan verdien capaciteit, ongeacht de hoogte van het loon. Tegenargument voor het gebruik van deze instrumentvariabele is dat in bedrijven met een relatief gezond werknemersbestand de (gemiddelde) productiviteit, en daarmee het loonniveau hoger zal liggen. In dat geval is, als gevolg van selectie-effecten, het risico van arbeidsongeschiktheid negatief gecorreleerd met het loonniveau. We corrigeren echter voor dergelijke selectie-effecten door voor ieder bedrijf een tijdsconstant, specifiek effect te schatten; we beschikken immers over longitudinale gegevens die dit mogelijk maken. Van belang zijn derhalve veranderingen van het loonniveau binnen bedrijven, en het effect daarvan op WW- en WAO-instroom. Een logische instrumentvariabele vormt dan ook de loonverdeling binnen een bedrijf. Concreet betekent dit dat we kwartielen van de loonverdeling van werknemers per werkgever benutten als instrumentvariabelen. Een andere mogelijke instrumentvariabele – die overigens alleen de UWV dataset biedt – is de gemiddelde loonsomgroei per sector. Deze variabele kan worden gezien als een indicator voor de conjunctuur, die als zodanig alleen van invloed zou mogen zijn op het aantal ontslagen (WW) en niet op het aantal nieuwe arbeidsongeschikten (WAO). We hebben deze variabele dan ook benut als check op de robuustheid van het model, met overigens nagenoeg dezelfde schattingsresultaten.

Om verborgen arbeidsongeschiktheid in de WW-instroom vast te stellen gebruiken we een instrumentvariabele die alleen in de AVO-bestanden voorhanden is, namelijk de 'functiecomplexiteit', die varieert van 'zeer eenvoudige werkzaamheden' tot 'hoger management'. We veronderstellen dat zonder substitutie van WAO- naar WW-instroom deze variabele alleen van invloed is op het al dan niet arbeidsongeschikt raken en niet op het werkloosheidsrisico. De variabele heeft immers geen (direct) logisch verband met werkloosheid, gegeven dat we al controleren voor opleiding, functietype, etc. en niet waargenomen kenmerken van het bedrijf die constant zijn over de tijd.

Resultaten

De schatting van beide typen substitutie-effecten bestaat uit twee stappen. Allereerst schatten we een biviaat Tobit model voor instroom in de WAO en WW, met een uitgebreide set van verklarende variabelen en correctie voor niet-waargenomen kenmerken. Vervolgens leiden we hieruit consistente schattingen af voor de gezochte structurele parameters. De *a priori* gekozen instrumentvariabelen zijn hierbij essentieel; zonder deze kunnen we het aandeel van verborgen werkloosheid niet schatten. De belangrijkste resultaten van deze laatste stap worden gepresenteerd in tabel 2.

tabel 1

| Data en identificatiestrategie | | |
|--------------------------------------|--|--|
| | UWV | AVO |
| periode | 1994-2003 | 1993-2002 |
| aantal waarnemingen ^a | 246.040 | 10.437 |
| selectie bedrijven | industrie en dienstensector, tenminste 25 werknemers | alle sectoren behalve de publieke sector |
| correctie niet waargenomen kenmerken | bedrijfsniveau | CAO-niveau |
| instrumentvariabelen | lonen | lonen |
| instroom WAO | sectorale loonsomgroei ^b | |
| instrumentvariabele instroom WW | - | functiecomplexiteit |

^a Meerdere observaties per bedrijf mogelijk.

^b Deze variabele is één jaar vertraagd.

Met het UWV-databestand vinden we dat in de periode 1994-2003 2,6 procent van de ontslagen heeft plaatsgevonden via de WAO. Met het AVO-databestand vinden we voor de periode 1993-2002 een percentage van 3,0. Dit percentage lijkt wellicht laag, maar wanneer we het vertalen naar de fractie verborgen werkloosheid in de instroom in de WAO dan komen we tot respectievelijk elf procent (UWV) en 26 procent (AVO). Dit volgt uit het feit dat jaarlijks meer personen in de WW stromen dan in de WAO. Merk hierbij echter op dat de percentages berekend zijn op basis van de steekproefgemiddelden uit de beide datasets. Zouden we de geschatte fracties uit de eerste twee kolommen in tabel 2 toepassen op het gemiddelde van de totale instroomcijfers over de afgelopen vijftien jaar, dan zou een verborgen component van veertien à zestien procent resulteren. Deze cijfers zijn in overeenstemming met de eerdere literatuur: de schatting van de verborgen component ligt binnen de in de introductie genoemde range, zij het dat de dalende tendens ten opzichte van de oudere studies wordt bevestigd. Interessanter wordt het nog wanneer we de mate van substitutie schatten voor verschillende jaren. Gezien de relatief beperkte omvang van het AVO-bestand kan dit alleen voor de UWV-data. Uit tabel 2 blijkt dan dat sprake is van een dalende trend in de verborgen werkloosheid in de WAO-instroom: vond in 1994 nog meer dan vijf procent van de ontslagen plaats via de WAO, in 1998 is dit percentage met twee derde afgenomen, terwijl in 2003 nog slechts weinig verborgen werkloosheid in de WAO instroom rest (0,7 procent). In termen van verborgen werkloosheid in de WAO-instroom betekent dit een afname van 38 procent in 1994 tot zes procent in 1998, en een verdere afname tot twee procent in 2003. Deze afname is slechts voor een klein deel toe te rekenen aan een vermindering van de WW-instroom zelf; veel belangrijker is de afname van het *aandeel* van de WW-instroom dat naar de WAO gedirigeerd wordt. Opmerkelijk is ook dat dit aandeel een monotoon dalend verloop kent, zodat conjuncturele fluctuaties geen noemenswaardige invloed gehad kunnen hebben. We kunnen dus concluderen dat de verborgen werkloosheid in de WAO-instroom grotendeels was verdwenen in 2002, het jaar waarin de WAO-instroom sterk begon te dalen. De meest recente dalingen zijn dus niet zozeer te danken aan een verdere afname van afwenteling vanuit de WW, maar een daadwerkelijke vermindering van arbeidsongeschiktheid. Te denken valt hierbij aan een verbeterde preventie en re-integratie van ziekteverzuim enerzijds, en de scherpere toelatingseisen voor de WAO anderzijds. Tot slot staan de AVO data ons toe om de mate van verborgen arbeidsongeschiktheid in de WW te schatten. Zoals uit tabel 2 blijkt vinden we hiervoor geen bewijs: de puntschatter voor het percentage arbeidsongeschikten dat via de WW uit het werkzame leven stroomt is gelijk aan 0. De conclusie is dan ook dat de diverse hervormingen in de WAO tot 2003 voornamelijk niet hebben geleid tot substantiële druk op de WW.

Beleidsimplicaties

Onze schattingsresultaten wijzen uit dat de verborgen werkloosheid in de WAO-instroom in de loop van de jaren negentig vrijwel tot nul is gedaald. Dit resultaat

is robuust ten aanzien van de keuze van instrumentvariabelen: de loonverdeling binnen bedrijven en de sectorale conjunctuurindicator. Hieruit kan worden geconcludeerd dat de verschillende beleidsmaatregelen waarschijnlijk effectief zijn geweest, met daarbij de kanttekening dat we onze schattingresultaten niet één-op-één kunnen koppelen aan concrete beleidsmaatregelen. Opmerkelijk is ook dat de verborgen werkloosheid in de WAO-instroom al voor invoering van WAO-premiedifferentiatie en de Wet Verbetering Poortwachter zeer sterk is afgenomen. Ten eerste suggereert dit dat privatisering van de ziektewet in 1996 al tot een belangrijke afname van substitutie van de WW naar WAO heeft geleid. Kennelijk is hiermee de WAO als optie voor ontslag vis-à-vis de WW veel kostbaarder geworden. Tweede conclusie is dat beleidsmaatregelen vanaf 1998, zoals WAO-premiedifferentiatie en de Wet Verbetering Poortwachter, vooral effectief zijn geweest bij het verminderen van het 'werkelijke' arbeidsongeschiktheidsrisico, en niet zozeer vermindering van afwenteling van WW naar WAO.

Voornamelijk vinden wij geen bewijs dat de reeds genomen beleidsmaatregelen hebben geleid tot verhoogde druk op de WW-instroom, althans niet tot 2003. Dit komt overeen met Bolhaar et al., die vinden dat een versterkte poortwachtersfunctie (bij preventie en re-integratie) wél effectief is in het verminderen van WAO-instroom, maar niet heeft geleid tot substitutie naar de WW (Bolhaar et al., 2005). We kunnen echter niet uitsluiten dat met de introductie van WIA dit jaar deze situatie is gewijzigd. Door de verhoging van de uitkeringsdrempel naar 35 procent arbeidsongeschiktheid zal de komende jaren een substantiële groep werknemers met arbeidsbeperkingen ontstaan die in dienst van de werkgever blijft. Vooral in slechtere tijden zullen werkgevers geneigd zijn deze groep te ontslaan, omdat dit de enige optie is om tot ontbinding van een contract over te gaan. Met het vrijkomen van nieuwe gegevens van de instroom in de WIA is nader onderzoek naar deze mogelijke nieuwe vorm van substitutie gewenst.

tabel 2

Geschatte mate van substitutie tussen WW en WAO-instroom 1993/1994-2003 (standaardfouten tussen haakjes)^a

| | UWV-data | AVO-data | Verborgen component ^b (procenten) |
|--|------------------|------------------|--|
| percentage werklozen via WAO | 2.6 (0.1) | 3.0 (4.9) | 11 à 26 |
| 1994 | 5.4 (0.3) | - | 38 |
| 1998 | 1.9 (0.3) | - | 6 |
| 2003 | 0.7 (0.3) | - | 2 |
| percentage arbeidsongeschikten via WW | - | 0.0 (8.5) | 0 |

^a Zie Koning en Van Vuuren (2006a) voor geschatte percentages voor alle tussenvallende jaren.

^b Deze kolom geeft het geschatte aandeel werklozen in de WAO-instroom, respectievelijk het geschatte aandeel arbeidsongeschikten in de WW-instroom.

LITERATUUR

- Aarts, L. & P. de Jong (1992) *Economic Aspects of Disability Behaviour*. Amsterdam: North-Holland.
- Bolhaar, J., P. de Jong, B. van der Klaauw & M. Lindeboom (2005) Strengere poortwachtersfunctie UWV leidt tot lagere WAO-instroom. *ESB*, nr. 4459, 200-202.
- Hassink, W., J. van Ours en G. Ridder (1997) Dismissal through disability. *De Economist*, 145(1), 29-46.
- Hassink, W. (2000) Job Destruction through Quits or Layoffs? *Applied Economics Letters*, 7, 45-47.
- Koning, P. and D. van Vuuren (2006a) *Hidden Unemployment in Disability Insurance in the Netherlands: An Empirical Analysis Based on Employer Data*. CPB Discussion Paper. Den Haag: Centraal Planbureau.
- Koning, P. en D. van Vuuren (2006b) *Disability Insurance and Unemployment Insurance as Substitute Pathways: An Empirical Analysis Based on Employer Data*. CPB Discussion Paper. Den Haag: Centraal Planbureau.
- Westerhout, E. (1996) *Hidden unemployment in Dutch disability schemes*. CPB Report, 2, 24-29.