

Ombuigingen in de sociale zekerheid, arbeidsparticipatie en inkomensverdeling

DRS. K.P. GOUDSWAARD – DRS. PH. R. DE JONG*

Vanaf 1983 zijn er aanzienlijke kortingen op de uitkeringen van de sociale zekerheid doorgevoerd. Het doel van de kortingen is het overheidsbudget direct of indirect te ontlasten en de collectieve-lastendruk te verminderen. De toegepaste en voorgestelde kortingen hebben echter niet alleen macro-economische gevolgen, maar lokken ook reacties uit op micro-niveau. In dit artikel worden de gevolgen van deze bezuinigingen op micro-niveau geanalyseerd. Daartoe is een model opgesteld waarmee het effect van de uitkeringshoogte op de individuele participatiekansen en de gevolgen voor de personele inkomensverdeling worden geschat. Tussen 1983 en 1986 is, zo concluderen de auteurs, de arbeidsmarktparticipatie naar schatting met 1,5% gestegen, en is de totale inkomensongelijkheid 3 à 4% toegenomen. De ongelijkheid tussen ontvangers van een uitkering en werkenden is met ruim 63% zeer sterk toegenomen.

Inleiding

De financiering van de sociale zekerheid brengt al gedurende vele jaren aanzienlijke economische en budgettaire problemen met zich mee. Vanaf het midden van de jaren zeventig is getracht om de forse groei van de sociale-zekerheidsuitgaven af te remmen door incidentele maatregelen 1). Een duidelijke ombuiging van deze groei heeft echter tot 1983 nog niet plaatsgevonden, deels omdat de politieke mogelijkheden om de voorgestelde maatregelen te realiseren steeds weer beperkt bleken te zijn, deels omdat demografische en economische omstandigheden hebben geleid tot een sterk toegenomen beroep op diverse regelingen. Het huidige kabinet heeft in deze ontwikkelingen aanleiding gezien tot meer ingrijpende bezuinigingen in de sfeer van de sociale zekerheid. Vanaf 1983 vinden er vooruitlopend op, of in het kader van de stelselwijziging sociale zekerheid aanzienlijke kortingen op de uitkeringen plaats. Deze kortingen worden doorgevoerd met het oog op budgettaire en macro-economische doelstellingen. De maatregelen zijn echter dermate ingrijpend dat ook aanzienlijke micro-economische effecten kunnen worden verwacht.

In dit artikel worden twee gevolgen van de bezuinigingen centraal gesteld die in de publieke discussie een belangrijke rol spelen. Ten eerste zal worden getracht op micro-niveau het effect van de ombuigingen op de arbeidsparticipatie te schatten. Daartoe wordt een model opgesteld ter bepaling van het effect van de uitkeringshoogte (en het arbeidsinkomen) op de individuele participatiekansen. Ten tweede worden de gevolgen voor de personele inkomensverdeling geschat. Daarbij is 1983 als basisjaar gekozen. Met behulp van micro-simulatie wordt geschat welke veranderingen ten opzichte van de basissituatie door mutaties in de koopkracht tussen 1983 en 1986 teweeggebracht worden 2). Achtereenvolgens wordt een beschrijving gegeven van de data, het participatiemodel, en de simulatie van de veranderingen in participatie en inkomensverdeling. Afsluitend volgen enige conclusies.

De data

Voor de analyses is gebruik gemaakt van het Leefsituatie On-

derzoek (LSO) uit 1980 van het Centraal Bureau voor de Statistiek. Deze steekproef bevat 3.238 inkomensstrekkers van wie het netto individuele jaarinkomen, de voornaamste inkomensbron en een aantal sociale en demografische kenmerken bekend zijn. Tabel 1 geeft een overzicht van de verdeling van enige van deze karakteristieken voor diverse groepen inkomensstrekkers in 1980.

Ontvangers van een uitkering zijn gemiddeld ouder, hebben kleinere huishoudens, een lagere opleiding, en een slechtere gezondheid dan werkenden. Binnen de groep uitkeringstrekkers hebben de ontvangers van een bovenminimale uitkering gemiddeld een hogere leeftijd en een slechtere gezondheid dan de ontvangers van een minimumuitkering. Als gevolg van wettelijke criteria zijn uitkeringstrekkers relatief dikwijls hoofdkostwinner of alleenverdiener. Het hoge aandeel van vrouwen in de groep ontvangers van een minimumuitkering is gevolg van hun oververtegenwoordiging in AAW en bijstand.

Ten behoeve van de bepaling van de inkomensverdeling voor 1983 tot en met 1986 is de steekproef representatief gemaakt voor de situatie in het basisjaar 1983. Hiertoe hebben twee aanpassingen plaatsgevonden. In de eerste plaats is de steekproef herwogen om te corrigeren voor zowel de ondervertegenwoordi-

* De auteurs zijn verbonden aan het Centrum voor Onderzoek van de Economie van de Publieke Sector, Rijksuniversiteit Leiden. Dit artikel vormt een bewerking van een paper, gepresenteerd op een internationale conferentie met als thema „Income Transfer Policies and the Economic Well-Being of the Poor”, Bellagio (Italië), 14-18 mei 1984. Speciale dank gaat uit naar Lieke Sijstermans voor zijn computer-assistentie, en naar Leo Aarts, Jacques van der Gaag, Victor Halberstadt, Eugene Smolensky, Huib van de Stadt en Barbara Wolfe voor hun waardevolle opmerkingen.

1) Vgl. Studiegroep Begrotingsruimte, *Beheersbaarheid van de collectieve uitgaven*, 's-Gravenhage, 1983, hoofdstuk 7.

2) Deze methode is ook gehanteerd door het Sociaal en Cultureel Planbureau in een soortgelijke analyse. Vgl. Sociaal en Cultureel Planbureau, *Enkele gevolgen van de stelselherziening sociale zekerheid*, Stukwerk 1984, nr. 21. Het SCP beperkt zich tot beschrijvende simulaties, terwijl hier ook gedragsreacties worden geschat. Zie ook C.A. de Kam en C.J. Wiebrens, *Personele inkomensverdeling en wijzigingen van het stelsel van sociale zekerheid, Beleid en Maatschappij*, 1983, nr. 1-2, blz. 2-13.

Tabel 1. Enige karakteristieken van de inkomensstrekkers in LSO 1980 (procenten)

	Inkomensbron					totaal
	minimum uitkering	AOW	bovenminimale uitkering	ambtenaren-salaris	loon part. sector	
Aantal leden huishouden:						
1	13	38	10	9	8	14
2	30	47	28	28	23	29
3	29	9	21	18	17	17
>3	28	6	41	45	52	40
Leeftijd: 17-30	28	0	10	33	33	25
30-50	34	0	30	52	52	40
50-65	38	0	60	15	15	20
≥ 65	0	100	0	0	0	15
Opleiding: laag 1	49	58	36	8	18	27
2	34	18	35	22	31	28
3	14	17	25	33	37	30
hoog 4	3	7	4	37	14	15
Kostwinner en alleenverdiener: 0	42	23	41	52	57	48
1	58	77	59	48	43	52
Geslacht: man 0	37	59	83	74	74	69
vrouw 1	63	41	17	26	26	31
Aantal klachten over de gezondheid: 0	15	19	6	35	34	28
1-2	21	28	18	36	36	32
3-4	19	20	19	16	16	17
> 4	45	33	57	13	14	23

Tabel 2. Procentuele verdeling van de inkomensstrekkers naar voornaamste inkomensbron

	LSO	Populatie	
	1980	1980	1983
Arbeidsinkomen	74	66	60
Uitkeringen	26	34	40
waarvan:			
- WW, WWV	2	2	5
- WAO, AAW	5	9	9
- AOW, AWW	17	20	20
- bijstand, RWW	1	3	6
Totaal aantal inkomensstrekkers	3.238	7.580.000	7.800.000

Tabel 3. Procentuele veranderingen in reëel beschikbare inkomens 1984-1986

	1984 a)	1985 a)	1986 b)
Minimum-uitkering/minimumloon	-3	0	-3
Echte minima	-1,5	-2	-3
Bovenminimale uitkeringen c)	-4	-5	-5
Ambtenarensalarissen	-3	0	-3
Lonen particuliere sector	-1	2	2

a) De cijfers voor 1984 en 1985 zijn met name gebaseerd op de *Notitie inkomensbeleid 1985*, Tweede Kamer, vergaderjaar 1984-1985, 18 611, nr. 2.

b) De cijfers voor 1986 vormen veronderstellingen onder meer gebaseerd op de ombuigingstaakstelling voor de sociale zekerheid en de ambtenarensalarissen voortvloeiend uit het regeerakkoord. Tevens is er van uitgegaan dat de echte minima geen koopkrachttoeslag meer krijgen in 1986, en dat de premieverlaging als gevolg van de ombuigingen doorwerkt in het reëel beschikbare loon.

c) Het betreft de WAO, WW en WWV. Met uitkeringen in het kader van de Ziekte-wet kon geen rekening worden gehouden.

ging van ontvangers van uitkeringen in de steekproef als de sterke groei van het aantal uitkeringen tussen 1980 en 1983 (zie tabel 2).

Zoals tabel 2 laat zien, zijn in de steekproef vooral arbeidsongeschikten en bijstandstrekkers ondervertegenwoordigd en heeft de groei tussen 1980 en 1983 zoals bekend vooral betrekking op werkloosheidsuitkeringen (WW, WWV, RWW). In de tweede plaats zijn de reëel beschikbare inkomens gewijzigd con-

form de koopkrachtmutaties tussen 1980 en 1983 voor de verschillende inkomensgroepen en -klassen.

Voor de jaren 1984-1986 zijn de gerealiseerde respectievelijk veronderstelde wijzigingen in de reëel beschikbare inkomens weergegeven in tabel 3.

De bovenminimale uitkeringen worden in deze drie jaren het sterkst getroffen, maar ook voor de overige inkomensstrekkers in de publieke sector wordt voor 1986, evenals in 1984 het geval was, een koopkrachtdaling voorzien. Voor de reëel beschikbare lonen wordt voor 1985 en 1986 een stijging verondersteld met name als gevolg van de bezuinigingen op de sociale-verzekeringsuitgaven, die een premieverlaging met zich mee brengen.

Uitkeringen en arbeidsparticipatie

Het huidige kabinet lijkt doelbewust een vergroting van de afstand tussen uitkeringen en arbeidsinkomens in de marktsector na te streven. De bovenminimale uitkeringen worden verlaagd tot 70% van het laatst verdiende loon, terwijl de koopkracht van minimumuitkeringen en ambtenarensalarissen, die in 1984 al gedaald is, in 1985 op zijn best gehandhaafd blijft, en in 1986 waarschijnlijk verder verlaagd wordt (zie tabel 3). Daartegenover staat een toename van de koopkracht van arbeidsinkomens in de marktsector.

De vraag is of, en in hoeverre een dergelijke inkomenspolitiek op het arbeidsparticipatiegedrag van invloed zal zijn. Om dit te onderzoeken is een model voor de individuele participatiekansen vereist. In afwijking van wat te doen gebruikelijk is, dient participatie daarbij gedefinieerd te worden als het hebben van een arbeidsloon als belangrijkste (individuele) inkomensbron 3). Non-participatie wordt gelijkgesteld aan het hebben van een werkloosheids- of arbeidsongeschiktheidsuitkering (WW, WWV, RWW respectievelijk AAW/WAO) als hoofdbron.

Het al of niet participeren – dat wil zeggen het feitelijk waargenomen participatiegedrag – wordt afhankelijk verondersteld van enerzijds de participatiegeneigdheid en anderzijds de mogelijkheden om aan die geneigdheid gevolg te geven. Volgens het micro-economische arbeidsaanbodmodel zullen de door het kabinet beoogde divergenties tussen lonen en uitkeringen de participatiegeneigdheid in dubbele zin positief beïnvloeden. En wel omdat:

- stijging van de reële lonen (LY) bij gelijkblijvende uitkeringen een positief effect heeft vanwege de dominantie van het (positieve) substitutie-effect over het (negatieve) inkomenseffect;
- daling van de reële uitkeringen (TY) alleen een (positief) inkomenseffect heeft 4).

Naar veronderstelling wordt de voorkeur voor arbeidsparticipatie, behalve door financiële prikkels ook bepaald door een aantal achtergrondkenmerken, zoals leeftijd, geslacht, burgerlijke staat, kindertal, woonplaats en opleiding. Deze demografische variabelen kunnen worden gezien als indicatoren van de persoonlijke voorkeur van betrokkene en van de inkomensbehoeften van het huishouden waartoe hij of zij behoort.

Het zou echter onjuist zijn te veronderstellen dat mensen hun voorkeur voor loon of uitkering vrijelijk kunnen volgen. De realisatiemogelijkheden van individuele voorkeuren worden primair beperkt doordat onvoldoende (passende) banen beschikbaar zijn. Bij dwarsdoersnedegegevens kan hiermee rekening worden gehouden door regionale en beroepsgewijze verschillen in werkgelegenheid te hanteren. Bij gebrek aan een beroepencodering in de LSO-data moeten we ons beperken tot het provinciale werkloosheidspercentage (WP) als maat voor de variatie in het aanbodoverschot op de arbeidsmarkt. Wel kunnen we in dit

3) Gebruikelijk is om alle leden van de beroepsbevolking, dus werkdenden en werkzoekenden, als aanbieders van arbeid te tellen en alle andere personen in de relevante leeftijdsklassen (arbeidsongeschikten, studenten, huisvrouwen) als non-participanten.

4) Zie voor een uitvoerig overzicht van recente arbeidsaanbodmodellen M. Killingsworth, *Labor supply*, Cambridge University Press, Cambridge (Mass.), 1983.

verband gebruik maken van de eerder genoemde achtergrondkenmerken als indicatoren van een meer of minder kwetsbare positie op de arbeidsmarkt. De realisatie van een bepaalde voorkeur kan voorts gefrustreerd worden door gezondheidsklachten (GEZ). Een slechte gezondheid belemmert participatie in fysieke of psychische zin, maar kan bovendien voor werkgevers een signaal zijn voor lage produktiviteit.

De vergelijking voor de participatiekans (P) laat zich nu schrijven als:

$$P_i = f(LY_i, TY_i, X_i, WP_i, GEZ_i) \quad (1)$$

waarbij X_i de bij het i -de individu behorende vector van achtergrondkenmerken is 5).

De individuele kanswaarden P_i zijn natuurlijk niet waarneembaar. Wat gemeten wordt, is een binaire variabele, die de waarde 1 aanneemt voor personen met een arbeidsinkomen (participanten) en 0 is voor ontvangers van één van de genoemde uitkeringen (non-participanten). Per definitie geldt dat waarnemingen van LY ontbreken bij uitkeringsgerechtigden en dat TY afwezig is bij werkenden. Dit betekent dat de aanwezigheid van een bepaalde inkomenswaarneming afhangt van de waarde van de te verklaren, dus endogene, participatievariabele. Om nu tot een schatbare vorm van vergelijking (1) te komen zijn voor alle steekproefpersonen verwachte bedragen berekend van zowel hun (potentiële) arbeidsinkomen als hun (potentiële) uitkeringsinkomen. Hiertoe zijn twee inkomensregressies uitgevoerd, waarbij resp. de feitelijke arbeidsinkomen en de uitkeringsinkomen gerelateerd zijn aan een aantal relevante achtergrondkenmerken. Vervolgens zijn zowel aan participanten als aan non-participanten een verwacht arbeidsinkomen en een verwacht uitkeringsbedrag toegekend door zijn of haar individuele achtergrondkenmerken te substitueren in de twee geschatte inkomensvergelijkingen 6). De schattingsresultaten voor het participatiemodel zoals weergegeven in vgl. (1) staan vermeld in tabel 4.

Tabel 4. Elasticiteiten van een aantal factoren die de participatiekans bepalen, op basis van LSO 1980-gegevens

	Elasticiteit
Verwacht arbeidsinkomen	0,40*
Verwacht uitkeringsbedrag	-0,25*
Leeftijd	-0,38*
Opleiding a)	0,13*
Gehuwd	0,01
Partner heeft geen inkomen	0,02
Aantal kinderen	-0,00
Urbanisatiegraad b)	0,03
Provinciaal werkloosheidspercentage	-0,06*
Gezondheidsklachten c)	-0,05*
Aantal waarnemingen	2120
Percentage participanten	88,6

* Significant op 5%-niveau.

a) Variabele loopt van 1 (laag) tot 5 (hoog). In de regressie is ook een interactieterm leeftijd \times opleiding opgenomen. Het effect hiervan is verwerkt in de elasticiteit van de opleiding.

b) Variabele loopt van 1 (platteland) tot 5 (grote steden).

c) Variabele loopt van 0 tot 13 klachten volgens de VOEG-schaal.

We vermelden elasticiteiten om de effecten van de verschillende variabelen onderling vergelijkbaar te maken. De resultaten moeten om een aantal redenen met voorzichtigheid worden geïnterpreteerd. Ten eerste is de gebruikte schattingsmethode niet optimaal 7). Ten tweede zijn verschillende soorten uitkeringen samengenomen in één variabele. Het is waarschijnlijk dat voor (jonge) RWW'ers een andere elasticiteit geldt dan voor (oudere) WAO'ers. De gebruikte gegevens lieten echter geen onderscheid toe naar afzonderlijke soorten uitkeringen. De elasticiteit van de verwachte uitkeringen is dus niet meer dan een tentatieve schatting van een globaal gemiddelde. Ten derde wordt met de hier gebruikte afhankelijke variabele vanzelfsprekend alleen officiële – en dus registreerbare – arbeidsparticipatie gemeten. Naarmate deelname aan het officiële circuit een belangrijker rol speelt, wordt de uitkeringselasticiteit sterker onderschat.

Deze beperkingen in aanmerking genomen, geven de resulta-

ten aan dat financiële prikkels, naast leeftijd en opleiding, de individuele participatiekans in belangrijke mate beïnvloeden. De tekens van de inkomens- en uitkeringselasticiteiten zijn bovendien in overeenstemming met de ter zake gemaakte veronderstellingen. Zo vinden we een uitkeringselasticiteit van $-0,25$. Dit betekent dat een daling van de verwachte uitkeringshoogte met 10%, via een vergroting van de participatiegeneigdheid, leidt tot een toename van de gemiddelde participatiekans met 2,5%.

Op grond van deze resultaten kan aangenomen worden dat de vergroting van de afstand tussen de uitkeringen en de arbeidsinkomen over de periode 1983-1986 (conform tabel 3) eveneens een hogere participatiekans tot gevolg heeft. Ten einde de omvang van deze gedragsreacties te schatten is de volgende weg bewandeld. Eerst zijn op de waargenomen steekproefinkomens voor 1980 koopkrachtmutaties aangebracht, waardoor inkomens voor 1983 en 1986 gecreëerd zijn. Aangezien het model geen betrekking heeft op feitelijke inkomens zijn vervolgens voor 1983 en 1986 wederom verwachte arbeidsinkomen en uitkeringen berekend met behulp van dezelfde procedure als beschreven voor 1980 8). Met behulp van deze nieuwe berekende inkomens kan de verandering van de participatiekans binnen het model gesimuleerd worden. Substitutie van de verwachte inkomens voor 1983 en 1986 in vergelijking (1) levert voorspellingen van de individuele participatiekans voor 1983 en 1986 op 9). Daarbij zijn de overige factoren constant gehouden op hun in 1980 waargenomen steekproefwaarden. Het resultaat van deze simulatie is dat de gemiddelde participatiekans uitsluitend ten gevolge van koopkrachtmutaties tussen 1983 en 1986 met 1,5% zou toenemen.

De vraag rijst hoe dit resultaat moet worden geïnterpreteerd. Een vertaling naar macro-economische arbeidsparticipatie is natuurlijk niet zonder meer mogelijk. Immers, de feitelijke macro-arbeitsparticipatie wordt niet alleen door participatiegeneigdheid bepaald, maar ook door de vraag naar arbeid. Vraag en aanbod bepalen in onderlinge wisselwerking de werkgelegenheid, dat wil zeggen de feitelijk gerealiseerde participatie. De gedragseffecten die voortkomen uit het gehanteerde statische micro-model kunnen dus uitsluitend als macro-effect geïsoleerd worden door aan te nemen dat er voldoende niet geëffectueerde vraag naar arbeid is om het door koopkrachtontwikkelingen toenemende arbeidsaanbod te absorberen. Onder deze veronderstelling zou de arbeidsparticipatie tussen 1983 en 1986 stijgen met 1,5%, hetgeen overeenkomt met circa 70.000 personen. Overigens, ook bij een gunstige ontwikkeling van de vraag naar arbeid levert deze simulatie geen voorspelling van de feitelijk te verwachten ontwikkeling van de arbeidsparticipatie in procenten van de gehele beroepsbevolking tussen 1983 en 1986. Immers, in deze exercitie is verondersteld dat de beroepsbevolking

5) Voor Nederland (en voor de Verenigde Staten) is een soortgelijk model, met andere specificaties, geschat in B.L. Wolfe, Ph.R. de Jong, R.H. Haveman, V. Haberstadt en K.P. Goudswaard, *Income transfers and work effort: The Netherlands and the United States in the 1970's*, *Kyklos*, jg. 37, 1984, nr. 4, blz. 609–637.

6) Deze verwachte bedragen zijn berekend met behulp van afzonderlijke regressies op log LY en log TY. Daarbij is gecorrigeerd voor de systematische endogene selectiviteit in de aan-(af)wezigheid van inkomens en uitkeringen. De correctietermen zijn verkregen uit een probitschatting van de herleide vorm van het participatiemodel. Zie voor een meer gedetailleerde beschrijving van methode, specificaties en schattingsresultaten: K. Goudswaard en Ph. de Jong, *The distributional impact of current income transfer policies in the Netherlands*, Centrum voor Onderzoek van de Economie van de Publieke Sector, rapport 84.06, Leiden, 1984. De gebruikte procedure is ontleend aan L.F. Lee, Identification and estimation in binary choice models with limited dependent variables, *Econometrica*, jg. 47, nr. 4, blz. 977-996.

7) De vermelde resultaten zijn gebaseerd op OLS-regressie, hoewel probit (of logit) de voorkeur verdient bij een binaire afhankelijke. Probitschatting leverde echter geen empirisch interpreteerbare resultaten, waarschijnlijk omdat de te verklaren variabele erg scheef verdeeld is. De regressies zijn gedaan op het ongewogen bestand.

8) Gemiddeld genomen stijgt het reële, verwachte arbeidsinkomen met 1% en dalen de reële, verwachte uitkeringen met 5% tussen 1983 en 1986.

9) Volgens: $\hat{P}_i = \beta_0 + \beta_1 LY_i + \beta_2 TY_i + \gamma' Z_i$; $Z_i = \{X_i, WP_i, GEZ_i\}$ t is respectievelijk 1983 en 1986. Hierbij wordt dus aangenomen dat de voor 1980 geschatte elasticiteiten (β en γ) in de tijd constant blijven.

naar omvang en samenstelling gelijk blijft. Met name de gedurige toename van het aantal schoolverlaters maakt deze veronderstelling onder de huidige omstandigheden weinig realistisch.

Wijzigingen in de inkomensverdeling

De geschetste inkomensontwikkelingen hebben niet alleen gevolgen voor het arbeidsmarktgedrag, maar beïnvloeden ook de inkomensverdeling. Om veranderingen in de inkomensverdeling te kunnen vaststellen is het noodzakelijk eerst de inkomenseenheid, het inkomensbegrip en de vergelijkingsbasis te kiezen (10). Uitgangspunt is hier het individuele netto secundaire jaarinkomen (11). De vergelijking vindt plaats tussen de secundaire inkomensverdeling binnen de herwogen steekproef vóór en na de inkomensmutaties conform tabel 3, waarbij vooralsnog geen rekening wordt gehouden met gedragsreacties. Als ongelijkheidsmaatstaf hebben wij de Theil-index gekozen. Deze maakt het mogelijk niet alleen veranderingen in de totale ongelijkheid maar ook veranderingen in de ongelijkheid tussen groepen te meten (12). In tabel 5 wordt een overzicht gegeven van de gesimuleerde wijzigingen in de personele inkomensverdeling.

Tabel 5. Mutaties in de inkomensongelijkheid 1983-1986

	Theil-index totaal	Procentuele mutatie t.o.v. 1983	Theil-index tussen 1a)	Procentuele mutatie t.o.v. 1983	Theil-index tussen 2b)	Procentuele mutatie t.o.v. 1983
1983	0,1439	—	0,0142	—	0,0121	—
1984	0,1439	—	0,0147	3,5	0,0132	9,1
1985	0,1459	1,4	0,0177	24,6	0,0162	33,9
1986	0,1459	3,9	0,0213	50,0	0,0198	63,6

a) Geeft de ongelijkheid tussen uitkeringstrekkingen enerzijds en werkenden anderzijds weer.

b) Geeft de ongelijkheid tussen uitkeringstrekkingen exclusief AOW'ers enerzijds en werkenden anderzijds weer.

De ombuigingen in de sociale zekerheid in samenhang met de overige inkomensmutaties veroorzaken tussen 1983 en 1986 slechts een geringe toename van de totale ongelijkheid met 3,9 procent (13). Hiertegenover staat een forse toename van de ongelijkheid tussen uitkeringstrekkingen enerzijds en werkenden anderzijds. Deze neemt tussen 1983 en 1986 met 50% toe. Laten we de AOW'ers buiten beschouwing, dan bedraagt de toename zelfs 63,6%.

De groeiende kloof tussen uitkerings- en arbeidsinkomen wordt in belangrijke mate veroorzaakt door de drastische verlaging van de bovenminimale uitkeringen. Deze verlaging leidt verder tot een stijging van het aantal uitkeringstrekkingen met slechts een minimumuitkering. Binnen de steekproef stijgt het aandeel van de minima in het uitkeringsbestand (exclusief AOW) als gevolg van de gesimuleerde kortingen van 65 procent in 1983 tot 75 procent in 1986.

Bij de berekening van de mutaties in de inkomensongelijkheid is geen rekening gehouden met de eerder geschatte gedragsreacties op koopkrachtveranderingen. De gevonden toename van de arbeidsparticipatie brengt echter naar verwachting een secundair effect op de inkomensverdeling met zich mee (14). Dit effect is, uitgaande van het door ons gehanteerde model, als volgt te berekenen. Conform de resultaten gaat een deel van de uitkeringstrekkingen (10,8%) over naar de groep werkenden, zodanig dat de arbeidsparticipatie met 1,5% stijgt. Het betreft hier die non-participanten die in 1983 de hoogste voorspelde participatiekansen hebben. Vervolgens is aan ieder van hen een verwacht arbeidsinkomen toegekend, dat is bepaald met behulp van de eerder vermelde regressie op het arbeidsinkomen. Het resulterende effect op de inkomensverdeling is een daling van de Theil-index voor 1986 met ruim 1%. Dit zou impliceren dat circa 25% van de geschatte toename van de ongelijkheid tussen 1983 en 1986 (3,9%) als gevolg van dit secundaire effect zou verdwijnen. De sterke stijging van de ongelijkheid tussen groepen verandert echter niet door de gesimuleerde toename van de arbeidsparticipatie.

Samenvatting en conclusie

De recente en voor de nabije toekomst te verwachten bezuinigingen in de sociale-zekerheidsuitgaven lijken ook op micro-economisch vlak gevolgen te hebben. Tussen 1983 en 1986 zou de arbeidsparticipatie – bij voldoende vraag naar arbeid en overigens gelijk blijvende omstandigheden – door de vergroting van de afstand tussen uitkeringen en arbeidsinkomen met circa 1,5% stijgen. Deze gedragsreacties vloeien met name voort uit de verlaging van de uitkeringen.

Hierdoor treden ook wijzigingen in de inkomensverdeling op. Naar schatting neemt tussen 1983 en 1986 de totale ongelijkheid als gevolg van de verschillende inkomensmaatregelen met 4% toe. Indien de secundaire effecten van een toenemende arbeidsparticipatie op de inkomensverdeling verdisconteerd worden, groeit de ongelijkheid met 3% in plaats van 4%. Aanzienlijk pregnanter is de groeiende inkomenskloof tussen ontvangers van een uitkering en werkenden. De ongelijkheid tussen deze twee groepen neemt met ruim 63% toe, ook als rekening wordt gehouden met gedrags-effecten.

De beleidsrelevantie van de gedragsreacties wordt onder de huidige omstandigheden beperkt door het overheersende effect van een toenemend arbeidsaanbod als gevolg van demografische factoren, en een hooguit geringe toename van de vraag naar arbeid. Niettemin mogen gedrags-effecten, gezien hun theoretische en empirische betekenis, niet a priori veronachtzaamd worden. In dit artikel is getracht voor Nederland een aanzet te geven tot empirische onderbouwing van dergelijke reacties.

Kees Goudswaard
Philip de Jong

10) Zie bij voorbeeld S. Danziger, R. Haveman en R. Plotnick, How income transfer programs affect work, savings, and the income distribution: a critical review. *Journal of Economic Literature*, jg. 19, september 1981, blz. 975-1028.

11) Hoewel het gebruikelijker is om uit te gaan van het huishouden als inkomenseenheid, zijn de gegevens ontoereikend om het huishouden in de analyse te betrekken.

12) De Theil-index is gedefinieerd als:

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \frac{Y_i}{N}$$

waarin:

N = aantal inkomensstrekkingen;

Y = het totale inkomen;

Y_i = het individuele inkomen.

De tussengroeps-Theil is gedefinieerd als:

$$T = \frac{N_L}{N} \ln \frac{Y/N}{Y_L/N_L} + \frac{N_T}{N} \ln \frac{Y/N}{Y_T/N_T}$$

waarin:

L = de groep met een arbeidsinkomen;

T = de groep met een uitkering.

13) Dit resultaat komt opmerkelijk overeen met een schatting voor de Verenigde Staten van de verdelingseffecten van Reagans begrotingsbeleid; zie S. Danziger en E. Smolensky, *Abrupt changes in social policy: the redistributive effects of Reagan's budget and tax cuts*, paper presented for the International Institute of Public Finance conference, Budapest, augustus 22-26, 1983.

14) In een recent overzichtsartikel signaleren Danziger e.a. (1981, op. cit.) dit probleem in het kader van de vergelijking van de primaire („pre-transfer”) met de secundaire („post-transfer”) inkomensverdeling. Zij beginnen met een onderscheid te maken in twee soorten gedragsreacties: in arbeidsparticipatie en in besparingen. Vervolgens stellen zij (op blz. 983) dat de gebruikelijke directe vergelijking tussen de primaire en de secundaire verdeling gebaseerd is op de aanname: „(...) that transfers elicit no behavioral responses that would cause income without transfers to deviate from observed pretransfer income (...). To the extent that the availability of transfers induces (individuals) to alter (their labor supply and savings' behaviour), estimates of the redistributive effects of transfers will be biased”. Ten slotte constateren zij (op blz. 1008) dat geen van de door hen besproken onderzoeken: „account for any behavioral responses (...)”. Met onze poging om dit wel te doen betreden wij dus een nieuw, zij het moerassig terrein.