

# Dubbel en dwars: over dubbele inkomens in 1979

MR. C. A. DE KAM — DRS. E. J. POMMER — DRS. C. J. WIEBRENS\*

**Er bestaat geenszins eenstemmigheid over dubbele inkomens in relatie tot de herverdeling van werk, het stelsel van sociale zekerheid en de belastingwetgeving. Ook over de inkomensherverdelende werking van dubbele inkomens zijn de meningen verdeeld. In dit artikel staat de invloed van dubbele inkomens op de inkomensverdeling centraal. De auteurs concluderen dat, naarmate het secundaire inkomen van het hoofd van een huishouden lager is, meer partners een eigen bron van inkomen hebben. Daar staat tegenover dat in de hogere decielen van de inkomensverdeling de beloning per uur van de werkende partner toeneemt. De resultante is dat binnen de categorie dubbele-inkomenswinners de inkomensongelijkheid licht toeneemt. Tussen de dubbele en enkele kostwinners is daarentegen, als het gezamenlijk inkomen als maatstaf wordt genomen, van een forse toename van de inkomensongelijkheid sprake. Ten slotte presenteren de auteurs een multivariate analyse, die het gewicht van diverse verklarende factoren voor de inkomensongelijkheid aangeeft.**

## 1. Inleiding

Het verschijnsel „dubbele inkomens” is in de Nederlandse politiek een actueel probleem. Het thema duikt steeds op: bij de herverdeling van werk, bij wijzigingen in het stelsel van sociale zekerheid en bij de herziening van de belastingwetgeving. Standpuntbepaling en beleidsvorming worden echter belemmerd doordat gegevens over huishoudens met dubbele inkomens schaars zijn, en betrekkelijk gedateerd.

Het CBS heeft vorig jaar enkele gegevens over echtparen met dubbele inkomens gepubliceerd 1). Het grondmateriaal was ontleend aan de op fiscale gegevens gebaseerde *Inkomensstatistiek 1975*. Odink en Pott-Buter hebben voor hun becijferingen gegevens uit dezelfde bron geput 2). Gegevens over dubbele inkomens uit het CBS Woningbehoeftenonderzoek 1977 zijn door Bakker verwerkt in zijn boek over korter werken 3). Recent zijn door het Sociaal en Cultureel Planbureau verstrekte gegevens opgenomen in een katern van het weekblad *Vrij Nederland*, dat onder meer aan de verdeling van inkomens was gewijd 4).

Van deze publikaties zijn die van Odink en Pott-Buter het interessantst, in zoverre dat deze auteurs ook ingaan op de invloed van het voorkomen van dubbele inkomens op de inkomensongelijkheid. Hun gegevens vormden tot voor kort het enige referentiepunt in de maatschappelijke discussie over dubbele inkomens 5).

Dit artikel gaat eveneens over dubbele inkomens. Het is als volgt ingedeeld. In paragraaf 2 wordt, op basis van gegevens uit het Aanvullend Voorzieningengebruik Onderzoek 1979 (AVO-79) een beeld gegeven van de verdeling van dubbele inkomens over huishoudens in 1979. In paragraaf 3 wordt nagegaan hoe dubbele inkomens de inkomensongelijkheid beïnvloeden. Een groot bezwaar tegen de gebruikelijke beschrijving van inkomensverdelingen in tabelvorm is dat geen rekening wordt gehouden met samenhangen tussen verklarende variabelen. Om dergelijke samenhangen voor huishoudens met dubbele inkomens op het spoor te komen, is een multivariate analyse uitgevoerd, die in paragraaf 4 wordt gepresenteerd. De slotparagraaf geeft een samenvatting en enkele conclusies.

## 2. Dubbele inkomens in 1979

Het Sociaal en Cultureel Planbureau maakt voor veel van zijn publikaties gebruik van enquêtegegevens. De meest recente inkomensgegevens waarover het bureau beschikt, zijn die van het in 1979 gehouden AVO-79 6). Het gebruik van enquêtegegevens in plaats van de op fiscale gegevens gebaseerde Inkomensstatistiek biedt een aantal voordelen. In de eerste plaats zijn de gegevens van recente datum. Voor actuele beleidsvraagstukken geniet het gebruik van enquêtegegevens daarom de voorkeur. In de tweede plaats bevatten enquêtes vaak meer achtergrondgegevens dan de Inkomensstatistiek. Dit vergroot het aantal analysemogelijkheden.

Bij het schrijven van dit artikel was een vergelijking van de inkomensgegevens uit het AVO-79 met de *Inkomensstatistiek 1979* (nog) niet mogelijk. Wel laten inkomensgegevens uit het AVO-79 zich goed vergelijken met nationale totalen, zoals vermeld in de Nationale Rekeningen 7). Een vergelij-

\* De auteurs zijn allen werkzaam bij het Sociaal en Cultureel Planbureau, Rijswijk. Wij danken onze collega's van de afdeling Systeemanalyse voor hun waardevolle opmerkingen naar aanleiding van een eerdere versie van dit artikel.

1) J. P. de Kleijn, Profielschets van de inkomensstrekker onder of op, resp. boven het minimum en modaal inkomen, *Sociale Maandstatistiek*, 1981, 10, blz. 82-103.

2) J. G. Odink en H. A. Pott-Buter, Echtparen met dubbele inkomens, *ESB*, 12 augustus 1981, blz. 774-777; Hettie Pott-Buter en Joop Odink, Het eigen arbeidsinkomen van de gehuwde vrouw, *Tijdschrift voor Politieke Economie*, jg. 5, 1982, nr. 3, blz. 122-136.

3) Vincent Bakker, *Korter werken; sociale noodzaak, eisen, feiten*, Agathon, Bussum, 1980.

4) De inkomens en de crisis, *Vrij Nederland*, 10 juli 1982.

5) Zie bij voorbeeld de reactie van Marga Bruyn-Hundt op de bezuinigingsvoorstellen van het kabinet-Van Agt II in het *NRC Handelsblad* van 22 april 1982.

6) Voor een beschrijving van het AVO-79, zie Sociaal en Cultureel Planbureau, *Profijt van de overheid in 1977*, Den Haag, 1981, blz. 326.

7) H. de Groot, C. A. de Kam en E. J. Pommer, *Een algemene arbeidsduurverkortung met tien procent*, SCP-cahier 30, Rijswijk, 1982, blz. 16.

king van de aantallen partners met een eigen inkomen uit het AVO-79 met gegevens uit de *Arbeidskrachtentelling 1979* wordt gegeven in tabel 1 8). De verschillen zijn gering.

Tabel 1. Aantal gehuwde vrouwen met een eigen inkomen in 1979,  $\times 1.000$

	AVO-79	Arbeidskrachtentelling 1979
In loondienst .....	676	660
Zelfstandigen .....	40	41
Meewerkende gezinsleden a) .....	104	106
Ontvangers van een sociale uitkering b) .....	111	—
Totaal .....	931	—

Bron: AVO-79; de Arbeidskrachtentellinggegevens zijn ontleend aan CBS, *Sociale Maandstatistiek*, januari 1982.

a) In het AVO-79 is inkomen aan de meewerkende echtgenote toegerekend conform de wettelijke regeling, met inachtneming van het werkelijk aantal gewerkte uren.

b) Een vergelijking van cijfers uit het AVO-79 met nationale totalen is niet mogelijk. Wel is een aanduiding betreffende het aantal uitkeringsgerechtigde gehuwde vrouwen te ontleenen aan CBS, *Inkomensstatistiek 1975*. Voor 1975 geeft die statistiek ca. 102.000 gehuwde vrouwen met een uitkering.

Bij onze berekeningen hebben we — gebruik makend van mogelijkheden die het AVO-79 in dit opzicht biedt — huishoudens van gehuwden en van niet-gehuwd samenwonenden te zamen bezien. Daarom worden de begrippen „hoofd van het huishouden” en „partner van het hoofd” in aangepaste vorm gehanteerd. Voor gehuwden geldt de man als hoofd, behalve in gevallen dat sprake is van rolwisseling in fiscale zin. Dan is de vrouw als hoofd aangemerkt. Bij niet-gehuwd samenwonenden is de man als hoofd aangemerkt, tenzij aan de voorwaarden voor „rolwisseling” was voldaan. Bij samenwonenden van gelijk geslacht is eveneens „rolwisseling” toegepast om hoofd en partner te onderscheiden. Uiteraard heeft rolwisseling toegepast op ongehuwd samenwonenden geen fiscale gevolgen.

Op basis van deze uitgangspunten kunnen in het AVO-79 ca. 962.000 huishoudens worden onderscheiden waarin een dubbel inkomen voorkomt. In 63.000 van deze huishoudens wonen hoofd en partner in niet-gehuwde staat samen. Beperken we ons tot huishoudens waarvan het hoofd tot de leeftijdscategorie 18-64 jaar behoort, dan vinden we 899.000 huishoudens met „dubbelwinners”, waarvan 56.000 ongehuwd samenwonenden.

Niet alle 931.000 gehuwde vrouwen met een eigen inkomen zorgen voor een tweede inkomen (als partner). Een aantal treedt door fiscale rolwisseling op als hoofd van het huishouden (waarbij de partner al dan niet eigen inkomsten kan hebben), een aantal staat geboekt als „gehuwd” maar woont in feite niet meer samen 9). Bij de niet-gehuwd samenwonenden is doorgaans een man hoofd van het huishouden.

Tabel 2 geeft een beeld van de inkomensverdeling van hoofden van huishoudens in 1979. Het gemiddeld secundair inkomen van het hoofd bedroeg dat jaar f. 24.200 10). Het percentage huishoudens bestaande uit twee (on)gehuwd samenwonende volwassenen is op de onderste regel aan-

gegeven. Met het stijgen van het inkomen van het hoofd neemt de kans op aanwezigheid van een partner sterk toe. In de hogere decielen komen minder alleenstaanden voor dan in de lagere decielen.

In totaal is in 63% van alle huishoudens een partner aanwezig. Het gaat daarbij, na verhoging tot nationale totalen, om 3.644.000 huishoudens, waarvan 444.000 bejaarden. Laten we deze groep buiten beschouwing, dan resteren 3.200.000 huishoudens die relevant zijn voor de discussie over dubbele inkomens. De beschrijving van de inkomensverdeling van deze huishoudens blijft hier beperkt tot een beschrijving naar quintielen (20%-groepen). Een presentatie naar decielen zou tot een nauwelijks overzienbare cijferbrij leiden. In tabel 3 is de verdeling beschreven. In totaal heeft 28% van de partners een eigen bron van inkomen. In het eerste quintiel is dat 38%, aflopend van 26% in het derde quintiel tot 21% in het vijfde quintiel. Bezien naar het secundair inkomen van het hoofd van het huishouden blijkt dat meer partners een eigen bron van inkomen hebben, naarmate het inkomen van het hoofd lager is.

Het gemiddeld door de partners ingebrachte secundair inkomen bedroeg in 1979 op basis van het AVO-79 f. 13.300. Over het algemeen bestaat er weinig variatie in het gemiddelde door de partner verdiende inkomen (per quintiel). Alleen het „tweede inkomen” in het hoogste quintiel springt er wat uit naar boven. Meer variatie treedt op in het aantal door de partner gewerkte uren per week. Het algemeen gemiddelde is bijna 28 uur per week. Partners in de lagere inkomensregioenen werken duidelijk langer dan de partners in hogere inkomensgroepen. De beloning per uur is dus (aanzienlijk) hoger in het vierde en vijfde quintiel. Deze beloningsverschillen zijn niet verwonderlijk; partners in het eerste quintiel (voor het merendeel gehuwde vrouwen) zijn over het algemeen ouder en hebben minder opleiding genoten dan degenen die een metgezel met een (wat) hoger inkomen hebben getroffen.

De partners in de verschillende quintielen onderscheiden zich naar leeftijd en opleiding. Huishoudens in de hoogste en laagste quintielen onderscheiden zich voorts van elkaar door

8) Schaduwberekeningen met gegevens van het *Woningbehoeftenonderzoek 1977* geven vrijwel hetzelfde beeld.

9) Van de 931.000 gehuwde vrouwen met een eigen bron van inkomen treden er 40.000 op als hoofd van het huishouden. Van deze 40.000 zijn 13.000 vrouwen volgens eigen opgave gehuwd, maar wonen niet samen met een partner. Voor 27.000 gehuwde vrouwen is rolwisseling toegepast, in ca. een derde van die gevallen heeft de echtgenoot een bescheiden inkomen. Het aantal aanvragen voor rolwisseling lag in 1978 volgens opgave van het Ministerie van Financiën op ca. 20.500. Extrapolatie zou het aantal rolwisselaars in 1979 op ca. 22.000 brengen.

10) Het secundair inkomen omvat het inkomen uit arbeid, onderneming en vermogen (primair inkomen) vermeerderd met pensioen-uitkeringen en sociale uitkeringen (incl. kinderbijslag), en verminderd met pensioenpremies, sociale-verzekeringspremies en inkomstenbelasting, voor zover deze ontvangsten en betalingen niet aan goederen en diensten gebonden zijn (zie *Profijt van de overheid in 1977*, blz. 45).

Tabel 2. Enkele kenmerken van hoofden van huishoudens, 1979 a)

	Totaal	Decielen secundair inkomen van het hoofd van het huishouden b)									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Gemiddeld inkomen (in gld. $\times 1.000$ ) .....	24,2	10,8	14,5	17,2	19,2	21,3	23,6	26,2	29,1	33,5	46,4
Procentueel aandeel .....	100	4,5	6,0	7,1	7,9	8,8	9,8	10,8	12,1	13,9	19,2
Laagste decielgrens (in gld. $\times 1.000$ ) .....	—	—	12,6	16,5	18,2	20,2	22,4	24,8	27,6	30,9	36,8
Aanwezigheid van een partner (%) .....	63	11	11	49	59	68	82	82	91	90	87

Bron: AVO-79.

a) Alle huishoudens waarvan het hoofd een secundair inkomen heeft, excl. studerende(n) (n = 5.769.000).

b) Onder huishoudens worden verstaan: alleenstaanden en gezinnen; „kinderen” van 18 jaar en ouder zijn als zelfstandig huishouden aangemerkt; niet-gehuwd samenwonenden zijn als gezin aangemerkt, behalve wanneer er sprake is van 3 of meer samenwonende volwassenen.

de aanwezigheid van kinderen (0-17 jaar) in het huishouden. Het al dan niet aanwezig zijn van (jonge) kinderen is een factor van gewicht bij de verklaring van de uiteenlopende arbeidsparticipatie van gehuwde vrouwen. Kinderen binden de vrouw aan huis, de mogelijkheden voor dagopvang zijn schaars en relatief kostbaar, school- en werktijden corresponderen niet en het veelgeprezen (vrij kostbare) informele circuit kent te veel onzekerheden om er zich op te verlaten.

Een en ander wordt duidelijk uit tabel 4. In huishoudens van twee volwassenen met kinderen ligt het percentage partners met een eigen inkomen aanzienlijk onder het gemiddelde; het aantal gewerkte uren per week is minder en de verdiensten zijn derhalve geringer. De huishoudens in het eerste quintiel lijken hierop een uitzondering te maken. De gehuwde vrouwen in dit quintiel zijn voornamelijk uit de leeftijdscategorie 50-64 jaar, waarvan men kan aannemen dat ze oudere, minder zorg behoevende kinderen hebben. In het eerste quintiel komen ook relatief veel gehuwde vrouwen in de leeftijdsgroep 18-34 jaar voor, de groep 35-49 jaar is hier ondervertegenwoordigd. Het is aannemelijk dat bij de groep 18-34 jaar meer rolwisselaars (in fiscale en niet-fiscale zin) voorkomen. Ook is het mogelijk dat bij deze groep jongere vrouwen van een ander deelnamepatroon sprake is. In tegenstelling tot oudere generaties moeders met kinderen geven zij hun baan minder snel op als ze een kind krijgen en blijven zij deelnemen aan het arbeidsproces. Een andere houding ten opzichte van werken, een gunstiger werkklimaat, gewijzigde maatschappelijke opvattingen e.d. kunnen hierbij een rol spelen.

### 3. Dubbele inkomens en inkomensongelijkheid

In discussies over dubbele inkomens wordt vaak de stelling gehoord dat ten gevolge van dit verschijnsel de inkomensongelijkheid groter wordt. De conclusies die Odink en Pott-

Buter aan hun becijferingen verbinden, druisen in tegen deze gangbare veronderstelling over het effect van het voorkomen van dubbele inkomens op de inkomensongelijkheid. Zij stellen:

„Naarmate de man dus een hoger inkomen heeft, wordt de relatieve betekenis van het inkomen van de vrouw geringer. Als gevolg hiervan heeft het inkomen van de werkende gehuwde vrouw een nivellerend effect op de verdeling van de inkomens van echtparen. Deze nivellering geldt zowel voor echtparen met dubbele inkomens als voor alle echtparen gezamenlijk, zoals aan de hand van de Theil-coëfficiënt is vastgesteld. Het zo dikwijls genoemde voorbeeld van de hoogleraar met een vrouw, die ook een hoog inkomen heeft, is wel suggestief maar komt niet veel voor” (1).

Zo'n conclusie roept vragen op; vragen naar gehanteerde definities, gebruikte gegevens, berekeningswijzen en interpretaties. Een eerste vraag betreft het aantal huishoudens met een dubbel inkomen in 1975. Odink en Pott-Buter geven een totaal van bijna één miljoen werkende gehuwde vrouwen in 1975. Dit aantal van bijna één miljoen werkende gehuwde vrouwen is nogal hoog en komt overeen met een arbeidsparticipatie van 30,1%. De *Arbeidskrachtentelling 1975*, die doorgaans als informatiebron voor dit soort kerncijfers fungeert, vermeldt een deelnamepercentage (in 1975) van 20,0. In absolute zin betreft het 663.000 gehuwde vrouwen. De vraag dringt zich op hoe het mogelijk is dat Odink en Pott-Buter ca. 335.000 huishoudens met dubbele inkomens méér vinden, dan op grond van de *Arbeidskrachtentelling* mocht worden verwacht. Voor buitenshuis werkende echtgenotes is de afwijking 185.000 en bij meewerkende echtgenotes van zelfstandigen 150.000 (zie tabel 5).

1) Hettie Pott-Buter en Joop Odink, art. cit., 1982, blz. 129.

Tabel 3. Kenmerken hoofden van huishoudens in de leeftijd van 18-64 jaar met een partner, 1979 a)

	Totaal	Quintielen secundair inkomen				
		1	2	3	4	5
Gemiddeld inkomen hoofd (in gld. × 1.000) .....	28,4	18,0	23,2	26,8	31,1	42,9
Hoofd is:						
— 18-34 jaar (%) .....	36,4	37,3	42,5	45,0	36,6	20,5
— 50-64 jaar (%) .....	28,3	40,8	29,1	18,9	24,7	28,0
Hoofd heeft middelbaar of hoger onderwijs genoten (%) .....	39,3	22,3	18,4	29,2	47,3	79,4
Partner met eigen inkomen (%) .....	28,1	38,3	32,8	25,5	22,7	21,2
Gemiddeld inkomen van de partner (in gld. × 1.000) .....	13,3	13,1	13,1	13,3	12,8	14,2
Standaarddeviatie (in gld. × 1.000) .....	8,2	8,1	6,8	8,7	8,7	9,3
Gemiddeld inkomen alle partners (met en zonder eigen inkomen, in gld. × 1.000) .....	3,7	5,0	4,3	3,4	2,9	3,0
Aantal gewerkte uren per week partner .....	27,7	32,2	29,4	27,1	23,7	23,3
Partner is:						
— 18-34 jaar (%) .....	44,3	42,5	48,8	53,9	45,2	30,8
— 50-64 jaar (%) .....	21,1	30,8	21,6	13,4	19,1	20,6
Partner heeft middelbaar of hoger onderwijs genoten (%) .....	25,3	20,8	18,4	19,2	23,6	44,8
Aanwezigheid kind (0-17 jaar) in het huishouden (%) .....	64,0	40,6	57,5	73,3	72,3	76,6
Aantal huishoudens (× 1.000) .....	3.200	640	640	640	640	640

Bron: AVO-79.

a) Alle huishoudens waarvan het hoofd een secundair inkomen heeft (geen studerende), 18-64 jaar is, en een partner heeft (gehuwd of samenwonend).

Tabel 4. Huishoudens van twee volwassenen met kinderen (0-17 jaar) in 1979

	Totaal	Quintielen secundair inkomen				
		1	2	3	4	5
Partners met eigen inkomen (%) .....	20,3	32,2	20,5	17,8	17,6	18,9
Gemiddeld inkomen van de partner (in gld. × 1.000) .....	10,6	10,4	9,7	10,6	9,4	12,7
Aantal gewerkte uren per week partner .....	22,6	30,8	21,6	21,2	18,8	21,2
Aantal huishoudens (× 1.000) .....	2.049	260	368	469	463	490

Bron: AVO-79.

Tabel 5. Aantal werkende gehuwde vrouwen in 1975, ( $\times 1.000$ )

	Arbeidskrachtentelling 1975	Odink, Pott-Buter
Buitenshuis werkende gehuwde vrouwen a) .....	554	739
In bedrijf van zelfstandige ondernemer meewerkende gehuwde vrouwen .....	109	257
Totaal .....	663	997

Bron: CBS, *Arbeidskrachtentelling 1975*, staat 46 en tabel 1 (incl. werklozen, excl. werkzoekenden); Hettie Pott-Buter en Joop Odink, art. cit., 1982, blz. 132.  
 a) Odink en Pott-Buter rekenen zelfstandigen ook tot de buitenshuis werkenden. De *Inkomensstatistiek 1975* van het CBS geeft een aantal van 27.000 (tabel 3.1); de *Arbeidskrachtentelling 1975* geeft een aantal van 28.000 (staat 14 en staat 46).

We kijken eerst naar het aantal *buitenshuis werkende gehuwde vrouwen*. Voor een deel wordt het verschil van 185.000 verklaard door de wijze van tellen. De *Inkomensstatistiek* omvat alle looninkomens over een heel jaar. Kortdurende dienstbetrekkingen van één persoon worden over een heel jaar bij elkaar gevoegd. De *Arbeidskrachtentelling* is daarentegen gebaseerd op een momentopname; daarin komt dus slechts een deel van de kortdurende dienstbetrekkingen (van werkende gehuwde vrouwen) voor. De *Inkomensstatistiek* vermeldt dus meer inkomens uit dienstbetrekking dan de *Arbeidskrachtentelling*. Dit kan echter slechts een gedeelte van het verschil van 185.000 personen verklaren.

Het verschil tussen het aantal *meewerkende echtgenotes van zelfstandigen* bedraagt 150.000. Odink en Pott-Buter baseren zich op de *Inkomensstatistiek*, die op fiscale gegevens berust. Ze hebben daarom in alle gevallen waarbij een deel van de ondernemingswinst van de man aan zijn echtgenote is toegerekend, aangenomen dat er sprake is van arbeidsinkomsten van de echtgenote, ongeacht of er werkelijk arbeid is verricht of niet. In beginsel laat de fiscale wetgeving toerekening van een deel van de ondernemingswinst alleen toe in het geval dat de echtgenote daadwerkelijk meewerkt in de onderneming van haar man. De omvang van de toegerekende winst is, binnen bepaalde grenzen, afhankelijk van de arbeidsinspanning van de vrouw. In eerste instantie geven belastingplichtingen op hoeveel uren de gehuwde vrouw „in de zaak” meewerkt; deze opgave is voor de fiscus nauwelijks controleerbaar en kan een flinke belastingbesparing opleveren. Daarom wekt het niet zoveel verwondering dat de op fiscale gegevens gebaseerde *Inkomensstatistiek 1975* 258.000 meewerkende gehuwde vrouwen geeft, terwijl er in de *Arbeidskrachtentelling 1975* maar 109.000 worden geregistreerd. De conclusie moet zijn dat Odink en Pott-Buter op gezag van de *Inkomensstatistiek 1975* ongeveer 150.000 alleen op (belasting)papier werkende (gehuwde) vrouwen in hun berekeningen hebben betrokken.

Bij het aantal dubbele inkomens dat Odink en Pott-Buter vermelden kunnen dus de nodige vraagtekens worden geplaatst. De *Inkomensstatistiek 1975* kent echter nog andere beperkingen, die de analyse van dubbele inkomens bemoeilijken. Zo werden in 1975 pensioen- en arbeidsongeschiktheidsuitkeringen van de gehuwde vrouw gevoegd bij het inkomen van de echtgenoot. Het gaat hier om „dubbel” inkomen dat echter in de *Inkomensstatistiek* niet als zodanig te onderscheiden is 12). Een andere, belangrijke beperking is, dat de *Inkomensstatistiek* alleen informatie geeft over duurzaam samenwonende gehuwden. Ongehuwd samenwonenden met één of twee inkomens blijven dus buiten beeld.

Odink en Pott-Buter rekenen overigens ook bejaarden tot de verzameling relevante huishoudens. Dit is aanvechtbaar; bij een discussie die zich toespit op de rol van de buitenshuis werkende (gehuwde, c.q. samenwonende) vrouw, haar kansen op de arbeidsmarkt en haar rechten op sociale zekerheid, is het niet erg realistisch de bejaarden in de becijferingen te betrekken.

De enerzijds te ruime, anderzijds te schrale afbakening van huishoudens met dubbele inkomens heeft ook consequenties

voor de hoogte van de inkomens (en de interpretatie daarvan) van zowel gehuwde vrouwen als van gehuwde mannen. Door alle gevallen van winsttoerekening aan de echtgenote van zelfstandigen in aanmerking te nemen (waarbij een maximum geldt) kan het gemiddeld inkomen van de gehuwde vrouw lager uitvallen dan bij een beperking tot *werkende* gehuwde vrouwen. Oververtegenwoordiging van kortdurende dienstbetrekkingen drukt eveneens het gemiddeld inkomen van gehuwde vrouwen. Daarentegen is het inkomen van een onbekend aantal gehuwde mannen overschat, doordat pensioen- en arbeidsongeschiktheidsuitkeringen van hun echtgenotes bij het inkomen van de man is gevoegd.

Dit alles is van belang omdat Odink en Pott-Buter de inkomens van gehuwde vrouwen relateren aan het inkomen van de man. Dan blijkt „dat het inkomen van de werkende gehuwde vrouw monotoon daalt bij toename van het inkomen van de man” 13). De relatieve betekenis van het inkomen van de vrouw wordt met andere woorden geringer naarmate de man een hoger inkomen heeft. Nu spelen vloereffecten weliswaar een rol bij de hoogte van de procentuele aandelen van tweede inkomens in de lagere-inkomensgroepen, maar daarbij komt, zoals reeds werd toegelicht, dat toekenning van het inkomen aan mannen en vrouwen in de *Inkomensstatistiek 1975* niet correct is geschied 14). Zolang daarover nog onduidelijkheid bestaat, moet men behoedzaam zijn bij het doen van uitspraken, met name over gevolgen van dubbele inkomens voor de inkomensverdeling en de ongelijkheid daarvan.

Odink en Pott-Buter hebben Theil-coëfficiënten berekend om deze gevolgen na te gaan. In eerste instantie voor de inkomensverdeling van gehuwde mannen; vervolgens voor inkomensverdelingen waarbij het inkomen van gehuwde mannen en vrouwen (zoals bekend uit de *Inkomensstatistiek*) is samengevoegd. Voor de totale groep gehuwden nemen de auteurs twee tegengestelde tendensen waar. Enerzijds *daalt* de ongelijkheid binnen de groep met dubbele inkomens aanzienlijk, anderzijds *neemt* de ongelijkheid tussen de groep gehuwden met en die zonder een dubbel inkomen enigszins *toe*. Per saldo daalt de Theil-coëfficiënt voor de gehele categorie echtparen 15, 16). De inkomensongelijkheid zou dus kleiner worden.

12) Sinds 1976 worden arbeidsongeschiktheidsuitkeringen van de gehuwde vrouw voor de belastingheffing niet meer bij het inkomen van haar echtgenoot gevoegd.

13) J. G. Odink en H. A. Pott-Buter, art. cit., 1981, blz. 776.

14) Met uitzondering van de inkomens van zelfstandigen geldt voor beloning uit arbeid de minimumloonregeling. Dat betekent dat het inkomen van de partner, uitgedrukt in procenten van het inkomen van het hoofd, altijd een zekere ondergrens kent.

15) J. G. Odink en H. A. Pott-Buter, art. cit., 1981, blz. 777.

16) De Theil-coëfficiënt is gedefinieerd als  $T_{\text{tot}} = \sum_{i=1}^N q_i \ln Nq_i$ .

Hierin geeft  $q_i$  de fractie weer van het totale secundaire inkomen dat huishouden  $i$  ontvangt, en  $N$  het totale aantal huishoudens. De coëfficiënt is gelijk aan nul, indien ieder huishouden een gelijk inkomen heeft; de coëfficiënt is gelijk aan de maximale waarde  $\ln N$ , indien één huishouden al het secundaire inkomen ontvangt. Een aantrekkelijke eigenschap van de Theil-coëfficiënt is dat de ongelijkheid voor een populatie kan worden ontbonden in de ongelijkheid tussen groepen (b.v. dubbelwinners en enkelwinners) en de ongelijkheid binnen groepen. De Theil-coëfficiënt kan daartoe als volgt worden herschreven:

$$T_{\text{tot}} = \sum_g Q_g \ln \frac{N}{N_g} Q_g + \sum_g Q_g \left( \sum_{i \in g} \frac{q_i}{Q_g} \ln N_g \frac{q_i}{Q_g} \right)$$

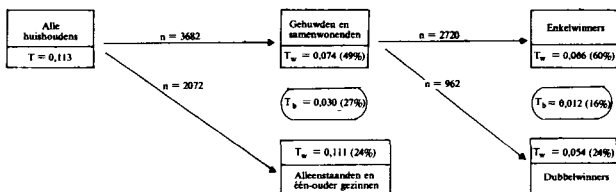
waarin  $Q_g$  het aandeel van het totale secundair inkomen weergeeft dat feitelijk terecht komt bij categorie  $g$ , en  $N_g$  het totaal aantal huishoudens in deze categorie. Het eerste lid van  $T_{\text{tot}}$  geeft de tussen-groepongelijkheid  $T_b$  weer, het tweede lid geeft een gewogen som van de binnengroepongelijkheid  $T_w$  in categorie  $g$  weer. De tussen-groepongelijkheid is gelijk aan nul indien de verdiende inkomens over de groepen verdeeld zijn naar rato van het aantal huishoudens. Voor een wiskundige uitwerking zie H. Theil, *Principles of econometrics*, New York, 1971, blz. 643.

Het is echter de vraag in hoeverre de in eerste aanleg berekende Theil-coëfficiënt de stand van zaken juist weergeeft; deze is immers berekend over ten dele onder- en overschatte inkomens van gehuwde mannen. Een beoordeling van de tweede Theil-coëfficiënt (berekend over de samengevoegde inkomens) en het verschil met de eerste coëfficiënt is moeilijk, doordat de gegevens over inkomens van gehuwde vrouwen op een aantal punten betwistbaar zijn. Bovendien wordt de Theil-coëfficiënt noodgedwongen berekend voor een beperkt aantal inkomensklassen, waardoor verschillen binnen inkomensklassen buiten beeld blijven.

Odink en Pott-Buter geven dus wel zicht op de verdeling van dubbele inkomens, maar de gehanteerde definities en de beperkingen in het datamateriaal doen twijfel rijzen aan de hardheid van hun berekeningen en dus ook van hun gevolgtrekkingen. Daarbij komt dat hun gegevens betrekkelijk verouderd zijn; ze hebben betrekking op 1975. Sindsdien is er nogal wat veranderd op het gebied van werk, inkomen en emancipatie.

Gegevens uit het AVO-79 maken het mogelijk de uitspraak van Odink en Pott-Buter te toetsen dat door „dubbele inkomens” de inkomensongelijkheid — bezien over huishoudens met een hoofd plus partner — per saldo afneemt. Ook wij hebben Theil-coëfficiënten berekend, zij het dat individuele huishoudens als eenheden zijn genomen, en geen (geaggregeerde) inkomensklassen, zoals Odink en Pott-Buter doen. Figuur 1 geeft inzicht in de inkomensongelijkheid tussen en binnen groepen huishoudens van verschillende samenstelling.

Figuur 1. Inkomensongelijkheid tussen en binnen huishoudens van verschillende samenstelling, 1979



Bron: AVO-79.

Legenda: T: Theil-coëfficiënt (w = binnen groepen; b = tussen groepen); tussen haakjes: bijdrage in de mate van ongelijkheid.

Omdat het maximum van de coëfficiënt afhangt van de omvang van het aantal eenheden in de onderscheiden categorieën en het door hen verdiende inkomen, is de bijdrage aan de ongelijkheid van elke categorie ook procentueel gegeven. Blijkens figuur 1 is ruim een kwart van de ongelijkheid in de inkomensverdeling toe te schrijven aan inkomensverschillen tussen gehuwden (en ongehuwd samenwonenden) enerzijds, en alleenstaanden (en één-oudergezinnen) ander-

zijds. Beperken we ons tot de categorie gehuwden en samenwonenden, dan blijkt dat slechts 16% van de inkomensongelijkheid binnen deze categorie is toe te schrijven aan inkomensverschillen tussen enkel- en dubbelwinners.

Het effect van dubbele inkomens op de inkomensverschillen tussen huishoudens kan eenvoudig in kaart worden gebracht door ongelijkheidsmaatstaven te berekenen, gebaseerd op resp. het (secundair) inkomen van het hoofd, en het (secundair) inkomen van hoofd en partner samen. Omdat de Theil-coëfficiënt, net als de meeste ongelijkheidsmaatstaven, erg gevoelig is voor alles wat zich aan de top van de inkomensverdeling afspeelt, is een tweede ongelijkheidsmaatstaf berekend, die relatief gevoelig is voor het midden en de onderkant van de inkomensverdeling: de standaardafwijking van de logaritme van de inkomens. Tabel 6 vat de resultaten samen. Deze staan dwars op die van Odink en Pott-Buter. Van nivellering door het verschijnsel „dubbelwinner” is geen sprake. Binnen de categorie dubbelwinners zelf nemen we al een lichte stijging waar, van zowel de Theil-coëfficiënt als de standaarddeviatie. Bezien voor de categorie gehuwden en samenwonenden als geheel (dubbel- plus enkelwinners) neemt de ongelijkheid aanzienlijk toe, wanneer we het inkomen van de partner voegen bij dat van het hoofd.

De Theil-coëfficiënt die de ongelijkheid meet tussen de categorie enkel- en dubbelwinners neemt toe met 0,010 als in plaats van het inkomen van het hoofd het inkomen van hoofd plus partner wordt genomen. Odink en Pott-Buter vonden voor de categorie „alle gehuwden” een lichte daling van de ongelijkheid. Een belangrijke oorzaak van het verschil tussen onze resultaten en die van Odink en Pott-Buter is ongetwijfeld dat zij berekeningen hebben uitgevoerd op basis van inkomensklassen en niet op basis van individuele huishoudens. De variantie binnen inkomensklassen hebben zij daarbij genegeerd. Daarnaast spelen hoogstwaarschijnlijk definitieverschillen (afbakening van inkomens en huishoudens) en verschillen in het gebruikte databestand een rol.

Wij achten onze eigen resultaten beter dan de bevindingen van Odink en Pott-Buter; dit oordeel is gebaseerd op de kritische kanttekeningen in de vorige paragraaf en de bespreking van onze resultaten in deze paragraaf. Onze slotsom is dat de gangbare veronderstelling over het effect van dubbele inkomens nog steeds geldig is: deze vergroten de inkomensverschillen.

Tabel 6. Ongelijkheidsmaatstaven, 1979

	Dubbelwinners a)	Gehuwden en samenwonenden a)
Secundair inkomen hoofd .....	T = 0,051 S = 9,78	T = 0,052 S = 19,15
Secundair inkomen huishouden .....	T = 0,052 S = 10,05	T = 0,067 S = 22,38
Aantal huishoudens (× 1.000) .....	899	3.200

Bron: AVO-79.

a) Hoofd is tussen 18-64 jaar oud.

$$T = \sum_{i=1}^n (Y_i/Y) \cdot \ln(N \cdot Y_i/Y); \text{ zie verder noot 16.}$$

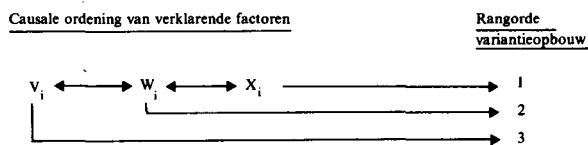
$$S = \sqrt{\frac{\ln^2}{\sum_{i=1}^n (\ln(Y_i) - \overline{\ln(Y)})^2}}$$

#### 4. Multivariate samenhangen

Een groot bezwaar tegen het in tabelvorm beschrijven van de inkomensverdeling is dat geen rekening wordt gehouden met samenhangen tussen verklarende factoren. Dit bezwaar kan goeddeels worden ondervangen door het uitvoeren van een multivariate analyse. Zo'n analyse is eigenlijk alleen goed uitvoerbaar als de verklarende factoren in termen van oor-

zaak en gevolg kunnen worden gerangschikt. Zodoende ontstaat een causaal model waarvan de relaties eenvoudig kunnen worden geschat. Hier zal deze weg slechts gedeeltelijk worden bewandeld omdat een causale ordening niet altijd zonder willekeur kan worden aangebracht. Zo zijn er factoren die een gemeenschappelijk deel van de variantie verklaren, maar die geen van alle als „eigenlijke” determinant kunnen worden aangemerkt. Waar verklarende factoren moeilijk in termen van oorzaak en gevolg kunnen worden gerangschikt, is een andere weg gevolgd. In dergelijke gevallen wordt de variantie stapsgewijs, naar de hoogte van de bijdrage van de afzonderlijke factoren opgebouwd. Dit analysemodel kan als volgt worden geschematiseerd (figuur 2).

Figuur 2. Analysemodel



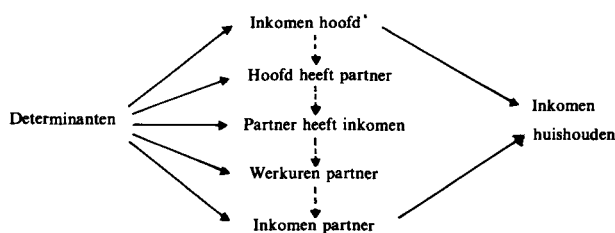
V, W en X zijn vectoren van nevenschikte determinanten  $i$ .

Waar verklarende factoren in termen van oorzaak en gevolg kunnen worden gerangschikt, worden eerst die factoren ter verklaring aangewend die aan het eind staan van de causale keten; zij leveren de meest directe verklaring. Vervolgens worden die variabelen geselecteerd die meer aan het begin staan van de causale keten. De causale ordening is op „ad hoc”-basis aangebracht en berust op betrekkelijk eenvoudige theoretische inzichten.

De inkomensverdeling van huishoudens kan analytisch in vijf componenten worden ontleed, die elk een eigen determinantstructuur kennen. Deze componenten zijn in nevenstaand schema in beeld gebracht (figuur 3).

Het inkomen van het huishouden bestaat uit het inkomen van het hoofd en, voor zover van toepassing, het inkomen van de partner. De bijdrage van de partner aan het inkomen van het huishouden is grotendeels het resultaat van een beslissingsproces, waarbij de factoren die in het geding zijn kunnen worden opgevat als determinanten.

Figuur 3. De inkomensverdeling in hoofdcomponenten



In tabel 7 is het resultaat van de multivariate analyse samengevat, waarbij de in figuur 3 vermelde componenten als te verklaren grootheden zijn weergegeven. De verklarende factoren zijn in drie categorieën onderscheiden: kenmerken van het huishouden (1), het hoofd (2) en de partner (3). De schatting van de coëfficiënten is gebaseerd op de gewone kleinste-kwadratenmethode. Dit is niet zonder bezwaren in het geval dat afhankelijke variabelen een dichotoom karakter dragen (17). De bezwaren gelden vooral bij heel hoge of heel lage frequenties, en veel minder bij frequenties tussen de 20 en 80 procent. De twee te verklaren grootheden, te weten (1) het al dan niet aanwezig zijn van een partner en (2) of de partner, indien aanwezig, al dan niet een eigen bron van inkomen heeft, hebben frequenties van ca. 60 resp. 25 procent. De kleinste-kwadratenmethode kan dus zonder veel bezwaren worden toegepast. Omdat de analyse is gericht op het ontrafelen van onderlinge samenhangen is gekozen voor multiple-correlatiecoëfficiënten. Deze tellen, in gekwadraterde vorm, op tot de verklaarde variantie.

17) Het belangrijkste bezwaar is dat de storingstermen van dichotome variabelen niet normaal zijn verdeeld (Maddala, blz. 162). Dit heeft tot gevolg dat de regressiecoëfficiënten als onzuivere schatters moeten worden aangemerkt, hoewel zij een redelijk nauwkeurig beeld geven van de omvang van het effect (Boyle, blz. 442 e.v.). Daarnaast zijn de varianties in de storingstermen ongelijk hetgeen, op zich, weliswaar niet leidt tot onzuivere maar wel tot inefficiënte schatters (Maddala, blz. 164). R. P. Boyle, Path analysis and ordinal data, in: H. M. Blalock (red.), *Causal models in the social sciences*, Chicago, 1971; G. S. Maddala, *Econometrics*, New York, 1977.

Tabel 7. Multivariate analyse van de secundaire inkomensverdeling, 1979

Te verklaren grootheden	Het hoofd heeft een partner	De partner heeft eigen bron inkomen b)	Aantal werkuren partner b)	Hoogte secundair inkomen van						
				de partner a) b)		het hoofd		het huishouden		
<b>Determinanten</b>										
<b>Kenmerken huishouden:</b>										
— heeft kind(eren) 0-11 jaar .....		-0,24 (-0,24)	-0,37 (-0,37)	-0,10 (-0,03)	0,08 (0,32)	— (0,24)				
— heeft kind(eren) 0-5 jaar .....		-0,06 (-0,20)	— (-0,23)	— (-0,02)	-0,05 (0,19)	-0,09 (0,12)				
<b>Kenmerken hoofd:</b>										
— heeft een partner .....		— (-0,20)	— (-0,05)	0,07 (0,05)	0,21 (0,43)	0,30 (0,49)				
— is uitkeringsontvanger b) .....	-0,19 (-0,10)	— (0,04)	— (-0,03)	— (0,10)	-0,09 (-0,13)	-0,11 (-0,14)				
— heeft hogere opleiding .....	-0,07 (0,05)	— (0,16)	— (-0,24)	— (0,10)	0,32 (0,32)	0,31 (0,31)				
— heeft hoger inkomen .....	0,20 (0,43)	-0,06 (0,21)	-0,10 (0,28)	0,15 (0,21)	— (-0,13)	— (-0,25)				
— is 18-26 jaar .....	-0,41 (-0,41)	— (-0,15)	— (-0,03)	-0,05 (-0,13)	-0,33 (-0,30)	-0,28 (-0,25)				
— is 50-64 jaar .....	— (0,15)	-0,10 (-0,15)	— (0,00)	— (0,00)	0,04 (0,09)	-0,02 (0,06)				
— is 65+ .....	-0,28 (-0,17)	— (0,17)	— (0,00)	— (0,00)	-0,28 (-0,22)	-0,30 (-0,25)				
<b>Kenmerken partner:</b>										
— is 18-26 jaar .....		0,14 (0,21)	0,23 (0,33)	— (-0,06)	— (0,04)	— (0,04)				
— is 50-64 jaar .....		-0,32 (-0,17)	— (-0,01)	— (0,04)	— (0,14)	— (0,14)				
— heeft hogere opleiding .....		0,18 (0,23)	0,07 (0,10)	0,15 (0,14)	— (0,14)	— (0,14)				
<b>Verklaarde variantie (%)</b> .....	33,0	23,0	20,6	6,2	35,3	37,0				
<b>Aantal huishoudens (× 1.000)</b> .....	5.769	3.200	793	793	5.769	5.769				

Bron: AVO-79.

a) Bij constant aantal werkuren, excl. uitkeringsontvangers.

b) Hoofd is tussen 18-64 jaar oud (excl. bejaarden).

Toelichting: in kaders: multipele correlatiecoëfficiënten, additief ( $\pm \sqrt{\Delta R^2}$ ); tussen haakjes: enkelvoudige correlatiecoëfficiënten; (blanco): niet van toepassing; — niet significant ( $p < 0,05$ ).

Nadere bestudering van tabel 7 en van het achterliggende cijfermateriaal leert het volgende. *Partners* treft men, welhaast vanzelfsprekend, het minst aan in huishoudens waarvan het hoofd nog erg jong of al erg oud is. Hiermee is al een kwart van de variantie vastgelegd. Inkomen correleert sterk met leeftijd; jongeren moeten vaak met het minimumloon genoegen nemen, ouderen zijn vaak aangewezen op een bescheiden pensioenuitkering. Een groot deel van het inkomenseffect, het verschijnsel dat men in de hogere-inkomensgroepen ook meer hoofden met een partner aantreft, kan dan ook goeddeels tot een leeftijdseffect worden teruggebracht: ca. twee derde van de door inkomen verklaarde variantie. Eveneens minder partners treffen we aan in huishoudens waarvan het hoofd een sociale uitkering ontvangt en de pensioengerechtigde leeftijd nog niet heeft bereikt. Dit verschijnsel kan slechts gedeeltelijk worden toegeschreven aan het feit dat men in lagere-inkomensgroepen, waartoe uitkeringsgerechtigden doorgaans behoren, eveneens minder hoofden met een partner aantreft. Het blijkt namelijk dat binnen elke inkomensgroep uitkeringsgerechtigden significant minder gehuwd of samenwonend zijn. Inkomen, ten slotte, blijkt buiten de eerder genoemde factoren nog maar van geringe betekenis te zijn. Van de oorspronkelijke 18% (het kwadraat van de enkelvoudige correlatie) resteert nog slechts 4%; de overige 14% is reeds door de eerder genoemde factoren verklaard.

Beperken we ons tot de huishoudens waar een partner aanwezig is, en laten we de bejaarden eveneens buiten beschouwing, dan blijkt de kans op een *partner met een eigen bron van inkomen* sterk toe te nemen naarmate de partner jonger is, een hogere opleiding heeft genoten, en minder kinderen in het huishouden heeft te verzorgen (18).

Opmerkelijk is voorts dat nogal weinig oudere partners (50-64 jaar) over een eigen bron van inkomen beschikken. De verklaringskracht die uitgaat van deze leeftijdsfactor,

overstijgt zelfs in aanzienlijke mate die welke uitgaat van de aanwezigheid van jonge kinderen: 10% tegenover 6%. Oorzaak van de geringe arbeidsmarktparticipatie van deze oudere partners is niet alleen de relatief slechte arbeidsmarktpositie, maar ook de geringe bereidheid betaalde arbeid te verrichten. Uit het Leefsituatie Onderzoek 1980 (CBS) blijkt dat ca. 50% van de gehuwde vrouwen in de leeftijd van 50-64 jaar, zonder eigen bron van inkomen en zonder kinderen, beslist *niet* buitenshuis wil gaan werken. Voor dezelfde groep vrouwen van 18-49 jaar ligt dit percentage aanmerkelijk lager: ca. 25. In huishoudens waarvan het hoofd uitkeringsgerechtigd is treffen we relatief veel ouderen, en dus ook veel oudere partners aan. Hiermee wordt een verklaring geboden voor het feit dat het negatieve verband tussen „het hoofd is uitkeringsontvanger” en „de partner heeft een eigen bron van inkomen” (- 0,20) niet meer in tabel 7 is terug te vinden nadat rekening is gehouden met de leeftijd van de partner. Uitkeringsontvangers zijn dus niet alleen minder vaak gehuwd of samenwonend, wanneer zij eenmaal een partner hebben, is deze doorgaans ouder en derhalve minder goed in staat tot het verwerven van een eigen inkomen.

Ten slotte biedt het opleidingsniveau van de partner een belangrijke verklaring voor het wel of niet verrichten van beroepsarbeid. De bijdrage die opleidingsniveau levert in de verklaring van de variantie blijkt nauwelijks te worden beïnvloed door de overige in de tabel vermelde factoren.

Werkt de partner eenmaal, dan is de hoogte van het inkomen uiteraard sterk afhankelijk van het *aantal gewerkte uren*. Uit tabel 7 blijkt dat de aanwezigheid van jonge kinderen niet alleen de arbeidsmarktparticipatie van gehuwde vrouwen negatief beïnvloedt, maar tevens leidt tot een aanzienlijke vermindering van het aantal gewerkte uren. Daarnaast is eigenlijk alleen leeftijd nog van belang. Jonge partners maken, ongeacht de aanwezigheid van kinderen, doorgaans langere werkweken dan ouderen in overigens dezelfde omstandigheden.

De variantie in de *hoogte van het inkomen van de partner* blijkt, wanneer rekening wordt gehouden met het aantal gewerkte uren, slechts in geringe mate door de in tabel 7 vermelde factoren te kunnen worden verklaard. Zelfs aan het opleidingsniveau kan slechts een bescheiden verklarende werking worden toegekend. Opmerkelijk is wel dat partners die deel uitmaken van een, naar het inkomen van het hoofd gemeten, welvarender huishouden kortere werkweken maken, maar per uur een hoger inkomen verwerven. Per saldo heffen beide tegengestelde effecten elkaar nagenoeg op (zie ook tabel 3).

Van de factoren die de hoogte van het *inkomen van het hoofd* verklaren overheersen er twee: opleidingsniveau en leeftijd. Wat betreft leeftijd valt op dat vooral jongeren in inkomen achterblijven, hetgeen grotendeels kan worden toegeschreven aan de staffeling van de minimumjeugdlonen. Ook de kinderbijslag en de carrière-opbouw hebben een duidelijke leeftijdscomponent (19). Het feit dat hoofden met een partner doorgaans een hoger inkomen hebben is ten dele toe te schrijven aan het relatieve „belastingvoordeel” van gehuwden in de secundaire sfeer. Een analyse gebaseerd op bruto inkomens wijst overigens uit dat slechts een klein gedeelte van dit „partner-effect” aan de genoemde belastingfaciliteit kan worden toegeschreven. Op alle onderscheiden niveaus levert leeftijd een belangrijke verklaring voor het

18) Het verband tussen kindertal en arbeidsmarktparticipatie van de gehuwde vrouw is uitgebreid geanalyseerd door Siegers; zie J. J. Siegers, *De arbeidsmarktparticipatie door gehuwde vrouwen en de aanwezigheid van jonge kinderen in het gezin: een analyse op basis van de uitkomsten van het NOVOM, Bevolking en Gezin*, 1980, 3, blz. 333-362.

19) Omdat de leeftijdsgroep 27-49 jaar als homogeen is beschouwd („dummy”), blijft het „carrière-effect” evenwel goeddeels buiten beeld.



verschijnsel dubbelwinner. Het bepaalt in aanzienlijke mate of men een partner heeft, of de partner een eigen bron van inkomen heeft, en hoeveel tijd de partner aan beroepsarbeid besteedt. De vraag is evenwel of de gesignaleerde verschillen tussen buitenshuis en binnenshuis werkende vrouwen wel zo leeftijdsgebonden zijn. Het is immers goed mogelijk dat we veeleer te maken hebben met generatieverschillen. Daarover kunnen onze gegevens evenwel geen uitsluitsel geven.

## 5. Samenvatting en conclusies

Het is niet eenvoudig om een beeld te krijgen van het aantal dubbele inkomens en de verdeling van dubbele inkomens over huishoudens. De schaarse gegevens zijn betrekkelijk gedateerd. Op basis van data uit de *Inkomensstatistiek 1975* hebben Odink en Pott-Buter enkele analyses uitgevoerd. Bij hun berekeningen zijn kritische kanttekeningen geplaatst. Een belangrijk punt van kritiek vormt de afbakening door Odink en Pott-Buter van „dubbele inkomens” zelf. Deze is enerzijds te ruim (voornamelijk doordat het „papier” fiscaal inkomen van gehuwde vrouwen van zelfstandigen wordt meegeteld), anderzijds te schraal (ongehuwd samenwonenden zijn niet in de analyse betrokken, pensioen en WAO-uitkering van de gehuwde vrouw worden als inkomen van de man meegenomen). De onjuiste afbakening van dubbele inkomens leidt tot een vertekend beeld. De conclusies van Odink en Pott-Buter moeten dan ook (fors) worden gerelativeerd. Dit is aangetoond met behulp van gegevens uit het Aanvullend Voorzieningsgebruik Onderzoek 1979, een omvangrijke enquête met betrekkelijk recente informatie over dubbele inkomens. Het AVO-79 bevat informatie die inzicht geeft in de inkomenspositie van gehuwde en ongehuwde dubbelwinners. Ook kunnen *alle* eigen inkomsten van de gehuwde vrouw (resp. ongehuwde partner) aan de betrokkenen worden toegerekend.

Uitgaande van het AVO-79 blijkt dat in 1979 in 28 procent van de huishoudens (van twee gehuwd of ongehuwd samenwonende volwassenen) sprake was van een dubbel inkomen. Naarmate het (secundair) inkomen van het hoofd lager is, neemt de fractie van de huishoudens waarin de partner eigen inkomsten heeft, toe. In het eerste quintiel (huishoudens zijn ingedeeld op basis van het secundair inkomen van het hoofd) heeft 38% van de partners een eigen inkomen, in het derde en vijfde quintiel resp. 26 en 21%. Het gemiddeld secundair inkomen van de partner in de eerste vier quintielen loopt onderling weinig uiteen (en bedraagt ca. f. 13.300). De inkomens van de partners in het vijfde quintiel springen daar wat bovenuit (gemiddeld f. 14.200). Partners in de hogere inkomensgroepen werken gemiddeld (aanzienlijk) korter om een zelfde inkomen te verdienen als hun zusters die onderliggen in de inkomenspyramide.

Met behulp van twee ongelijkheidsmaatstaven is nagegaan welke invloed van dubbele inkomens uitgaat op de inkomensongelijkheid: de Theil-coëfficiënt en de standaardafwijking van de logaritme van de inkomens. De laatste maatstaf is met name gekozen in verband met de gevoeligheid van de Theil-coëfficiënt in het hogere inkomensgebied. Onze resultaten wijzen uit dat het verschijnsel „dubbele inkomens” de inkomensongelijkheid (binnen de categorie gehuwden en samenwonenden) vergroot in plaats van verkleint. *Binnen de categorie dubbelwinners* nemen we een lichte stijging van de ongelijkheid waar als we het inkomen van de partner bij dat van het hoofd tellen. De inkomensongelijkheid *tussen* (gehuwde of samenwonende) *enkelwinners en dubbelwinners* neemt zelfs fors toe door het voorkomen van dubbele inkomens.

Onze resultaten staan haaks op die van Odink en Pott-Buter. Binnen de categorie dubbelwinners registreren zij een sterke afname van de inkomensongelijkheid; tussen (gehuwde) enkelwinners en dubbelwinners vinden zij geen verschil van betekenis als het inkomen van de partner bij dat van het hoofd wordt gevoegd. De oorzaak ligt — behalve in de reeds genoemde onjuiste afbakening van dubbele inkomens —

## Ere-doctoraat prof. dr. L. H. Klaassen

Op 4 oktober a.s. ontvangt prof. dr. L. H. Klaassen, president-directeur van de Stichting Het Nederlands Economisch Instituut en hoogleraar regionaal en sociaal-economisch onderzoekingswerk aan de Erasmus Universiteit Rotterdam het eredoctoraat van de Universiteit van Lodz (Polen). Het ere-doctoraat wordt prof. Klaassen toegekend op grond van zijn hoge wetenschappelijke prestaties en nauwe vriendschapsbanden met Poolse wetenschappelijke instellingen waaronder de Universiteit van Lodz. Tussen deze Universiteit en het NEI bestaat sinds enige jaren een vruchtbare samenwerkingsovereenkomst. Prof. Klaassen is reeds ere-doctor van de Economische Academie in Poznań.

waarschijnlijk vooral in het feit dat Odink en Pott-Buter bij de berekening van de Theil-coëfficiënt (ten onrechte) geen rekening hebben gehouden met de ongelijkheid *binnen* inkomensklassen, maar alleen met die *tussen* inkomensklassen.

Het voorkomen van een dubbel inkomen in een huishouden wordt onder meer verklaard door factoren als de aanwezigheid van (jonge) kinderen, leeftijd en opleiding van de partner. Dit blijkt uit een multivariate analyse van de inkomenspositie van „dubbelwinnende” huishoudens. Deze analyse is uitgevoerd om samenhangen tussen verklarende factoren in beeld te brengen.

Tot slot dit. De huidige discussie en gedachtenvorming in Nederland over inkomensbeleid, stelselherziening van de sociale zekerheid en herijking van het belastingstelsel worden ernstig bemoeilijkt door een gebrek aan recente feitelijke gegevens. Beschikbare informatie is vaak gedateerd of niet in de gewenste vorm beschikbaar. Gegevensmateriaal uit omvangrijke, representatieve enquêtes kan deze bezwaren grotendeels ondervangen. De daaruit verkregen informatie is recent, vaak beter afgestemd op de behoeften van opinieleiders en beleidsmakers en biedt wetenschapsbeoefenaars ruimere analysemogelijkheden 20).

C. A. de Kam  
E. J. Pommer  
C. J. Wiebrens

20) Voor een nadere motivatie, zie F. G. van Herwaarden en C. A. de Kam, *Om de poen is het te doen*, Deventer, 1981, blz. 123-125.