

# Beloningsverschillen tussen mannen en vrouwen

Sinds in 1975 de EG-richtlijn gelijke beloning tot stand kwam, is het op grond van een aantal wettelijke regelingen verboden bij de beloning van arbeid verschil te maken tussen mannen en vrouwen. Dit wil echter niet zeggen dat vrouwen sindsdien gemiddeld evenveel verdienen als mannen. Beloningsverschillen kunnen namelijk ook ontstaan door andere factoren, zoals leeftijd, opleiding en functieniveau. In dit artikel worden de lonen van 10.000 aselect getrokken Nederlanders geanalyseerd, en worden de waargenomen beloningsverschillen tussen mannen en vrouwen ontbonden in een aantal componenten die aan de verschillende persoonskenmerken kunnen worden toegeschreven.

**DRS. J. VAN DRIEL – DRS. A.Z. ISRAËLS\***

Volgens de EG-richtlijn met betrekking tot gelijke beloning, die in 1975 tot stand kwam, mag er geen onderscheid in beloning van arbeid worden gemaakt tussen personen op grond van hun geslacht. Bij een analyse van de lonen die personen verdienen worden echter tussen mannen en vrouwen soms flinke beloningsverschillen waargenomen. Persoonskenmerken zoals leeftijd, opleiding en functieniveau zijn uiteraard bepalend voor de hoogte van het looninkomen 1). De vraag is nu of de beloningsverschillen geheel kunnen worden toegeschreven aan dit soort factoren of dat het persoonskenmerk geslacht op zich zelf ook invloed op de hoogte van het loon heeft. In het laatste geval spreekt men van directe beloningsdiscriminatie 2): het verschil in beloning tussen mannen en vrouwen als de overige kenmerken die met het loon samenhangen gelijk worden gehouden. Mannen en vrouwen blijken overigens zeer uiteenlopende verdelingen te hebben naar kenmerken als functieniveau en opleiding, zelfs wanneer voor allerlei kenmerken die daarvoor verantwoordelijk zouden kunnen zijn wordt gecorrigeerd. In dat verband spreekt men wel van functiediscriminatie 3): vrouwen met dezelfde productieve eigenschappen als mannen bekleden lagere functies. Deze functiediscriminatie leidt tot een extra beloningsverschil tussen mannen en vrouwen met dezelfde productieve eigenschappen bovenop het directe beloningsverschil. Schippers noemt dit indirecte beloningsdiscriminatie (via functieniveau).

Voor opleiding geldt iets dergelijks. Mannen hebben over het algemeen een hogere opleiding dan vrouwen. Dit leidt tot een extra beloningsverschil bovenop de reeds genoemde effecten. Figuur 1 laat zien dat dit effect zelfs via twee paden loopt. Mensen met een hogere opleiding ontvangen een hoger loon dan mensen met een lagere opleiding en bovendien komen mensen met een hogere opleiding in hogere functies terecht dan mensen met een lagere opleiding en ook dat leidt weer tot een extra beloningsverschil.

Het zal duidelijk zijn dat tussen mannen en vrouwen zeer uiteenlopende beloningsverschillen kunnen worden

gemeten afhankelijk van de vraag of alleen het directe beloningsverschil wordt meegenomen of ook indirecte beloningsverschillen. Mourits-Ruiter en Van Driel 4) analyseerden individuele loongegevens uit het Loonstructuuronderzoek 1979, waarbij voor een groot aantal persoonskenmerken wordt gecorrigeerd. Zij vinden een direct beloningsverschil van 12,4% ten gunste van mannen. In ons artikel wordt deze analyse uitgebreid, waarbij ook indirecte beloningsverschillen via deze persoonskenmerken worden geschat. De analyse is uitgevoerd op een bestand van ongeveer 10.000 personen. Als afhankelijke variabele werd de logaritme van het bruto uurloon (exclusief overwerkverdiensten) gebruikt, en als verklarende variabelen acht persoonskenmerken, te weten: geslacht, leeftijd en opleiding van de persoon, het soort bedrijf waar men werkt (SBI- en grootteklasse), het soort werk (part-time, ploegendienst) en het functieniveau. Voor de gehanteerde klassering wordt verwezen naar tabel 1. De gebruikte analysetechniek is een padanalyse op kwalitatieve variabelen 5).

\* De auteurs zijn werkzaam bij het Centraal Bureau voor de Statistiek. De in dit artikel weergegeven opvattingen zijn die van de auteurs en komen niet noodzakelijk overeen met het beleid van het Centraal Bureau voor de Statistiek.

1) Zie bij voorbeeld J.H. Rademaker, Kengetallen betreffende loonverhoudingen, ontleend aan het Loonstructuuronderzoek 1976, in: *Sociale Maandstatistiek*, 1982, nr. 4, blz. 83-101.

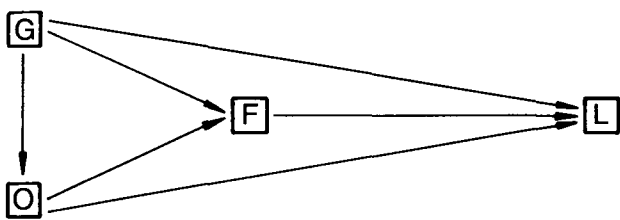
2) Vgl. J.J. Schippers, *Belonings- en werkgelegenheidsdiscriminatie in Nederland*, Rijksuniversiteit Utrecht, 1981.

3) Vgl. A.M. Jong, *De positie van vrouwen bij een grote bank*, dissertatie Erasmus Universiteit Rotterdam, 1985.

4) T. Mourits-Ruiter en J. van Driel, Achtergronden van beloningsverschillen, Supplement bij de *Sociaal-Economische Maandstatistiek*, 1984, nr. 5, blz. 5-19.

5) A.Z. Israëls, Path analysis for mixed qualitative and quantitative variables, *Quality and Quantity*, 1987, nr. 21, blz. 91-102.

Figuur 1. Paddiagram met de variabelen geslacht (G), opleiding (O), functieniveau (F) en loon (L)



## Directe beloningsdiscriminatie

Zoals reeds werd opgemerkt gaat het bij directe beloningsdiscriminatie om het verschil in beloning tussen mannen en vrouwen dat overblijft nadat voor alle overige persoonskenmerken die de hoogte van het loon beïnvloeden is gecorrigeerd. Omdat de interesse meer uitgaat naar beloningsverhoudingen dan naar beloningsverschillen ligt een multiplicatief model voor de hand, of wel een regressievergelijking waarbij de logaritme uit het loon (kortweg het log-loon  $Z$ ) wordt verklaard uit de persoonskenmerken, die door middel van vijftig dummyvariabelen worden weergegeven. De regressievergelijking luidt:

$$Z = \beta_0 + \beta_1^m D_{man} + \beta_2^v D_{vrouw} + \beta_3^e D_{leeft_1} + \dots + \beta_9^f D_{func_9} + \varepsilon, \quad (1)$$

waarbij  $\beta_0$  de constante term is,  $\beta_j^i$  de coëfficiënt voor de  $i^e$  klasse van het  $j^e$  kenmerk, dummyvariabelen met een hoofdletter 'D' worden aangegeven en  $\varepsilon$  een storingsterm is.

Om de coëfficiënten van de regressievergelijking te kunnen schatten zijn 'identificerende restricties' nodig. Wij hebben gekozen voor de in variantie-analyse gebruikelijke restricties: voor ieder kenmerk is het gewogen gemiddelde van de regressiecoëfficiënten nul, waarbij wordt gewogen met de aantallen respondenten per klasse. Voor geslacht geldt bij voorbeeld  $N_{man}\beta_1^m + N_{vrouw}\beta_2^v = 0$ , waarbij  $N_{man}$  het aantal mannen en  $N_{vrouw}$  het aantal vrouwen in de steekproef voorstelt. Het gevolg hiervan is dat de constante term in de regressievergelijking de gemiddelde  $Z$  (dus het gemiddelde log-loon) van de 10.000 waarnemingen voorstelt. Het verschil  $\beta_1^m - \beta_2^v$  tussen de regressiecoëfficiënten voor mannen en vrouwen in de regressievergelijking geeft weer hoeveel meer 'log-loon' een man verdient dan een vrouw, als hun overige kenmerken hetzelfde zijn. Of, in termen van het loon zelf, de verhouding tussen het loon dat een man en een vrouw met gelijke overige kenmerken verdienen is de antilogaritme van dit verschil,  $\exp(\beta_1^m - \beta_2^v)$ .

In tabel 1 (kolom R1) zijn voor alle geschatte coëfficiënten  $\beta_j^i$  uit regressievergelijking 1 de antilogarithmen  $\exp(\beta_j^i)$  gepresenteerd. Deze waarden zijn te interpreteren als vermenigvuldigingsfactoren in het multiplicatieve loonmodel. De constante factor ( $\exp(\beta_0)$ ) in dit model is het meetkundig gemiddelde loon in de steekproef. De vermenigvuldigingsfactoren voor de verschillende klassen van de onderscheiden kenmerken geven dan het loonsverhogende of -verlagende effect aan van de klassen ten opzichte van dat gemiddelde. We zien bij voorbeeld dat mannen 3,5% meer dan het gemiddelde loon verdienen en vrouwen 7,4% minder (onder constant houden van de overige kenmerken). Het effect van man ten opzichte van vrouw is derhalve  $1,035/0,926 = 1,118$ , dat wil zeggen een man verdient ceteris paribus 11,8% meer dan een vrouw. De factoren voor leeftijd vertonen een patroon dat overeenkomt met wat men zou verwachten: naarmate men ouder wordt stijgt het loon, met een top in de buurt van 50-54 jaar, daarboven neemt het weer iets af. In tegenstelling tot wat wel beweerd

wordt, werd in SBI 9 (waar o.a. de ambtenaren onder vallen) zeker niet het hoogste loon betaald, maar wel meer dan het gemiddelde. Men bedenke hierbij overigens wel dat de gegevens waarop de analyse is uitgevoerd uit 1979 dateren. Verder betalen grote bedrijven een hoger loon dan kleine bedrijven, worden full-time werkenden (per uur) beter betaald dan part-timers, verdient onregelmatige dienst beter dan regelmatige, verdienen mensen met een hogere opleiding meer dan lager opgeleiden, en worden vooral (en ook wel begrijpelijk) de hogere functies beter betaald dan de lagere. Dit alles steeds onder constant houden van de overige kenmerken.

Een paar kanttekeningen dienen hierbij nog wel te worden gemaakt. Bij de analyse zijn geen interacties meegenomen. Dit houdt bij voorbeeld in dat de relatie tussen geslacht en loon voor elke SBI-klasse dezelfde wordt verondersteld. Uit het onderzoek van Mourits-Ruiter en Van Driel 6) blijkt echter dat dit soort interacties in model 1 nau-

6) Mourits-Ruiter en Van Driel, op. cit.

Tabel 1. Geschatte vermenigvuldigingsfactoren voor regressies van het log-loon

Kenmerk	Categorie	R1	R2	R3	R4	R5
Geslacht	man	1,035	1,045	1,057	1,060	1,094
	vrouw	0,926	0,907	0,885	0,880	0,820
Leeftijd	16-20 jaar	0,660	0,617	0,611	0,581	
	21-24	0,897	0,655	0,853	0,850	
	25-29	0,988	0,975	0,982	0,991	
	30-34	1,056	1,065	1,063	1,091	
	35-39	1,101	1,127	1,121	1,139	
	40-44	1,123	1,157	1,146	1,144	
	45-49	1,115	1,153	1,152	1,151	
	50-54	1,157	1,205	1,210	1,208	
	55-59	1,133	1,172	1,170	1,174	
60-64	1,100	1,138	1,154	1,166		
Opleiding	LO	0,950	0,850	0,838		
	ULO	0,974	0,929	0,918		
	MO	1,035	1,097	1,114		
	HBO	1,130	1,432	1,475		
	WO	1,363	1,909	1,978		
	onbekend	0,995	1,024	1,033		
SBI-klasse	delfstoffenwinning	1,030	0,990			
	industrie	0,966	0,955			
	industrie	0,944	0,919			
	openbare nutsbedrijven	1,105	1,056			
	bouwnijverheid	1,077	1,053			
	handel, horeca, reparatie	0,952	0,941			
	transport en communicatie	1,044	1,040			
	bank- en verzekeringswezen overig (waaronder overheid)	1,014	1,008			
Grootte-klasse	1 werknemer	0,910	0,910			
	2- 4	0,934	0,945			
	5- 9	0,946	0,964			
	10- 19	0,955	0,967			
	20- 49	0,988	0,989			
	50- 99	0,988	0,978			
	100-199	0,997	0,978			
	200-499	1,004	0,985			
	500 en meer	1,040	1,044			
Part-time	full-time	1,011	1,019			
	part-time	0,947	0,915			
Ploegendienst	regelmatige dienst	0,987	0,993			
	ploegendienst	1,093	1,044			
	onregelmatige dienst	1,068	1,036			
Functieniveau	lager C	0,839				
	lager B	0,888				
	lager A	0,966				
	bazen B	1,042				
	bazen A	1,180				
	middelb. staf	1,195				
	hoger C	1,399				
	hoger B	1,538				
hoger A	1,663					
Constante factor		14,437	14,437	14,437	14,437	14,437
R <sup>2</sup>		0,749	0,638	0,595	0,408	0,119

welijks een rol speelt. Vervolgens dient te worden bedacht dat het gevonden effect van 11,8% voor geslacht slechts een echt direct effect is als alle overige persoonskenmerken die de loonhoogte beïnvloeden en die met geslacht gecorreleerd zijn, in de analyse zouden zijn betrokken. Niet alle mogelijke bronnen van variatie zijn echter beschikbaar. Zo ontbreekt bij voorbeeld het kenmerk ervaring, dat slechts gedeeltelijk door leeftijd wordt gerepresenteerd, en dat zeer wel een gedeelte van de gevonden 11,8% kan hebben veroorzaakt. Ook moet worden opgemerkt dat het beter zou zijn geweest om in plaats van functieniveau het kenmerk functie als verklarende variabele voor het loon in de regressievergelijking op te nemen. Van deze variabele zijn echter geen gegevens beschikbaar. De klassen van het kenmerk functieniveau zijn tamelijk breed en bevatten nogal wat verschillende functies. Zouden binnen deze klassen vrouwen systematisch de lagere functies bekleden, dan zou dit effect in de geschatte coëfficiënt van geslacht tot uiting komen. Een indeling van functieniveau in meer klassen (indien dit mogelijk was geweest) zou dan tot een iets kleiner geschat verschil in beloning tussen mannen en vrouwen hebben kunnen leiden. Ten slotte doet zich nog het probleem voor dat er door de wijze van meten samenhang bestaat tussen de grootteklasse van de ondernemingen en het geregistreerde functieniveau. De werknemers van kleine bedrijven zijn in het algemeen hoger ingedeeld dan werknemers van vergelijkbaar niveau bij grote bedrijven 7). Het geregistreerde functieniveau is daardoor niet gelijk aan het werkelijke functieniveau, maar behept met een meetfout. Dit kan hebben geleid tot enige onderschatting van het effect van functieniveau en overschatting van het effect van geslacht op het loon.

### Indirecte beloningsdiscriminatie

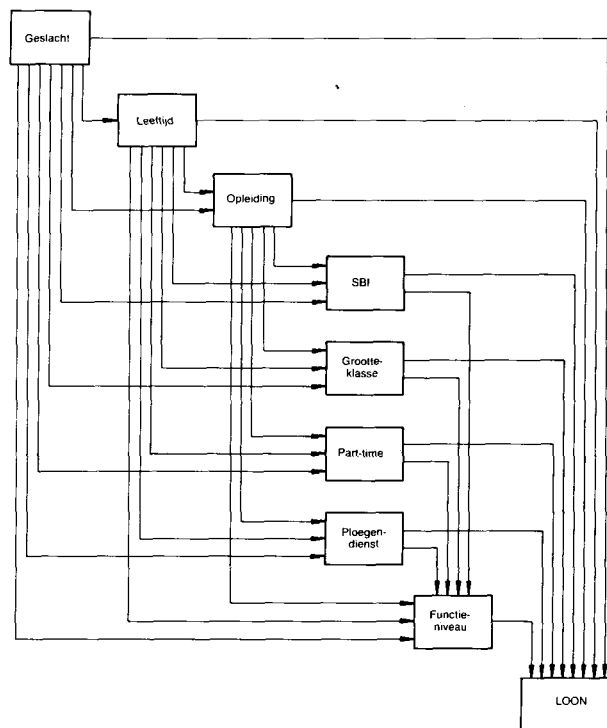
In deze paragraaf wordt bekeken in hoeverre er naast de directe beloningsverschillen ook indirecte effecten van geslacht op het loon aanwezig zijn. Hiertoe wordt gebruik gemaakt van het in figuur 2 gepresenteerde paddiagram. Dit diagram beschrijft de effecten die geacht worden van belang te zijn bij de bepaling van directe en indirecte beloningsverschillen tussen mannen en vrouwen. We zien allereerst dat vanuit elk van de acht verklarende variabelen een pijl loopt naar het loon. Deze pijlen komen overeen met de regressievergelijking uit de vorige paragraaf. De figuur bevat evenwel meer pijlen, die de verbanden aangeven tussen de achtergrondkenmerken onderling. De persoonskenmerken geslacht en leeftijd worden geacht invloed te hebben op alle overige achtergrondkenmerken. Hier zal betrekkelijk weinig discussie ontstaan over de richting van de pijlen. Bij de andere pijlen valt over de richting soms wel te redetwisten. De door ons gemaakte keuze berust op de overweging dat geslacht, leeftijd en opleidingsniveau mede bepalen in welk soort bedrijf (SBI- en grootteklasse) en in welk soort werk (part-time en ploegendienst) men terecht komt, terwijl deze 7 kenmerken te zamen weer het functieniveau beïnvloeden. De invloed van de kenmerken SBI-klasse, grootteklasse, part-time en ploegendienst wordt simultaan geschat en niet hiërarchisch.

De indirecte effecten via de diverse kenmerken kunnen op twee verschillende manieren worden gemeten. De eenvoudigste manier geschiedt door het successievelijk weglaten van kenmerken uit regressievergelijking (1). Dit is gedaan in de kolommen R2 t/m R5 van tabel 1. In kolom R2 is functieniveau als verklarende variabele weggelaten. De invloed van de overige kenmerken op het loon wordt dus niet meer gecorrigeerd voor verschillen in functieniveau, en bestaat derhalve uit het totaal van de directe effecten en de indirecte effecten via functieniveau.

Wij gaan hier uitsluitend in op de veranderingen in de vermenigvuldigingsfactoren voor geslacht. De indirecte effecten daarvan zijn in tabel 2 gepresenteerd.

Wanneer niet wordt gecorrigeerd voor functieniveauverschillen blijken mannen 1,153 maal zo veel te verdienen

Figuur 2. Paddiagram met de veronderstelde directe en indirecte effecten van geslacht op loon



als vrouwen. Aangezien het directe effect 1,118 bedroeg, veroorzaken functieniveauverschillen een indirect effect van  $1,153/1,118 = 1,032$ . In kolom R3 van tabel 1 zijn SBI, grootteklasse, part-time en ploegendienst weggelaten. De vermenigvuldigingsfactor voor mannen ten opzichte van vrouwen loopt daardoor op tot 1,194 (zie tabel 2). Het totale indirecte effect van deze vier kenmerken te zamen bedraagt dus  $1,194/1,153 = 1,036$ , waarbij overigens nog niet bekend is of deze indirecte invloed via het pad geslacht → soort bedrijf en soort werk → loon, dan wel via het pad geslacht → soort bedrijf en soort werk → functieniveau → loon loopt.

In kolom R4 wordt opleiding weggelaten. De beloningsverhouding tussen mannen en vrouwen wordt dan 1,205. Het indirecte effect op het loon van geslacht via opleiding is derhalve 1,009. Kennelijk hebben mannen in het algemeen een hogere opleiding dan vrouwen, wat tot een extra beloningsverschil leidt. In kolom R5 ten slotte is ook leeftijd weggelaten. De dan gevonden verhouding tussen de beloningen van mannen en vrouwen ter grootte van 1,333 wordt dus nergens voor gecorrigeerd en is niets anders dan de verhouding tussen de (meetkundige) gemiddelden van de lonen van de mannen en van de vrouwen in de steekproef. Het indirecte effect op het loon van geslacht via leeftijd is 1,106, een gevolg van het feit dat mannelijke werknemers gemiddeld ouder zijn dan vrouwelijke en daardoor meer verdienen.

Bij de tweede manier om de indirecte effecten te meten worden regressieanalyses uitgevoerd waarbij de kenmerken die bij de vorige methode werden weggelaten nu worden geregresseerd op de kenmerken die daaraan in de hiërarchie voorafgaan. Zo regresseren we elk van de dummyvariabelen voor de klassen van het kenmerk functieniveau op de dummyvariabelen van de voorafgaande kenmerken, bij voorbeeld:

$$D_{\text{func}_i} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i}^1 D_{\text{man}} + \gamma_{2i}^2 D_{\text{vrouw}} + \gamma_{3i}^3 D_{\text{leeft}_1} + \dots + \gamma_{6i}^6 D_{\text{Dopl}_6} + \varepsilon_i \quad (2)$$

7) CBS, Loonstrucuuronderzoek 1979, 's-Gravenhage, 1983, biz. 15.

**Tabel 2. Beloningsverhoudingen van mannen ten opzichte van vrouwen**

Regressie	Weggelaten kenmerken	Beloningsverhouding man/vrouw	Indirect effect bij weglaten van kenmerken	Gecumuleerd indirect effect bij weglaten van kenmerken
R1		1,118		
R2	Functieniveau	1,153	1,032	1,032
	SBI-klasse	}	1,036	1,069
	Grootteklasse			
	Part-time			
R3	Ploegendienst	1,194		
R4	Opleiding	1,205	1,009	1,078
R5	Leeftijd	1,333	1,106	1,193

**Tabel 3. Indirecte effecten via SBI-klasse, grootteklasse, part-time en ploegendienst afzonderlijk**

SBI-klasse	Grootteklasse	Part-time	Ploegendienst	Simultaan
0,987	1,002	1,045	1,002	1,036

Het indirecte effect van geslacht via klasse  $i$  van functieniveau op het log-loon  $Z$  bedraagt dan  $\beta_i^0(\gamma_{1i}^1 - \gamma_{2i}^1)$ . Het gehele indirecte effect van geslacht via functieniveau op het log-loon  $Z$  wordt dan gevonden als

$$\sum \beta_i^0(\gamma_{1i}^1 - \gamma_{2i}^1).$$

De antilogaritme hiervan is de vermenigvuldigingsfactor 1,032 die hierboven werd gevonden.  $\gamma_{1i}^1 - \gamma_{2i}^1$  geeft het verschil aan tussen de percentages van de mannen en van de vrouwen die in functieniveau  $i$  zitten (bij gelijke overige kenmerken).

Het voordeel van de tweede methode boven de eerste is dat precies kan worden nagegaan langs welke paden de indirecte effecten lopen en hoe groot de bijdragen van de afzonderlijke categorieën van de verschillende kenmerken aan deze effecten zijn. Een nadeel is dat zeer veel regressies moeten worden uitgevoerd.

Door toepassing van de tweede methode zijn de indirecte effecten uit tabel 2 verder uitgesplitst. Allereerst is gekeken naar het simultane indirecte effect van geslacht op het loon via de variabelen SBI-klasse, grootteklasse, part-time en ploegendienst. Dit bedroeg 1,036. De uitsplitsing hiervan over de vier afzonderlijke kenmerken wordt in tabel 3 gepresenteerd. Duidelijk blijkt dat er nauwelijks sprake is van een indirect beloningsverschil tussen mannen en vrouwen via de kenmerken grootteklasse en ploegendienst. Anders ligt dit voor het effect via het part-time werken. Onder de vrouwen vinden we relatief veel part-timers, en part-timers verdienen duidelijk minder loon per uur dan full-timers (uit tabel 1, kolom R2 vinden we dat het uurloon van een part-timer 90% van dat van een full-timer bedraagt, zonder correctie voor functieniveau). Een bijzondere positie wordt ingenomen door de SBI-klasse. Dit is het enige kenmerk dat leidt tot een indirect beloningsverschil ten nadele van mannen. De oorzaak hiervan is gelegen in het feit dat relatief veel mannen werken in de relatief laag betalende industrie (SBI 2 en SBI 3), terwijl bij de relatief goed betalende SBI 9 juist relatief veel vrouwen werken.

Vervolgens is onderzocht langs welke paden de indirecte beloningseffecten uit de tabellen 2 en 3 vooral tot stand komen. Daarbij bleek dat paden die langs meer dan twee kenmerken gaan nauwelijks enig effect op het loon sorteren. Van de paden die langs een of twee kenmerken gaan



Gelijke monniken, gelijke kappen.

(foto ANP)

zijn er slechts zes van enig belang:

- het pad geslacht → functieniveau → loon met een factor van 1,032;
- het pad geslacht → part-time → loon met een factor van 1,027;
- het pad geslacht → leeftijd → loon met een factor van 1,078;
- het pad geslacht → part-time → functieniveau → loon met een factor van 1,018;
- het pad geslacht → SBI → functieniveau → loon met een factor van 0,985, en tenslotte
- het pad geslacht → leeftijd → functieniveau → loon met een factor van 1,017.

Het indirecte effect van geslacht via functieniveau op het loon ter grootte van 3,2% troffen we ook aan in tabel 2. Het indirecte effect van geslacht via part-time op het loon bestaat uit het gecombineerde effect van de paden geslacht → part-time → loon en geslacht → part-time → functieniveau → loon en bedraagt dus  $1,027 \times 1,018 = 1,045$ , welke factor we reeds in tabel 3 aantreffen. Het indirecte effect via SBI op het loon is volgens tabel 3 gelijk aan 0,987. Omdat het indirecte effect langs het pad geslacht → SBI → functieniveau → loon 0,985 bedraagt, is het indirecte effect langs het pad geslacht → SBI → loon  $0,987/0,985 = 1,002$  en dus verwaarloosbaar. Het indirecte effect van geslacht via leeftijd op het loon bedraagt 1,106 (zie tabel 2). De paden geslacht → leeftijd → loon en geslacht → leeftijd → functieniveau → loon leveren daar een bijdrage aan ter grootte van  $1,078 \times 1,017 = 1,096$ . Het resterende deel van 1,009 is afkomstig van andere paden die langs leeftijd gaan.

## Conclusies

In het door ons geanalyseerde gegevensbestand verdienen mannen gemiddeld 33,3% meer dan vrouwen. De grootste bijdrage hieraan (11,8%) is afkomstig van het directe effect van geslacht op het loon, d.w.z. een beloningsverschil tussen mannen en vrouwen met gelijke overige kenmerken (voor zover gemeten). Het belangrijkste indirecte effect is het gevolg van leeftijdsverschillen. Omdat werkende mannen gemiddeld ouder zijn dan vrouwen verdienen ze nog eens 10,6% extra. Deze 10,6% loopt grotendeels (7,6%) langs het pad (geslacht → leeftijd → loon) en is dan het gevolg van het feit dat ouderen meer verdienen dan jongeren met gelijke overige kenmerken, maar ook (1,7%) langs het pad (geslacht → leeftijd → functieniveau → loon) en is dan het gevolg van het feit dat ouderen gemiddeld in hogere functieniveaus zitten dan jongeren en daardoor ook meer verdienen.

Part-time werken is ook een flinke bron van ongelijkheid (4,5%). Vrouwen werken gemiddeld vaker part-time dan mannen en ontvangen daardoor een lager uurloon, zowel doordat part-time werk op zich zelf minder hoog wordt beloond dan full-time werk (dit levert een verschil van 2,7%), alsook door het feit dat part-time werk over het algemeen in de lagere functieniveaus wordt aangetroffen (1,8%). Ook functieniveauverschillen zijn verantwoordelijk voor een niet te verwaarlozen indirect beloningsverschil van 3,6%. Dit is geheel het gevolg van het feit dat, bij gelijke overige kenmerken, mannen gemiddeld in hogere functieniveaus zitten dan vrouwen en daardoor meer verdienen: van functie-discriminatie dus. De SBI-klasse is het enige kenmerk waarbij het indirecte effect de beloningsverschillen tussen mannen en vrouwen verkleint en wel met 1,3%. Dit kan vrijwel geheel worden toegeschreven aan het feit dat er relatief veel vrouwen zitten in bedrijfstakken met veel hogere functies. Zij ontvangen daardoor juist een iets hoger loon dan mannen.

De invloed van de overige kenmerken (opleiding, grootteklasse en ploegendienst) op het beloningsverschil tussen mannen en vrouwen is gering. Voor opleiding wekt dit misschien enige verbazing. Het kan worden verklaard uit het feit dat er weinig verschil in opleiding wordt gevonden

tussen mannen en vrouwen bij het regresseren van opleiding op geslacht en leeftijd. Wanneer echter een ander paddiagram zou worden gehanteerd, waarbij bij voorbeeld ook SBI in de hiërarchie vóór opleiding komt, dan zou het verschil in opleiding tussen mannen en vrouwen (maar nu ook rekening houdend met de verschillende bedrijfstakken) groter zijn geweest. Dit vanwege het feit dat relatief veel mannen werken in bedrijfstakken waar relatief veel lagere opleidingsniveaus worden aangetroffen, zoals in de industrie. De keuze van het paddiagram kan derhalve invloed hebben op de uitsplitsing van de indirecte belonings-effecten.

Ten slotte vergelijken wij onze resultaten met die van enige andere onderzoekers. Rademaker 8) analyseert geaggregeerde gegevens uit het Loonstructuuronderzoek 1972. Hij corrigeert voor de invloed van leeftijd, opleiding en functieniveau en vindt binnen SBI 7 dat mannen 11,9% meer verdienen dan vrouwen en binnen SBI 9 zelfs 13,7%, een resultaat dat redelijk overeenkomt met dat van ons. Van Schaaik 9) analyseert decielverdelingen van de lonen die uit gegevens van het Loonstructuuronderzoek 1979 zijn geconstrueerd. Hij corrigeert naar leeftijd, opleiding en SBI en vindt dat mannen 15% meer verdienen dan vrouwen. Bij een correctie voor deze kenmerken zou uit onze onderzoeksmethode volgen dat mannen 21% meer verdienen dan vrouwen. Van Schaaiks 15% is daarmee vergeleken wat aan de lage kant. Mourits-Ruiter en Van Driel 10) gebruiken hetzelfde gegevensbestand als dat waarop wij onze analyse hebben uitgevoerd. Zij corrigeren voor vrijwel dezelfde kenmerken als wij en hun directe beloningsverschil van 12,4% ten gunste van mannen is derhalve vrijwel hetzelfde als onze 11,8%. De Jong 11) analyseert individuele loongegevens uit het bankbedrijf en meet daarbinnen een totaal beloningsverschil (directe en indirecte effecten te zamen) van 41% van vrouwen ten opzichte van mannen. Het gemiddelde loon van mannen zou dan maar liefst 69% hoger liggen dan dat van vrouwen. Om met onze analysemethode enigszins vergelijkbare resultaten te krijgen hebben wij de beloningsverhouding tussen mannen en vrouwen berekend onder correctie voor uitsluitend verschillen in SBI. Wij vinden dan een factor van 1,408. Het 'nivellerende' effect van SBI-klasse is daarbij dus verwijderd en de factor is het gevolg van de meest 'ongunstige' combinatie van kenmerken die maar te maken is. Het verschil tussen dit resultaat en dat van De Jong is erg groot. Omdat dit het gevolg zou kunnen zijn van het feit dat geslacht en SBI een interactie-effect op het loon kunnen hebben, waardoor onze 40,8%, die een gemiddelde is over alle bedrijfstakken, per bedrijfstak kan verschillen, hebben we ook nog interactietermen tussen geslacht en SBI in de regressievergelijking opgenomen. Daarbij bleek de beloningsverhouding tussen mannen en vrouwen binnen SBI 8 (bank- en verzekeringswezen, zakelijke dienstverlening) op te lopen naar 1,473. Het verschil met De Jongs resultaat blijft dus groot. Schippers 12) ten slotte wil alleen het directe beloningsverschil meten en doet dat met individuele loongegevens verzameld door de Loonteknische Dienst. Hij vindt dat mannen ca. 2,5% meer verdienen dan vrouwen, een voor ons onverklaarbaar laag percentage.

J. van Driel  
A.Z. Israëls

8) Rademaker, op. cit.

9) M. van Schaaik, Loondifferentiatie tussen bedrijfstakken, *ESB*, 9 januari 1985, blz. 40-43.

10) Mourits-Ruiter en Van Driel, op. cit.

11) De Jong, op. cit.

12) Schippers, op. cit.