

Tilburg University

Beloningsverschillen tussen vrouwen en mannen in een universitaire organisatie

van Doorne-Huiskes, A.; Luijkx, R.

Published in:
Mens en Maatschappij

Publication date:
1987

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

Citation for published version (APA):
van Doorne-Huiskes, A., & Luijkx, R. (1987). Beloningsverschillen tussen vrouwen en mannen in een universitaire organisatie. *Mens en Maatschappij*, 62(4), 382-400.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Beloningsverschillen tussen vrouwen en mannen in een universitaire organisatie

Anneke van Doorne-Huiskes en Ruud Luijkx*

Summary

Wage differences in academia between women and men

This article examines the income levels of male and female faculty members in the Netherlands. We find wage differences between women and men, which can not be completely explained by human capital characteristics. These differences are not caused by wage discrimination in a direct sense: unequal pay for the same work in the same rank. The fact is that women in general have a lower access to the higher paying ranks, even when their formal qualifications are equal to those of their male colleagues.

1. Inleiding

Inkomensongelijkheid tussen vrouwelijke en mannelijke beroepsbeoefenaren vormt een algemeen verschijnsel in geïndustrialiseerde landen. Gegevens van de laatste 25 jaar uit statistische jaarboeken van de Verenigde Naties laten bijvoorbeeld zien, dat op geen enkel tijdstip het gemiddeld uurloon van vrouwen boven dat van mannen uitkomt, of daaraan gelijk is. De algemene indruk is, dat de lonen van vrouwen op driekwart van die van mannen blijven steken (zie Chatab, 1986). Deze bevindingen sluiten aan bij die van Roos en Treiman (1983) in een studie naar inkomensverschillen tussen vrouwen en mannen in negen geïndustrialiseerde landen.

* Anneke van Doorne-Huiskes, Vakgroep Theoretische Sociologie en Methodenleer, Faculteit Sociale Wetenschappen, RUU.
Ruud Luijkx, Vakgroep Methoden en Technieken van Onderzoek, Subfaculteit Sociaal-Culturele Wetenschappen, KUB.

Ook op het niveau van organisaties is onderzoek naar inkomensverschillen tussen vrouwen en mannen gedaan. Beperken we ons tot studies van academische bedrijven, dan laat bijvoorbeeld een onderzoek van Frank Fox (1981) zien, dat vrouwelijke medewerkers in inkomen achterblijven in vergelijking met hun mannelijke collega's. Deze verschillen blijken voor een groot deel terug te voeren op het feit dat academische titels, dienst- en leeftijdsjaren voor vrouwen minder inkomensrendement opleveren dan voor mannen. Dat dergelijke verschillen zo weinig worden opgemerkt, komt, aldus Fox, vooral omdat vrouwen en mannen vaak in verschillende lokaties binnen de universiteiten werkzaam zijn.

Ferber, Loeb en Lowry (1978), die inkomensverschillen tussen vrouwelijke en mannelijke universitaire medewerkers in verband brengen met een veronderstelde geringere onderzoeks- en publicatieproductiviteit van vrouwen, constateren dat vrouwen in de door hen onderzochte instelling inderdaad minder publiceren dan mannen. Bij een gelijke publicatie-omvang blijken de verschillen in beloning echter te blijven bestaan.

Johnson en Stafford (1975) komen in hun onderzoek naar academische loopbanen tot de conclusie, dat bij de start de inkomensongelijkheid tussen vrouwen en mannen betrekkelijk gering is. Deze neemt echter gedurende de loopbaan toe. Dit laatste wordt toegeschreven aan de aard van de loopbanen van vrouwen. Deze voltrekken zich vaker in deeltijd, dan wel worden vaker onderbroken. Een effect daarvan zou een waardedaling van de verworven academische kwalificaties zijn.

Interessant is de bijdrage van Halaby (1979) aan de discussie over inkomensverschillen, zoals die binnen organisaties tussen vrouwen en mannen bestaan. Zijn vraag is, of geconstateerde economische nadelen voor vrouwen rechtstreeks uit beloningsdiscriminatie voortkomen – ongelijke betaling voor gelijke functies – of meer indirect aan rangdiscriminatie zijn toe te schrijven. Van deze laatste is sprake, wanneer vrouwen niet dezelfde kansen hebben als mannen om, bij gelijke kwalificaties, in rangniveau te stijgen. Rangdiscriminatie zou waarschijnlijker zijn, omdat rechtstreekse beloningsdiscriminatie bij wet is verboden. Ongelijke betaling bij ongelijke rangen is echter in alle bedrijven een gelegitimeerd verschijnsel, ook al komt de ongelijke verdeling van vrouwen en mannen over de verschillende rangen uit discriminatiemechanismen voort. Halaby concludeert uit zijn onderzoeksbevindingen, dat in de door hem onderzochte organisatie de bestaande rangsegregatie een grotere bron van economisch nadeel voor vrouwen vormt dan beloningsdiscriminatie in een rechtstreekse zin. Vrouwen blijken in mindere mate dan mannen toegang tot de beter betaalde posities te hebben.

Deze conclusie sluit aan bij onderzoeksbevindingen, zoals die voor de Nederlandse verhoudingen gelden. Schippers (1982) stelt vast dat directe beloningsverschillen tussen de seksen gemiddeld genomen gering zijn.

Beloningsdiscriminatie komt vooral in een indirecte zin voor: het toekennen van een lagere beloning aan vrouwen dan aan mannen, wanneer beide categorieën over gelijke productieve kwaliteiten beschikken.

In dit artikel staat de vraag centraal, of beloningsverschillen tussen vrouwen en mannen in Nederland ook op het niveau van een grote universitaire organisatie voorkomen en zo ja, hoe deze moeten worden geïnterpreteerd.

Ter beantwoording van deze vraag zal van de human-capital-theorie worden uitgegaan, die stelt dat er bij een gelijke arbeidsproductiviteit – in termen van opleidingsniveau en werkervaring – sprake is van een gelijke beloning. Omdat de vraag betrekking heeft op mogelijke beloningsverschillen tussen vrouwen en mannen, zal ook met kenmerken als burgerlijke staat, het al dan niet hebben van kinderen en omvang van de werkweek rekening worden gehouden. Roos (1981) spreekt in dit verband over de twee-carrière hypothese, die als een specificatie van de human-capital-theorie kan worden gezien.

2. Probleemstelling en opzet van dit artikel

De afgelopen jaren is onderzoek verricht naar de posities en loopbanen van het vrouwelijk en mannelijk wetenschappelijk en niet-wetenschappelijk personeel van de Rijksuniversiteit Utrecht (Van Doorne-Huiskes, 1983 en 1986). Naast kwantitatieve data betreffende inkomensposities, het aanstellingsniveau en het loopbaantempo, zijn ten behoeve van de vraag waarom de verschillen in posities tussen vrouwen en mannen zo'n duurzaam karakter hebben, ook kwalitatieve gegevens verzameld. Deze laatste zullen in een volgende publikatie worden weergegeven. In dit artikel staan de (mogelijke) beloningsverschillen tussen de vrouwelijke en de mannelijke universitaire medewerkers centraal.

Op basis van de human-capital-theorie en de door Roos geformuleerde twee-carrière hypothese, kan worden verwacht dat bij gelijke beroepskwalificaties zoals opleidingsniveau, duur van het dienstverband en leeftijd en bij een gelijke situatie wat betreft burgerlijke staat, het al niet hebben van kinderen en de omvang van de werkweek, zich geen verschillen in inkomensniveau tussen vrouwelijke en mannelijke medewerkers van een grote overheidsorganisatie zullen voordoen. Deze verwachting wordt versterkt door de aard van

het overheidspersoneelsbeleid. Dit staat immers een strikte gelijke behandeling van het personeel voor, ongeacht huidskleur, ras, sekse, seksuele voorkeur, burgerlijke staat, geografische of etnische herkomst.

Deze verwachting leidt tot de volgende vragen:

- Is er sprake van beloningsverschillen tussen het vrouwelijk en het mannelijk personeel van de onderzochte universitaire instelling?
- Zo ja, in welke mate blijven deze verschillen bestaan wanneer constant wordt gehouden op beroepskwalificaties (opleidingsniveau, duur van het dienstverband, leeftijd) en op kenmerken als burgerlijke staat, het al dan niet hebben van kinderen en de omvang van de werkweek?

Wanneer zou blijken dat er van beloningsverschillen sprake is, ook bij gelijke kenmerken zoals in de vraagstelling genoemd, dan doet zich de vraag voor, wanneer dergelijke verschillen ontstaan. Is het zo dat er reeds bij de aanvang van het dienstverband sprake is van verschillen in beloning, of ontstaan deze pas gedurende de loopbaan? (Zie ook Markham e.a., 1985.) Het is ook denkbaar, dat beide effecten optreden en dat bijvoorbeeld gedurende de loopbaan de aanvankelijke verschillen cumuleren (zie Polachek, 1975).

Om deze hypothesen te toetsen, worden de volgende vragen gesteld:

- Gesteld dat er sprake is van beloningsverschillen tussen het vrouwelijk en het mannelijke personeel, is het zo dat deze verschillen reeds bij de aanvang van het dienstverband aan de universitaire instelling optreden?
- Hoe is het verloop van de beloningsverschillen gedurende de loopbaan?

Ten behoeve van de beantwoording van deze vragen worden eerst de onderzoekspopulatie en de aard van de data (verzameling) beschreven (par. 3). Daarna komen de inkomensposities van de vrouwelijke en de mannelijke personeelsleden aan de orde en de mogelijke verschillen die zich daarin voordoen (par. 4).

In paragraaf 5 wordt vervolgens beschreven of en zo ja, in welke mate aanvankelijke beloningsverschillen tussen vrouwen en mannen zich gedurende de loopbaan versterken. Daarbij wordt tevens ingegaan op een aantal andere ontwikkelingen die zich tijdens de loopbanen, dat wil zeggen tussen moment van aanstelling en laatste meetmoment, hebben voorgedaan, zoals: hoeverlen zijn inmiddels getrouwd, hebben kinderen gekregen, zijn part-time gaan werken, hebben inmiddels een proefschrift voltooid. Paragraaf 6 sluit af met een samenvattend overzicht van de belangrijkste analyseresultaten.

3. Onderzoekspopulaties en aard van de data

De analyses, zoals deze in de volgende paragrafen worden beschreven, zijn gebaseerd op twee verschillende databestanden. Het eerste databestand betreft een momentopname van inkomens- en andere kenmerken van het wetenschappelijk en niet-wetenschappelijk personeel van de Rijksuniversiteit Utrecht, genomen in 1982 (zie Van Doorne-Huiskes, 1983). Het tweede is een longitudinaal databestand en bevat loopbaangegevens van personeelsleden van dezelfde instelling. Het laatste meetmoment van dit tweede bestand is begin 1984 (zie Van Doorne-Huiskes, 1986).

3.1. *Het eerste databestand*

Bij de momentopname van inkomensverschillen tussen het universitaire personeel is gebruik gemaakt van gegevens uit de personeelsadministratie van de Rijksuniversiteit Utrecht. Deels kwamen deze via het geautomatiseerde bestand beschikbaar: bruto maandinkomen, geslacht, leeftijd, duur van het dienstverband binnen de RUU, omvang werkweek en burgerlijke staat.

Voor de bepaling van het opleidingsniveau is bij het wetenschappelijk personeel uitgegaan van het al of niet gepromoveerd zijn. Dit gegeven was in de geautomatiseerde personeelsadministratie voorhanden. Opleidingsgegevens ten behoeve van het niet-wetenschappelijk personeel zijn via een aanvullend dossier-onderzoek verkregen. Ter bepaling van het niveau van de opleiding is van de onderwijsclassificatie 1978 van het CBS (1980) gebruik gemaakt.¹

Het inkomensniveau wordt uitgedrukt in bruto-guldens per maand, gestandaardiseerd op een volledige werkweek. Bij de omvang van de werkweek is van drie categorieën uitgegaan, namelijk van 1/10 of minder werktijd tot en met 49/100; 5/10 tot en met 89/100 en 9/10 en meer. Leeftijd is als continue variabele ingevoerd, dat wil zeggen wordt in de jaren uitgedrukt. Dit geldt ook voor de duur van het dienstverband. Bij burgerlijke staat zijn twee categorieën onderscheiden, namelijk niet-gehuwd en gehuwd.

De momentopname-analyses van inkomensverschillen hebben betrekking op al het vrouwelijk wetenschappelijk personeel (N = 509), op een grote a-selecte steekproef van mannelijk wetenschappelijk personeel (N = 1058) en op een a-selecte steekproef van het vrouwelijk (N = 188) en mannelijk (N = 215) niet-wetenschappelijk personeel.

3.2. *Het tweede databestand*

Het tweede databestand, dat de basis vormt van de in paragraaf 5 beschreven

loopbaanalyses, bestaat uit longitudinale gegevens.

In totaal zijn via de personeelsadministratie van de RUU zes deelbestanden geformeerd: wetenschappelijk personeel vrouwen en mannen, technisch en laboratoriumpersoneel vrouwen en mannen en administratief en bibliotheekpersoneel vrouwen en mannen. Uit deze deelbestanden zijn a-selecte steekproeven getrokken (totale N = 726). In de steekproeven zijn alleen personeelsleden in vaste dienst en met een minimum-aanstelling van vijf halve dagen per week opgenomen. Ter wille van de onderlinge vergelijkbaarheid van de loopbanen zijn vooraf grenzen aan het dienstverband en aan de leeftijd gesteld. Alleen die medewerk(st)ers zijn in de steekproeven opgenomen, die aangesteld zijn tussen 1 januari 1969 en 15 december 1979 en die geboren zijn tussen 1939 en 1959.

Omdat in het loopbaanonderzoek de onderlinge vergelijkbaarheid van carrières een belangrijk uitgangspunt is, zijn, wegens het wel zeer geringe aantal vrouwelijke kroondocenten, geen hoogleraren opgenomen. De in het jaar van onderzoek (1984) nog bestaande rang van hoofdmedewerker is de hoogst voorkomende rang in deze steekproef. De consequenties van deze beslissing komen in paragraaf 5.2 ter sprake.

De gegevens die nodig waren voor de loopbaanalyse, zijn deels uit de personeelsadministratie van de RUU zelf afkomstig en deels via een schriftelijke enquête verzameld. Deze laatste is het eerst uitgevoerd en diende voor aanvullende gegevens betreffende burgerlijke staat, het al of niet hebben van kinderen, functies vervuld vóór het RUU-dienstverband en opleidingsniveau. Aan 726 medewerk(st)ers is een enquête verstuurd.

Na aftrek van expliciete weigeringen (52) en non-response bleef een totaalbestand van 478 personeelsleden over. De non-response week niet systematisch van de geanalyseerde steekproef af. Van deze 478 personeelsleden zijn vervolgens via zogenaamde bezoldigingsformulieren loopbaan- en andere relevante gegevens verzameld. Deze betreffen vooral het inschalingsniveau op het moment van aanstelling en vanaf dat moment per jaar de schaal waarin men was aangesteld, de aard van het dienstverband (tijdelijk of vast) en de omvang van de werkweek.

Ter wille van de vaststelling van het niveau van aanstelling is in eerste instantie genoteerd, in welke schaal, met bijbehorende periodiek, men het dienstverband aan de RUU begon. Vervolgens is aan de hand van salaristabellen opgezocht, welk bruto-salaris dit aanstellingsniveau in 1982² zou opleveren, gesteld dat men een dienstverband van 40 uur per week zou zijn aangegaan. De salarissen zijn uitgedrukt in guldens per maand. Het niveau van de oplei-

ding is gecodeerd zoals in het eerste databestand. De werkervaring vóór indiensttreding aan de RUU is in jaren gecodeerd. Dit geldt ook voor de variabelen leeftijd en duur dienstverband RUU.

4. Beloningsverschillen tussen het vrouwelijk en het mannelijk personeel in 1983 (eerste databestand)

Alvorens in te gaan op de probleemstelling, geven we eerst de gemiddelde waarden van de voor de analyse gebruikte variabelen weer (tabel 1).

Ter beantwoording van de eerste twee deelvragen van de probleemstelling, zal vervolgens worden gezien, in welke mate de verschillen in de gemiddelde inkomens van vrouwen en mannen kunnen worden teruggevoerd op verschillen in de scores op de onafhankelijke variabelen, dan wel in welke mate deze verschillen aan niet-gespecificeerde onafhankelijke variabelen zijn toe te schrijven. Om hierover een uitspraak te kunnen doen, wordt het volgende gedachtenexperiment uitgevoerd. We veronderstellen dat vrouwen en mannen voor hun ingezette 'human capital' gelijke beloningen zullen krijgen. Gegeven dat dit zo is, dan is het geschatte gemiddelde inkomen van mannen dat ze op grond van hun scores op de onafhankelijke variabelen zouden verdienen, te berekenen door de gemiddelde scores van mannen op de onafhankelijke variabelen in te vullen in de regressie-vergelijkingen van vrouwen. Wanneer het aldus geschatte inkomen van mannen gelijk zou blijken te zijn aan dat wat ze in werkelijkheid gemiddeld verdienen, dan zouden de ver-

Tabel 1. Gemiddelde waarden van de variabelen.

variabele	wp-vrouwen	wp-mannen	nwp-vrouwen	nwp-mannen
bruto full-time maandink.	5062	6151	2659	3180
leeftijd	38.0	40.3	36.1	39.1
proportie gepromoveerd	.13	.35	nvt	nvt*
opleidingsduur in jaren	18.0	18.0	11.9	11.6
duur dienstverb. binnen RUU	8.1	10.3	7.1	11.1
proportie gehuwd	.52	.81	.61	.80
	(N = 509)	(N = 1058)	(N = 188)	(N = 215)

* Natuurlijk zijn er gepromoveerde nwp-vrouwen en -mannen. Omdat echter bij het nwp voor het opleidingsniveau is uitgegaan van het formeel gevolgde onderwijs in jaren, is het kenmerk promotie niet gemeten. Achteraf kan men zich afvragen, of dit laatste een juiste beslissing is geweest. Het aantal gepromoveerden bij het nwp is echter zeer klein.

schillen in gemiddelde inkomens van vrouwen en mannen volledig kunnen worden toegeschreven aan het feit dat de groepen mannen bijvoorbeeld gemiddeld ouder zijn, langer in dienst, een hoger opleidingsniveau kennen of meer gehuwden bergen. Blijft er echter, ondanks deze invuloefening, een verschil in gemiddeld inkomen tussen vrouwen en mannen bestaan, dan moet dit verschil aan andere factoren worden toegeschreven. In de literatuur is het gebruikelijk om een dergelijk ongespecificeerd verschil als een gevolg van 'discriminatie' te zien. Wij komen hierop terug in de laatste paragraaf.

Als basis voor dit gedachtenexperiment gebruiken wij twee regressie-vergelijkingen (Van Doorne-Huiskes, 1983, p. 50 en 59). In deze vergelijkingen is uitgerekend wat voor vrouwelijk wetenschappelijk en niet-wetenschappelijk personeel de 'opbrengsten' zijn voor de verschillende kenmerken (onafhankelijke variabelen), in termen van het bruto maandinkomen op full-time basis.

wetenschappelijk personeel/vrouwen (N = 509)

$$\text{inkomen} = 4342 + 76 (\text{leeftijd} - 38) + 81 (\text{dienstverband}) + 580 (\text{gepromoveerd}) \\ + 0 (\text{gehuwd/ongehuwd})$$

niet-wetenschappelijk personeel/vrouwen (N = 188)

$$\text{inkomen} = 2341 + 9 (\text{leeftijd} - 36) + 95 (\text{opleiding} - 12) + 4 (\text{leeftijd} - 36) * (\text{opleiding} - 12) \\ + 46 (\text{dienstverband}) + \begin{cases} 168 (\text{gehuwd}) \\ 0 (\text{niet-gehuwd}) \end{cases}$$

In deze vergelijkingen zijn die onafhankelijke variabelen opgenomen, die significant bijdragen aan de schattingen van de gemiddelde inkomens van vrouwen én van mannen. De enige variabele waarvoor dit niet geldt, is de variabele burgerlijke staat bij de vrouwen uit het niet-wetenschappelijk personeel. Hoewel de regressiecoëfficiënt een waarde van f 168 aanneemt, blijkt deze niet significant te zijn.³

De percentages verklaarde variantie van de twee weergegeven vergelijkingen zijn respectievelijk 65 en 51. Dit eerste percentage komt sterk overeen met de bevindingen van Fox (1981) uit de Verenigde Staten. Zij constateert dat 61% van de variaties in de inkomens van de vrouwen uit de wetenschappelijke staf wordt verklaard uit zogenaamde achievementvariabelen (leeftijd, opleidingsniveau, duur van het dienstverband aan de universiteit).

In de vergelijkingen zijn onmiddellijk achter de variabelen leeftijd (wp en nwp) en opleiding (nwp) de gemiddelde scores op die variabelen opgenomen. Dit betekent dat de constante term kan worden geïnterpreteerd als een schatting van het gemiddelde inkomen van de naar leeftijd en opleidingsniveau

'gemiddelde' medewerkster, bij aanvang van het dienstverband, niet gehuwd en – in het geval van het wetenschappelijk personeel – niet gepromoveerd. Voor elke eenheid méér in de waarden van de onafhankelijke variabelen kunnen dan zoveel gulden bij het geschatte inkomen per maand op het moment van meten (begin 1982) worden opgeteld, als de verschillende regressiecoëfficiënten aangeven.

In de vergelijking van de vrouwen uit het niet-wetenschappelijk personeel is een interactieterm leeftijd/opleiding opgenomen. Uit de significante bijdrage van de interactieterm kan worden geconcludeerd, dat er niet helemaal van een strikt lineair verband sprake is tussen de opgenomen onafhankelijke variabelen en het geschatte inkomensniveau. Het blijkt dat het effect van ouder worden op het inkomensniveau groter is, naarmate men méér opleiding heeft genoten.

Tabel 2. Verschillen in gemiddeld inkomen tussen vrouwen en mannen voor het wp en nwp, op basis van de invulling van de scores op de onafhankelijke variabelen van de mannen in de regressievergelijkingen van de vrouwen.

	wetensch. personeel	niet-wetensch. personeel
inkomen mannen	6151	3180
inkomen vrouwen	5062	2659
verschil	1089	521

Bedragen per maand die mannen méér/minder zouden verdienen dan vrouwen (per onafhankelijke variabele) op basis van verschillen in de scores van vrouwen en mannen op de onafhankelijke variabelen.

leeftijd	+ 175	+ 27
gepromoveerd/ opleiding	+ 133	- 29
interactie leeftijd/ opleiding	nvt	- 4
duur dienstverband	+ 178	184
burgerlijke staat	0	216
totaal	468	394
feitelijk verschil in inkomen	1089	521
'verklaard' verschil	- 486	- 394
'onverklaard' verschil	603	127

Keren we tot ons gedachtenexperiment terug, dan geeft tabel 2 de resultaten van de invuloefening weer. Zoals gezegd, zijn hierbij de gemiddelde scores van de mannelijke medewerkers op de onafhankelijke variabelen ingevuld in de regressievergelijking van het vrouwelijk wetenschappelijk en niet-wetenschappelijk personeel.

Voor zowel het wetenschappelijk als het niet-wetenschappelijk personeel geldt dezelfde conclusie. Wanneer mannen in dezelfde mate voor hun human-capital-kenmerken zouden worden beloond als vrouwen, dan zouden ze gemiddeld minder verdienen dan ze in feite doen. Bij het wetenschappelijk personeel blijft van het gemiddeld verschil van 1089 gulden per maand 603 gulden onverklaard. Bij het niet-wetenschappelijk personeel blijft van het gemiddeld verschil van 521 gulden per maand 127 gulden onverklaard. In de volgende paragraaf gaan we in op de vraag, of de geconstateerde beloningsverschillen reeds bij de aanvang van het dienstverband optreden. Ook zal de ontwikkeling van mogelijke beloningsverschillen gedurende de loopbaan worden onderzocht.

5. Gemiddeld inkomen van het vrouwelijk en het mannelijk personeel bij aanstelling en de ontwikkelingen in de beloningsverschillen gedurende de loopbaan (tweede databestand)

5.1. Enkele beschrijvende gegevens

Alvorens de laatste twee deelvragen van de probleemstelling te behandelen, volgt eerst een overzicht van de gemiddelde waarden van de gebruikte variabelen. Deze waarden hebben betrekking op het moment van aanstelling en op het meetmoment in 1984. Wanneer de respectieve waarden op de twee meetmomenten met elkaar worden vergeleken, wordt een beeld verkregen van enkele ontwikkelingen die zich in de drie onderscheiden personeelscategorieën hebben voorgedaan. Daarbij is het van belang op te merken, dat de verdiende maandinkomens bij aanstelling en op het meetmoment 1984 onderling vergelijkbaar zijn gemaakt, door ze beide in guldens anno 1982 uit te drukken. Dit laatste is gebeurd door schaal en periodiek bij aanstelling én op het meetmoment van 1984 te vergelijken met het inkomen dat men in 1982 zou hebben verdiend, wanneer men in dat jaar op dat niveau aangesteld zou zijn, respectievelijk werkzaam was geweest. Deze procedure leidt ertoe, dat een reëel beeld wordt verkregen van de inkomensontwikkelingen, zoals die zich bij de vrouwen en mannen van de drie onderscheiden personeelscategorieën hebben voorgedaan.

Tabel 3. Gemiddelden van de variabelen op het moment van aanstelling en in 1984 voor de categorieën wetenschappelijk personeel, technisch/laboratoriumpersoneel en administratief/bibliotheekpersoneel.

variabelen	wp		techn./lab.		adm./bibl.	
	v	m	v	m	v	m
<i>moment van aanstelling</i>						
bruto full-time maandinkomen	4337	4416	2410	2543	2345	2940
leeftijd	29	28.5	25	26	26	28
proportie gepromoveerd	0.01	0.10	—	—	—	—
jaren werkervaring vóór indienst-treding	3.1	2.4	3.9	4.7	4.5	6.1
omvang werkweek in uren	30	39.2	37.2	40	33.2	38.4
proportie gehuwd	0.54	0.69	0.23	0.53	0.38	0.58
proportie dat kinderen heeft	0.21	0.48	0.06	0.33	0.17	0.39
<i>In 1984</i>						
bruto full-time maandinkomen	5659	5987	2969	3332	2822	4060
leeftijd	39	39	33	35	35	38
proportie gepromoveerd	0.19	0.30	—	—	—	—
opleidingsduur in jaren	—	—	14.4	13	11.6	13.6
duur dienstverband RUU in jaren	10	11	9.4	10.4	9.3	10.6
omvang werkweek in uren	31	38.6	35.6	39.6	33.2	38.8
proportie gehuwd	0.67	0.87	0.57	0.88	0.58	0.77
proportie dat kinderen heeft	0.60	0.78	0.15	0.67	0.25	0.67
N	65	64	99	78	78	93

Uit tabel 3 blijkt dat zowel bij aanstelling als na een dienstverband binnen de RUU van gemiddeld negen of meer jaren, de gemiddelde inkomens van het vrouwelijk personeel in alle drie onderscheiden categorieën lager zijn dan die van het mannelijk personeel. In paragraaf 5.2 zal worden gezien, in hoeverre

deze verschillen blijven bestaan, wanneer op de human-capital- en twee-carrière-kenmerken constant wordt gehouden.

Wat de overige gegevens betreft, kan worden geconstateerd, dat het aantal gepromoveerde vrouwen uit het wetenschappelijk personeel kleiner is dan dat van mannen, zowel bij aanstelling als na een dienstverband van gemiddeld tien jaar. Het gemiddeld opleidingsniveau van het vrouwelijk technisch en laboratoriumpersoneel is hoger dan dat van hun mannelijke collega's. Bij het administratieve en bibliotheekpersoneel is dit net andersom.

Relatief grote verschillen tussen vrouwen en mannen doen zich voor ten aanzien van de kenmerken burgerlijke staat en het al of niet hebben van kinderen. Meer mannen dan vrouwen zijn gehuwd en hebben kinderen op het moment van aanstelling. Deze verschillen blijven bestaan, vooral bij het niet-wetenschappelijk personeel. Na gemiddeld ruim negen jaar dienstverband heeft slechts een-vijfde deel van de nwp-vrouwen kinderen, terwijl dit bij mannen voor ruim twee-derde deel geldt. Beroepsarbeid en met name het volharden daarin, lijkt voor vrouwen hogere 'opportunity-costs' met zich mee te brengen dan voor mannen (zie ook bijv. Faia, 1977, en Perrucci, 1970).

Voor elke van de drie personeelscategorieën afzonderlijk zullen nu vervolgens schattingen van het inkomensniveau bij aanstelling en van het inkomensniveau in 1984 worden gemaakt. Het belangrijkste gezichtspunt daarbij is de vraag, of de variabele sekse een eigen effect op de inkomensniveaus houdt, ook wanneer op human-capital- en twee-carrière-variabelen constant wordt gehouden. Aan de hand van deze schattingen kan ook worden gezien, of mogelijke aanvankelijke beloningsverschillen toegenomen zijn tijdens de loop van het dienstverband aan de RUU.

5.2. Wetenschappelijk personeel

Bij de schattingen van het inkomensniveau bij aanstelling van het wetenschappelijk personeel blijken slechts twee variabelen een significant effect te hebben: het al of niet gepromoveerd zijn en de leeftijd. De variabele sekse levert geen significante bijdrage. Tabel 4 geeft de resultaten van de regressievergelijking weer.

Gepromoveerd zijn bij aanstelling levert ruim f 800 bruto meer inkomen per maand op, dan wanneer men niet is gepromoveerd. Voor elk extra leeftijdsjaar ontvangt men gemiddeld f 125 per maand. De variabele sekse heeft een negatief teken. Dit wil bij de gebruikte codering zeggen dat het vrouw-zijn

Tabel 4. Schatting inkomensniveau bij aanstelling van het wetenschappelijk personeel (N = 123).

variabelen	regressie op inkomensniveau	t-waarde
al of niet gepromoveerd	805.7	3.651*
sekse	- 106.6	- 1.061
leeftijd	124.8	8.679*
constante	775.9	

* significant op .05-niveau
 $R^2 = 47\%$

een negatief effect heeft op de hoogte van het inkomen bij aanstelling. Dit sekse-effect is echter niet significant.

Wanneer een schatting van het gemiddeld inkomensniveau in 1984 wordt gemaakt, dan blijkt de variabele sekse, bij constanthouding van de duur van het dienstverband, het al of niet gepromoveerd zijn en het inschalingsniveau bij aanstelling, in eerste instantie een significant effect te hebben. Vrouwen verdienen gemiddeld f 156 per maand minder dan hun mannelijke collega's. Wanneer echter ook de variabele omvang van de werkweek in de vergelijking wordt ingevoerd, dan verdwijnt de significantie en ook de omvang van het sekse-effect (tabel 5).

Op grond van tabel 5 kan worden geconcludeerd, dat de verschillen in inkomens tussen vrouwen en mannen bij het wetenschappelijk personeel – en

Tabel 5. Schatting inkomensniveau in 1984 van het wetenschappelijk personeel (N = 123).

variabelen	regressie op inkomensniveau	t-waarde
duur dienstverband	149.5	9.539*
al of niet gepromoveerd	336.9	3.345*
sekse	- 56.9	- .595
inschaling bij aanstelling	0.6	10.488*
omvang werkweek	54.7	2.268*
constante	941.9	

* significant op .05-niveau
 $R^2 = 65\%$

dus de verschillen in bereikte posities – na een dienstverband van ruim 10 jaar vooral een effect zijn van het werken in deeltijd. Dit gegeven is in tegenspraak met de resultaten van de zogenaamde invuloefening (tabel 2). Deze tegenspraak moet worden verklaard door het feit dat het om verschillend samengestelde bestanden gaat. In het eerste databestand waren wel hoogleraren opgenomen, in het tweede bestand niet. Wanneer van het totale bestand wetenschappelijk personeel wordt uitgegaan, inclusief hoogleraren (tabel 2), dan blijft bij gelijke formele kwalificaties een flink beloningsverschil tussen vrouwen en mannen bestaan. Dit betekent dat bij gelijke formele kwalificaties veel meer mannen dan vrouwen – ook in relatieve zin – naar de hoogleraarstrangen doorstromen. Beperken we ons in de analyse tot de rangen tot en met hoofdmedewerker, dan zijn er ook beloningsverschillen tussen vrouwen en mannen (tabel 5). Deze zijn echter kleiner en laten zich voor een deel op het werken in deeltijd terugvoeren. Bij de invoering van het nieuwe rangstelsel voor wetenschappelijk personeel is de situatie voor vrouwen overigens verslechterd. Dit punt komt in de samenvatting aan de orde.

5.3. Technisch en laboratoriumpersoneel

Bij de schatting van het inkomensniveau bij aanstelling van het technisch en laboratoriumpersoneel blijken vier variabelen – waaronder sekse – een significant effect te hebben. Tabel 6 geeft de resultaten van de regressie-analyse weer.

Bij overigens gelijke kenmerken (zie tabel 6) blijkt het vrouwelijk technisch en laboratoriumpersoneel bij aanstelling ruim *f* 90 minder te verdienen dan de mannelijke collega's. De variabele jaren werkervaring voorafgaande aan

Tabel 6. Schatting inkomensniveau bij aanstelling van het technisch en laboratoriumpersoneel (*N* = 168).

variabelen	regressie op inkomensniveau	t-waarde
aantal jaren opleiding	50.1	7.127*
leeftijd	51.3	10.610*
sekse	-92.8	-2.149*
wel of geen kinderen	180.8	3.128*
constante	506.1	

* significant op .05-niveau
R² = 58%

Tabel 7. Schatting inkomensniveau in 1984 van het technisch en laboratoriumpersoneel (N = 168).

variabelen	regressie op inkomensniveau	t-waarde
leeftijd	- 18.7	- 2.277*
aantal jaren in opleiding	37.1	3.453*
sekse	- 249.2	- 4.021*
wel of geen kinderen	20.7	.316
duur dienstverband	79.9	7.341*
inschaling bij aanstelling	.88	8.742*
constante	418.1	

* significant op .05-niveau

R² = 63%

het dienstverband aan de RUU, blijkt niet significant aan de schatting van het aanvangsalaris bij te dragen, wanneer ook de variabele leeftijd in de vergelijking wordt opgenomen. Om een inzicht te krijgen in het verloop van het geconstateerde inkomensverschil wordt tabel 7 weergegeven.

Uit tabel 7 blijkt dat het gemiddeld beloningsverschil tussen vrouwen en mannen van het technisch en laboratoriumpersoneel, in 1984, bij gelijke overige kenmerken, groter is geworden dan het op het moment van aanstelling was. Hoeveel groter kunnen we specificeren door uit te gaan van het verschil op het moment van aanstelling (93 gulden) en dit bedrag te vermenigvuldigen met de regressie op inkomen 1984 van de variabele 'inschaling bij aanstelling' (.88). Dit produkt tellen we dan op bij het geconstateerde verschil in 1984 (249 gulden). In formule:

$$\text{toegenomen beloningsverschil} = 249 + (.88 \times 93) = 331$$

5.4. Administratief en bibliotheekpersoneel

Bij de schattingen van het inkomenniveau bij aanstelling van het administratief en bibliotheekpersoneel blijken drie variabelen – waaronder sekse – een significant effect te hebben. Tabel 8 geeft de resultaten van de regressie-analyse weer.

De variabele wel of geen kinderen is ingevoerd, omdat deze bij het technisch laboratoriumpersoneel wel een significant effect had. Dit blijkt bij het admi-

Tabel 8. Schatting inkomensniveau bij aanstelling van het administratief en bibliotheekpersoneel (N = 159).

variabelen	regressie op inkomensniveau	t-waarde
aantal jaren opleiding	140.2	10.288*
leeftijd	59.9	5.495*
sekse	- 179.0	- 2.233*
wel of geen kinderen	171.4	1.694
constante	- 702.2	

* significant op .05-niveau
 $R^2 = 60\%$

nistratief en bibliotheekpersoneel niet te gelden. Wel geldt ook hier, dat bij gelijke kenmerken vrouwen bij aanstelling gemiddeld minder verdienen dan mannen (179 gulden). Tabel 9 geeft een beeld van het verloop van de beloningsverschillen.

Ook bij het administratief en bibliotheekpersoneel blijkt het verschil in gemiddelde inkomens tussen vrouwen en mannen in de loop van hun dienstverband in een vrij sterke mate toegenomen te zijn. Gepreciseerd komt deze toename neer op:

$$\text{toegenomen beloningsverschil} = 317 + (1.07 \times 179) = 509$$

Tabel 9. Schatting inkomensniveau in 1984 van het administratief en bibliotheekpersoneel (N = 159).

variabelen	regressie op inkomensniveau	t-waarde
leeftijd	- 35.	- 2.906*
aantal jaren in opleiding	82.6	4.425*
sekse	- 316.8	- 3.420*
duur dienstverband	103.7	6.125*
wel of geen kinderen	230.9	2.436*
inschaling bij aanstelling	1.07	12.572*
constante	- 148.0	

* significant op .05-niveau
 $R^2 = 82\%$

6. Samenvatting

Uit de analyses blijkt dat er in de onderzochte universitaire instelling sprake is van beloningsverschillen tussen vrouwen en mannen. Deze verschillen zijn niet volledig aan verschillen in formele kwalificaties toe te schrijven. Bij een deel van de medewerk(st)ers – het niet-wetenschappelijk personeel – is reeds bij aanstelling van een inkomensverschil sprake. Dit wordt groter naarmate het dienstverband vordert.

Bezien we het wetenschappelijk personeel als totaal, dan blijken vrouwen gemiddeld minder te verdienen dan mannen, ook wanneer ze over gelijke kwalificaties beschikken. In de ambtelijke salarisstructuur wil dit zeggen, dat vrouwen er in (veel) mindere mate dan hun mannelijke collega's in slagen tot de hoogste academische posities door te dringen. Deed deze problematiek zich tot het recente verleden vooral voor in de overstap tussen medewerkers- en kroondocentenrangen, met de invoering van het nieuwe wetenschappelijke rangenstelsel lijkt het struikelblok voor vrouwen in de academische loopbaan één plaats naar voren te zijn verschoven. Berichten over de schaarse benoemingen van vrouwen in de hoofddocentenrangen ondersteunen deze hypothese.

In algemene zin is de conclusie gerechtvaardigd, dat er in de onderzochte instelling sprake is van een onderwaardering van het vrouwelijk potentieel, in vergelijking met mannen. Dit gegeven beperkt zich uiteraard niet tot deze ene onderzochte organisatie. Deze onderwaardering zonder meer met 'discriminatie' afdoen, zou een te simpele voorstelling van zaken zijn. Aan het achterblijven in rang van vrouwen ten opzichte van mannen – want daar moeten de beloningsverschillen aan worden toegeschreven – ligt een complex geheel van factoren ten grondslag. Deels hebben deze te maken met houdingen en keuzen van vrouwelijke medewerkers zelf, waarbij zich overigens meteen de vraag laat stellen, hoe vrij vrouwen in hun keuzen zijn in een samenleving waar de scheiding tussen onbetaalde en betaalde arbeid nog in sterke mate met die tussen vrouwen en mannen overeenkomt. Voor een belangrijk deel zijn 'onterechte' rangverschillen tussen vrouwen en mannen toe te schrijven aan indirect discriminerende effecten van regels en procedures, zoals deze in vrijwel alle arbeidsorganisaties gangbaar zijn. Te denken valt bijvoorbeeld aan het ontbreken van gesystematiseerde vormen van loopbaanbegeleiding, een gegeven waar vooral mensen in lagere functies de nadelige effecten van ondervinden. Vrouwen zijn in hoge mate op de lagere functies aangewezen. Een opleidingsbeleid dat sterk van individuele initiatieven uitgaat en dat de mogelijkheid van verdere interne scholing koppelt aan ele-

menten in de functie die men op dat moment vervult, heeft een consoliderend effect op de bestaande man-vrouw verhoudingen. Dit geldt ook voor systemen van interne rekrutering.

Ook de cultuur van arbeidsorganisaties speelt een rol bij de verklaring van de vraag, waarom vrouwen in rang achterblijven bij mannen. Leidinggevend in (overheids)organisaties hanteren bijvoorbeeld het principe van gelijke behandeling, zonder dat wordt onderkend dat een gelijke behandeling van personeelsleden in ongelijke uitgangssituaties niet tot gelijke en evenmin tot rechtvaardige resultaten leidt.

De ruimte van dit artikel laat niet toe, dat op deze problematiek gedetailleerd wordt ingegaan. Ook kan een mogelijk beleidsmatig antwoord op de gesignaleerde ongelijkheid tussen vrouwen en mannen niet worden besproken. Een volgende publikatie zal eraan worden gewijd.

Noten

1. Onderscheiden zijn achtereenvolgens basisniveau (lagere school / buitengewoon onderwijs, 6 jaar), lager niveau (lagere school en één jaar voortgezet onderwijs, 7 jaar), uitgebreid lager niveau (mavo, vwo tot en met het derde leerjaar, 9 jaar), middelbaar niveau (vwo, middelbaar beroepsonderwijs, 12 jaar), universitair onderwijs niet-afgestudeerd (15 jaar), semi-hoger niveau niet-universitair (16 jaar), hoger niveau niet-universitair (MO-akten, N-akten huishoudelijke richting, militaire academies, 17 jaar), hoger niveau universitair (18 jaar). In de analyses zijn deze niveaus in jaren uitgedrukt. Achtereenvolgens gaat het dan om een opleidingsduur van 6 jaar, 7 jaar, 9 jaar, 12 jaar, 15 jaar, 16 jaar, 17 jaar en 18 jaar.
2. Op deze wijze is het salarisniveau bij aanstelling gestandaardiseerd en daarmee onderling vergelijkbaar gemaakt. De keuze voor het jaar 1982 is willekeurig, zij het dat dit het laatste jaar was waarin de salaristabellen nog op de oude BBRA-schaalindeling waren gebaseerd.
3. Bij de mannen van het niet-wetenschappelijk personeel blijkt het al dan niet gehuwd zijn wél effect te hebben op het gemiddeld inkomensniveau. Gehuwde mannen uit deze personeelscategorie verdienen naar schatting ruim f 500 meer per maand, bij overigens gelijke kenmerken, dan hun niet-gehuwde mannelijke collega's. Ditzelfde geldt ook bij het wetenschappelijk personeel.

De overeenkomstige vergelijkingen voor mannen zijn als volgt:

$$\begin{aligned} & \text{wetenschappelijk personeel/mannen (N = 1058)} \\ \text{inkomen} &= 5172 + 137 (\text{leeftijd} - 40) + 15 (\text{dienstverband}) + 961 \\ & (\text{gepromoveerd}) + \begin{cases} 576 (\text{gehuwd}) \\ 0 (\text{niet gehuwd}) \end{cases} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{niet-wetenschappelijk personeel/mannen (N = 215)} \\ \text{inkomen} &= 3157 + 40 (\text{leeftijd} - 39) + 175 (\text{opleiding} - 12) \\ & + 6 (\text{leeftijd} - 39) * (\text{opleiding} - 12) + 2 (\text{dienstverb.}) \\ & + \begin{cases} 524 (\text{gehuwd}) \\ 0 (\text{niet gehuwd}) \end{cases} \end{aligned}$$

Opvallend is het verschil in rendement van opleidingsniveau tussen vrouwen en mannen. Het gepromoveerde mannelijk personeel verdient gemiddeld per maand f 961 meer dan de niet-gepromoveerden. Bij de wp-vrouwen is dit f 580 (zie tekst). Bij het nwp zijn deze bedragen (bij één jaar extra opleiding ten opzichte van het gemiddelde opleidingsniveau van 12 jaar) respectievelijk f 175 (mannen) en f 95 (vrouwen; zie tekst). Dergelijke verschillen moeten, gezien het principe van gelijke beloning voor gelijke schalen en periodieken, worden toegeschreven aan een gemiddeld lager schaalniveau van vrouwen, ondanks gelijke opleidingskwalificaties en leeftijd.

Literatuur

- Bielby, W.T., & J.N. Baron, Men and women at work: Sex segregation and statistical discrimination. *American Journal of Sociology*, 91, 4 (1986), 759-799.
- Centraal Bureau voor de Statistiek, *Standaard Onderwijs-indeling SOI 1978. Deel 1: Methodologische inleiding*. Voorburg, 1980.
- Chatab, J., *Ongelijkheid tussen vrouwen en mannen: enkele internationale vergelijkingen*. Doctoraalscriptie Faculteit Sociale Wetenschappen, RU Utrecht. Utrecht, 1986.
- Doorne-Huiskes, J. van, *Posities van vrouwen en mannen aan de Rijksuniversiteit Utrecht*. Utrecht, 1983.
- Doorne-Huiskes, J. van, *Loopbanen van vrouwen en mannen: een analyse*. Utrecht, 1986.
- Faia, M.A., Discrimination and exchange. *Pacific Sociological Review*, 20, 1 (1977), 3-20.
- Ferber, M.A., J. Loeb & H.M. Lowry, The economic status of women faculty: A reappraisal. *Journal of Human Resources*, 13, 3 (1978), 385-401.
- Frank Fox, M., Sex, salary and achievement: Reward-dualism in academia. *Sociology of Education*, 54, April (1981), 71-84.
- Halaby, Ch.N., Job-specific sex differences in organizational reward attainment: Wage discrimination vs. rank segregation. *Social Forces*, 58, 1 (1979), 108-127.
- Johnson, G.E., & F.P. Stafford, Women and the academic labor market. In: C.B. Lloyd (Ed.), *Sex, discrimination and the division of labor*. New York, 1975.
- Markham, W.T., S.J. South, Ch.M. Bonjean & J. Corder, Gender and opportunity in the federal bureaucracy. *American Journal of Sociology*, 91, 1 (1985), 129-150.
- Perrucci, C., Minority status and the pursuit of professional careers: Women in science and engineering. *Social Forces*, 49 (1970), 245-259.
- Polachek, S.W., Discontinuous labor force participation and its effects on women's market earnings. In: C.B. Lloyd (Ed.), *Sex, discrimination and the division of labor*. New York, 1975.
- Reskin, B.F., Scientific productivity, sex, and location in the institute of science. *American Journal of Sociology*, 83, 5 (1978), 1235-1243.
- Roos, P., *Occupational segregation in industrial society: a twelve-nation comparison of gender and marital differences in occupational attainment*. University of California, Los Angeles (Ph.D.), 1981.
- Roos, P.A., & D.J. Treiman, Sex and earnings in industrial society: A nine-nation comparison. *American Journal of Sociology*, (1983), 612-650.
- Schippers, J.J., Beloningsdiscriminatie van de vrouw in Nederland. *Economisch-Statistische Berichten*, 5, mei (1982), 452-458.