

Tilburg University

Zijn er veranderingen in het verband tussen onderwijs en beroepshoogte voor vrouwen en mannen in Nederland tussen 1960 en 1979?

Luijkx, R.; van Doorne-Huiskes, A.; Ultee, W.C.

Published in:
Mens en Maatschappij

Publication date:
1986

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

Citation for published version (APA):

Luijkx, R., van Doorne-Huiskes, A., & Ultee, W. C. (1986). Zijn er veranderingen in het verband tussen onderwijs en beroepshoogte voor vrouwen en mannen in Nederland tussen 1960 en 1979? *Mens en Maatschappij*, 61(4), 378-400.

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.

Zijn er veranderingen in het verband tussen onderwijs en beroepshoogte voor vrouwen en mannen in Nederland tussen 1960 en 1979?*

Ruud Luijkx, Anneke van Doorne-Huiskes & Wout Ultee**

Summary

Are there changes in the effect of educational attainment on level of occupation for women and men in the Netherlands between 1960 and 1979?

In an earlier article (Luijkx e.a., 1986) we found gender differences in the effect of education on level of occupation for 1979: return to education in terms of occupational prestige are smaller for women than for men. For 1960 this is also the case, except for women with higher educations. For both years the difference between women and men do not change when holding constant for work-experience variables or when specifying for marital status and presence of children.

Comparing 1960 and 1979 it is clear that returns to education are smaller in 1979 than in 1960, but more so for women than for men. Gender differences have increased over time. An important explanation may be found in a different selection of women on the labor market for 1960 and 1979.

* Eerdere versies van dit artikel werden gepresenteerd op het NSAV-jubileumcongres/de Vlaams-Nederlandse Studiedagen voor sociologen en antropologen, sessie Verklarende Sociologie, op 4 april 1986 te Amsterdam en op de jaarlijkse bijeenkomst van de Research Committee on Social Stratification (ISA) in Rome op 3 april 1986. Het onderzoek maakt deel uit van het project 'Onderzoek betreffende vrouwen en bereikte beroepshoogte: onbedoelde gevolgen van individuele handelingen', dat door de Nederlandse organisatie voor Zuiver-Wetenschappelijk Onderzoek (ZWO) wordt gesubsidieerd (# 50-196).

** Ruud Luijkx is verbonden aan de Vakgroep Methoden en Technieken van Onderzoek, Sub-faculteit Sociaal Culturele Wetenschappen (KHT), Postbus 90.153, 5000 LE Tilburg. Anneke van Doorne-Huiskes en Wout Ultee zijn verbonden aan de Vakgroep Theoretische Sociologie en Methodenleer, Faculteit Sociale Wetenschappen (RUU), Postbus 80.140, 3508 TC Utrecht.

1. Onderzoeksvraagstellingen

In een eerder artikel (Luijkx, Van Doorne-Huiskes & Ultee, 1986; in het vervolg aangeduid met LDU) werd aangetoond, dat in Nederland in 1979 het effect van onderwijs- op beroepshoogte voor vrouwen kleiner is dan voor mannen. Dit resultaat werd ook verkregen bij constant houden op werkervaring en op de zogenaamde 'twee carrière' variabelen: burgerlijke staat en het hebben van kinderen. De eerste doelstelling van dit artikel is de op gegevens voor 1979 getoetste hypothesen ook op gegevens voor 1960 te toetsen. Dit leidt tot de volgende vraagstellingen:

1. Zijn verschillen in beroepsniveau tussen vrouwen en mannen in Nederland in 1960 alleen te verklaren uit verschillen in formele scholing en werkervaring, of is het zo dat het effect van onderwijs- op beroepsniveau voor vrouwen anders is dan voor mannen?
2. In hoeverre zijn mogelijke verschillen tussen vrouwen en mannen wat betreft het effect van onderwijs en werkervaring op beroepsniveau te verklaren door te specificeren voor burgerlijke staat en het hebben van kinderen?

Dit artikel wil niet stil blijven staan bij een replicatie, maar wil ook hypothesen over verschillen in de tijd toetsen. Als uitgangspunt voor de tweede doelstelling van dit artikel worden de resultaten van recent Amerikaans en Nederlands onderzoek genomen. Enerzijds zijn dit resultaten die betrekking hebben op de veronderstelde geringere werking in de loop der tijd van 'ascription'-kenmerken ten gunste van 'achievement'-kenmerken. Anderzijds zijn dit resultaten met betrekking tot diploma-inflatie.

In verschillende onderzoeken blijkt dat beroepsniveau niet alleen door 'achievement'-kenmerken, zoals formele opleiding en werkervaring, te worden beïnvloed. Zelfs in een ontwikkelde industriële samenleving als Nederland zijn 'ascription'-kenmerken relevant. Met betrekking tot sekse blijkt dit, behalve uit bovengenoemd artikel, ook uit ander onderzoek (zie bijvoorbeeld voor Nederland Van Wezel, 1979, en Schippers, 1982; voor de VS Treiman & Terrell, 1975, en Roos, 1981). Dat ras een uitzondering vormt op het universalistisch of meritocratisch patroon is eerder door Blau & Duncan (1967) voor de VS aangetoond.

Dergelijke onderzoeksbevindingen tasten de optimistische verwachting aan, dat door een verhoging van het onderwijsniveau van achtergebleven groeperingen de sociale ongelijkheid afneemt. Mechanismen van discriminatie lijken hardnekkiger te zijn dan functionalistische zienswijzen uit de sociologie en theorieën over menselijk kapitaal uit de economie doen vermoeden. Deze hardnekkigheid is mede te verklaren door naast wettelijke achter-

stelling en de taaiheid van tradities, de mogelijkheid van statistische discriminatie in de beschouwing te betrekken (Thurow, 1975, p. 204).

Behalve door bevindingen over het belang van particularistische kenmerken in industriële samenlevingen, worden mogelijkheden om sociale ongelijkheid door middel van onderwijs te verminderen, ook door andere resultaten die op diploma-inflatie duiden, in twijfel getrokken. Thurow (1975) toont aan dat in de VS mensen met een bepaald onderwijsniveau in 1950 een relatief hoger inkomensniveau verwierven dan in 1970.

Boudon (1973, 1981) wijst op de onbedoelde sociale gevolgen van op zich rationele individuele keuzen. Als één persoon meer onderwijs gaat volgen met de bedoeling daarmee meer inkomen of een hoger beroepsprestige te verwerven, dan zal deze handeling waarschijnlijk het beoogde resultaat hebben. Als méér mensen méér onderwijs gaan volgen, dan leidt dit ertoe dat de relatieve onderwijsposities van individuen weinig veranderen. Juist die relatieve onderwijsposities bepalen de hoeveelheid prestige of inkomen, die men zich via een beroep kan verwerven. Dit betekent dat beroepsprestige en inkomen dan niet toenemen. Onderwijs is een positioneel goed (zie Hirsch, 1977, en ook Ultee, 1978).

Dergelijke onbedoelde en inflatoire sociale effecten kunnen ook een vertragende werking hebben op het proces van vrouwenemancipatie. Het huidige emancipatiebeleid berust in ieder geval ten dele op de veronderstelling dat meer onderwijs vrouwen een betere kans geeft om tot hogere functieniveaus door te dringen (zie bijvoorbeeld Derde Nota Onderwijsemancipatie, 1985 en Beleidsplan Emancipatie, 1985). Echter, niet alleen vrouwen zien onderwijs als middel tot sociale stijging. Ook mannen van lagere sociale herkomst en uit etnische minderheden doen dit. Daarnaast zou het zo kunnen zijn dat mannen in het algemeen, mede als reactie op de toenemende onderwijsparticipatie van vrouwen, (nog) meer onderwijs gaan volgen.

De vraag wordt dan of de ook voor vrouwen bestaande positieve samenhang tussen onderwijs en beroepshoogte (zie ook Conen & Huijgen, 1980) in de loop der tijd wel dezelfde is gebleven. Deze vraag wordt in dit artikel aan de orde gesteld. In meer precieze termen luiden de onderzoeksvraagstellingen:

3. Is in Nederland het beroepsniveau van werkende vrouwen tussen 1960 en 1979 gestegen? Is het sterker gestegen dan dat van werkende mannen?
4. Is het onderwijsniveau van werkende vrouwen tussen 1960 en 1979 gestegen? Is het sterker gestegen dan dat van werkende mannen?
5. Is het beroepsniveau van werkende vrouwen zo veel gestegen als op grond van hun onderwijsstijging kon worden verwacht?

De bouwstenen voor de beantwoording van de vraagstellingen 3, 4 en 5 zijn

de onderzoeksresultaten van 1979 én die van 1960. De resultaten voor 1979 zijn in LDU gepresenteerd. De resultaten voor 1960 worden in paragraaf 3 gepresenteerd en zijn het antwoord op de vraagstellingen 1 en 2. In de paragraaf 4 zal de vergelijking tussen 1960 en 1979 centraal staan (de vraagstellingen 3, 4 en 5). In de paragraaf 2 wordt eerst aandacht besteed aan de onderzoeksopzet, indicatoren en analysetechnieken.

2. Onderzoeksopzet, indicatoren en analysetechnieken

De hier geanalyseerde databestanden zijn een steekproef uit de Volkstelling 1960 (VT60)¹ en de Arbeidskrachtentelling 1979 (AKT79) (CBS, 1982). De AKT79 en het daarvan voor analyse gebruikte deel zijn uitvoerig besproken in LDU. De populatie uit 1960 waarover uitspraken worden gedaan is dezelfde als de populatie uit 1979: dus niet de gehele beroepsbevolking, maar slechts de groep 27- tot 50-jarigen.

De afhankelijke variabele uit de onderzoeksvragen, *beroepsniveau*, is voor de gegevens uit 1960 op twee manieren geïndiceerd. De eerste als het prestige van een bereikt beroep volgens de Ultee en Sixma (U&S) schaal (Sixma & Ultee, 1983). Deze schaal berust op in 1982 verzamelde gegevens en werd ook in LDU toegepast. De tweede indicator is het prestige van een bereikt beroep volgens een schaal die geënt is op de beroepsprestigeladder van Van Heek & Vercrujssse (1958).²

In beginsel is de tweede indicator voor de afhankelijke variabele te verkiezen boven de eerste: de tweede schaal is in de tijd minder ver verwijderd van de te analyseren gegevens dan de eerste. Beide schalen worden echter gehanteerd om na te kunnen gaan in hoeverre eventuele verschillen tussen 1960 en 1979 enkel en alleen terug te voeren zijn op een andere meting van de afhankelijke variabele. De verdeling van de gegevens uit de VT60 op beide beroepsprestigevariabelen staan vermeld in de tabellen 1a en 1b.

Tabel 1a. De verdeling van beroepsprestigescores (US) van werkende mannen en vrouwen (27-50 jaar) in Nederland in 1960 (van laag naar hoog)*

Scores	Totaal (1)	Mannen (2)	Vrouwen (3)	Mannen (4)	Vrouwen (5)
<20	10,2	9,9	11,7	85,2	14,8
21-30	35,9	37,6	24,5	91,2	8,8
31-40	22,3	21,9	25,0	85,6	14,4
41-50	2,9	1,5	12,3	44,4	55,6
51-60	14,5	13,9	18,6	83,6	16,4
61-70	7,6	8,2	3,6	94,0	6,0
71-80	3,3	3,3	3,5	86,4	13,6
81-90	3,3	3,6	0,8	97,1	2,9
	100	100	100	87,2	12,8

*Verdeling (percentages) (1) over de verschillende categorieën van de variabele (2) voor mannen (3) voor vrouwen (4) per categorie van de variabele voor mannen (5) voor vrouwen.

Tabel 1b. De verdeling van beroepsprestigescores (H&V) van werkende mannen en vrouwen (27-50 jaar) in Nederland in 1960 (van laag naar hoog)*

Scores	Totaal (1)	Mannen (2)	Vrouwen (3)	Mannen (4)	Vrouwen (5)
<20	9,2	10,2	2,5	98,5	3,5
21-30	26,2	24,6	36,9	81,6	18,4
31-40	40,4	42,9	23,1	92,5	7,6
41-50	10,5	8,6	23,1	71,3	28,7
51-60	6,2	5,9	8,0	83,0	17,0
61-70	6,2	6,3	5,9	87,7	12,3
71-80	1,3	1,5	0,5	94,9	5,1
	100	100	100	87,2	12,8

*Zie voor de betekenis van de kolommen tabel 1a.

In 1960 blijkt het gemiddelde beroepsprestige van werkende vrouwen iets lager te zijn dan dat van werkende mannen (zie tabel 2). Dat beroepsprestigescores een 'conservatieve' maat vormen voor beroepsniveaoverschillen voor vrouwen en mannen is in LDU (p. 25) uiteen gezet.

Voor de onafhankelijke variabele *onderwijsniveau* zijn de in het volkstelingsbestand aanwezige onderwijsvariabelen omgecodeerd met behulp van de Standaard Onderwijsindeling 1978 (CBS, 1980). Als in LDU zijn aan de

Tabel 2. Gemiddelden van de variabelen onderwijsniveau en beroepsniveau (U&S en H&V) voor de verschillende groepen in 1960 en 1979

	Onderwijs		Ultee & Sixma		Van Heek & Verduijnsse 60
	60	79	60	79	
1. alle mannen	7,7	10,8	38,4	45,3	37,4
2. ongehuwd	7,8	10,4	35,8	42,4	36,1
3. gehuwd zonder kinderen	7,7	11,2	38,3	47,3	37,5
4. gehuwd met kinderen	7,7	10,8	38,9	45,4	37,7
5. alle vrouwen	8,0	10,6	39,9	42,2	37,3
6. ongehuwd	8,3	11,4	40,4	47,4	38,8
7. gehuwd zonder kinderen	7,6	10,9	35,8	44,3	36,1
8. gehuwd met kinderen	7,4	10,0	32,2	38,5	33,8

onderwijsniveaus intervalscores toegekend op grond van het idealiter gevolgde aantal jaren onderwijs.

Voor de onafhankelijke variabele *arbeidsduur* is in 1960 onderscheid gemaakt naar voltijds (45 uur per week) en deeltijds werk. De meting van de variabelen *het al dan niet hebben van kinderen* en *leeftijd* spreken voor zich. Bij burgerlijke staat is uitgegaan van de tweedeling nooit vs. ooit gehuwd.

Voor de toetsing van hypothesen is gebruik gemaakt van regressie-analyse volgens het gewone kleinste kwadratenprincipe. Om de interpretatie van de gevonden regressiecoëfficiënten en de intercepten van de regressievergelijkingen te vergemakkelijken, wordt ook het bereik van de afhankelijke variabele – beroepsniveau – gepresenteerd. Het bereik wordt aangegeven door de scores op de afhankelijke variabele van eenheden met de laagste en de hoogste feitelijke scores op de onafhankelijke variabele – onderwijsniveau. Deze scores op de afhankelijke variabele worden berekend door in de geschatte regressievergelijking eenmaal de laagste – 6 jaar onderwijs – en een andere keer de hoogste – 18 jaar onderwijs – feitelijke scores op de onafhankelijke variabele in te vullen.

Wanneer het bereik van vrouwen niet in zijn geheel onder dat van mannen ligt (of andersom) dan kan het nuttig zijn om het snijpunt van deze twee lijnen te berekenen. Afhankelijk van de plaats van het snijpunt (boven of onder het midden van het bereik) kan worden aangegeven of vrouwen grotendeels op mannen achterliggen of juist in mindere mate.

Als in een vergelijking van de regressie van beroep op onderwijs andere va-

riabelen constant zijn gehouden, wordt bij de berekening van het bereik van de afhankelijke variabele voor deze andere onafhankelijke variabelen het steekproefgemiddelde ingevuld, d.w.z. de gemiddelde leeftijd en de gemiddelde arbeidsduur van alle werkende vrouwen en mannen samen. De keuze voor het steekproefgemiddelde is ingegeven door de overwegingen van Jones en Kelley (1984). Zij onderscheiden een drietal modellen: een deprivatiemodel, waarbij voor de gedepriveerde groep het gemiddelde van de geprivilegeerde groep wordt ingevuld; een privilegemodel, waarbij voor de geprivilegeerde groep het gemiddelde van de gedepriveerde groep wordt ingevuld; en als laatste het model waarbij het gemiddelde van de gehele structuur (geprivilegeerden plus gedepriveerden) wordt ingevuld. Voordeel van dit laatste model is dat het uitgaat van een 'redistribution of the amount currently available' (Jones en Kelley, 1984, p. 341-342).³ Dit laatste model houdt in dat de totale omvang van de vraag als gegeven wordt beschouwd en de verdeling niet. De andere modellen beschouwen de omvang van de vraag als aanpasbaar aan het aanbod en zijn daarom minder realistisch. Dit wil in ons geval zeggen dat het aantal voltijdse en deeltijdse banen en de gemiddelde leeftijd van de beroepsbevolking als gegeven worden beschouwd, maar niet de verdeling van de kenmerken over vrouwen en mannen.

3. Resultaten voor 1960: de één momentsvraagstelling

Eerst een toetsing op de data voor 1960 van hypothesen die in LDU op de gegevens voor 1979 zijn beproefd. De hypothesen voor de vraagstelling 1 en 2 luiden:

- 1a. Het gemiddelde beroepsprestige van vrouwen en mannen is in Nederland in 1960 voor elk onderwijsniveau aan elkaar gelijk.
- 1b. Mogelijk gevonden verschillen onder 1a verdwijnen als men constant houdt voor werkervaring (leeftijd en arbeidsduur per week).
- 1c. Mogelijk gevonden verschillen onder 1a en 1b verdwijnen als men specificereert voor de variabelen burgerlijke staat en het hebben van kinderen.

De alternatieve hypothese luidt steeds dat het gemiddelde beroepsniveau voor werkende vrouwen met een bepaald onderwijsniveau kleiner is dan dat voor werkende mannen met dit onderwijsniveau.

De resultaten met betrekking tot de toetsing van deze hypothesen staan vermeld in de tabellen 3 en 4. In de tabellen 3 zijn de regressiecoëfficiënten en intercepten vermeld; in de tabellen 4 het bereik van de afhankelijke variabele. In de tabellen 3a en 4a is de Ultee & Sixma-schaal als afhankelijke varia-

bele gebruikt; in de tabellen 3b en 4b de op de gegevens van Van Heek & Ver-cruisje geënte schaal. In elk van de vier tabellen wordt in panel A de resulta-ten gepresenteerd voor het effect van onderwijs- op beroepsniveau. In panel B geschiedt dit onder constanthouding van leeftijd en arbeidsduur. Er wordt steeds een onderscheid gemaakt tussen mannen (regel 1 tot en met 4) en vrou-ven (regel 5 tot en met 8). Regels 1 en 5 hebben betrekking op alle mannen resp. vrouwen. Regels 2 en 6 betreffen ongehuwde mannen resp. vrouwen, regels 3 en 7 gehuwde mannen resp. vrouwen zonder kinderen. Regels 4 en 8 bevatten gegevens voor gehuwde mannen resp. vrouwen met kinderen.

Eerst de resultaten die betrekking hebben op hypothese 1a. Vergelijking van regel 1 en 5 van panel A van tabel 3a leert dat de regressiecoëfficiënt van beroepsniveau (U&S) op onderwijsniveau voor mannen 3,80 is en voor vrou-ven 4,08. Dit betekent dat één jaar extra onderwijs voor mannen 3,80 extra beroepsprestigepunten oplevert en voor vrouwen 4,08. Vrouwen hebben volgens deze indicator dus meer profijt van extra opleiding dan mannen. Het intercept is voor vrouwen kleiner dan voor mannen (5,19 versus 9,22). Dit betekent dat vrouwen met de (denkbeeldige) score van nul jaar onderwijs een beroepsprestige van 5,19 hebben en mannen 9,22. Regels 1 en 5 van tabel 4a wijzen uit dat vrouwen voor ieder onderwijsniveau behalve de hoogste ni-veaus een lager beroepsniveau hebben dan mannen (het snijpunt is 14,1). Dit laatste resultaat duidt erop dat vrouwen voor het grootste gedeelte van het scoregebied van de variabele onderwijs (6 tot 18 jaar) een lager be-eroepsprestige hebben dan mannen. Hypothese 1a lijkt dan ook te moeten worden verworpen.

Tabel 3a. De regressie van beroepsprestige (U&S) op onderwijsniveau, leeftijd en arbeidsduur in 1960

	A			B				N	
	intercept	onderwijs	R ²	intercept	onderwijs	leeftijd	uren		R ²
1. alle mannen	9,22	3,80	29,0	5,72	3,82	0,09	0,54*	29,2	58.866
2. ongehuwd	5,48	3,89	39,5	8,88	3,87	-0,10	3,74*	39,7	7.307
3. gehuwd zonder kinderen	10,15	3,64	29,6	10,20	3,64	-0,00*	0,88*	29,6	8.771
4. gehuwd met kinderen	9,64	3,82	27,7	5,90	3,84	0,09	-0,04*	27,8	41.550
5. alle vrouwen	5,19	4,08	42,2	10,82	3,93	-0,09	-6,61	44,5	8.67*
6. ongehuwd	8,69	3,80	40,5	10,64	3,71	-0,02*	-8,45	42,0	5.376
7. gehuwd zonder kinderen	3,75	4,21	41,3	18,93	4,00	-0,35	-2,08	44,6	1.184
8. gehuwd met kinderen	-2,23	4,64	45,0	0,07	4,48	0,03*	-5,68	47,7	1.619

* Niet significant op 5%-niveau.

Tabel 3b. De regressie van beroepsprestige (H&V) op onderwijsniveau, leeftijd en arbeidsduur in 1960

	A			B				N	
	intercept	onderwijs	R ²	intercept	onderwijs	leeftijd	uren		R ²
1. alle mannen	13,87	3,07	37,2	10,87	3,08	0,07	0,58*	37,4	58.866
2. ongehuwd	10,63	3,27	45,8	12,49	3,25	-0,05*	2,90*	45,9	7.307
3. gehuwd zonder kinderen	14,88	2,93	37,4	14,95	2,93	-0,00*	0,17*	37,4	8.771
4. gehuwd met kinderen	14,21	3,07	36,0	10,46	3,08	0,09	-0,55*	36,2	41.550
5. alle vrouwen	11,07	3,27	45,4	14,28	3,19	-0,06	-3,42	46,4	8.675
6. ongehuwd	13,12	3,08	42,3	14,21	3,04	-0,01*	-4,49	43,0	5.376
7. gehuwd zonder kinderen	11,14	3,28	44,9	21,19	3,14	-0,23	-1,47	47,6	1.184
8. gehuwd met kinderen	5,72	3,79	53,5	6,69	3,70	0,02*	-3,11	54,9	1.619

* Niet significant op 5%-niveaus.

Deze conclusie is min of meer hetzelfde wanneer de afhankelijke variabele volgens Van Heek & Verduynhoven wordt gemeten. De regressie van beroepsniveau op onderwijs is in dit geval volgens regel 1 en 5 van panel A van tabel 3b 3,07 voor mannen en 3,27 voor vrouwen. Het intercept voor vrouwen (11,07) is lager dan dat voor mannen (13,87). Weer is het van belang het bereik van de afhankelijke variabele te bezien. Een vergelijking van regel 1 en 5 van tabel 4b wijst uit dat de ondergrens van het bereik voor vrouwen lager is dan voor mannen (30,7 resp. 32,3), terwijl de bovengrens voor vrouwen hoger is dan voor mannen (69,9 resp. 69,1). Het snijpunt is 14,0. Dit laatste duidt erop dat vrouwen voor het grootste deel van het bereik een achterstand op mannen hebben. Hypothese 1a wordt opnieuw grotendeels gefalsifieerd. De alternatieve hypothese wordt evenmin volledig bevestigd: werkende vrouwen met een hogere opleiding hebben nl. een hoger beroepsprestige dan werkende mannen met dit scholingsniveau.

Nu de resultaten voor hypothese 1b. Hypothese 1b verschilt in zoverre van hypothese 1a dat nu constant wordt gehouden voor leeftijd en arbeidsduur. De regels 1 en 5 van de B-panels van de tabellen wijzen uit dat toevoeging van deze variabelen de verklaarde variantie hooguit drie procent doet stijgen. Voor vrouwen is de toename in verklaarde variantie groter dan voor mannen. Onder constanthouding van leeftijd en arbeidsduur is het intercept en de regressiecoëfficiënt van beroepshoogte op onderwijs voor werkende vrouwen hoger dan voor werkende mannen. Dit geldt zowel voor de U&S als

Tabel 4a. Het bereik van het verwachte gemiddelde beroepsprestige (US) voor verschillende groepen in 1960*

	A	B
	zonder constanthouding	met constanthouding
1. alle mannen	32,0 – 77,6	32,0 – 77,9
2. ongehuwd	28,8 – 75,5	28,4 – 74,9
3. gehuwd zonder kinderen	32,0 – 75,7	32,0 – 75,7
4. gehuwd met kinderen	32,6 – 78,4	32,3 – 78,4
5. alle vrouwen	29,7 – 78,6	30,9 – 78,0
6. ongehuwd	31,5 – 77,1	32,0 – 76,5
7. gehuwd zonder kinderen	29,0 – 79,5	29,7 – 77,7
8. gehuwd met kinderen	25,6 – 81,3	28,0 – 81,7

* Gemiddelden: leeftijd (37,62) en 2,1% werkt deeltijds.

Tabel 4b. Het bereik van het verwachte gemiddelde beroepsprestige (H&V) voor verschillende groepen in 1960*

	A	B
	zonder constanthouding	met constanthouding
1. alle mannen	32,3 – 69,1	32,0 – 69,0
2. ongehuwd	30,3 – 69,5	30,2 – 69,2
3. gehuwd zonder kinderen	32,5 – 67,6	32,5 – 67,7
4. gehuwd met kinderen	32,6 – 69,5	32,3 – 69,3
5. alle vrouwen	30,7 – 69,9	31,1 – 69,4
6. ongehuwd	31,6 – 68,6	32,0 – 68,5
7. gehuwd zonder kinderen	30,8 – 70,2	31,3 – 69,0
8. gehuwd met kinderen	28,5 – 73,9	29,6 – 74,0

* Gemiddelden: leeftijd (37,62) en 2,1% werkt deeltijds.

de H&V indicatie voor beroepsniveau. Deze bevindingen spreken niet ten gunste van hypothese 1b – volgens deze hypothese zouden intercept en regressie voor vrouwen en mannen nl. gelijk zijn. Ze spreken echter nog minder ten gunste van het geformuleerde alternatief voor deze hypothese, nl. dat werkende vrouwen met een bepaald onderwijsniveau een lager be-

roepsprestige zouden hebben dan werkende mannen met dit onderwijs. Er is echter een maar.

Wanneer alleen wordt gelet op het intercept en de regressiecoëfficiënt van beroepsniveau op onderwijs, dan wordt verwaarloosd dat het effect van leeftijd en werkduur op beroepsniveau voor vrouwen en mannen verschillend is. Blijkens panel B van de tabellen 3a en 3b zijn de effecten van leeftijd en werkduur op beroepsniveau voor werkende mannen positief, voor werkende vrouwen daarentegen negatief. Het is van belang hiermee rekening te houden. Hiertoe kan men het bereik van de afhankelijke variabele uitrekenen uitgaande van het gemiddelde van vrouwen en mannen samen op de variabelen leeftijd en werkduur en van de voor vrouwen en mannen verschillende regressiecoëfficiënten voor leeftijd en werkduur. Dit is in regel 1 en 5 van panel B tabel 4a en 4b gebeurd. In de tabellen 4a en 4b zijn de onder- en bovengrenzen van het bereik voor vrouwen lager dan die voor mannen. Het snijpunt is 17,0 (U&S) en 14,3 (H&V). Dit laatste duidt erop dat vrouwen voor het grootste gedeelte van het bereik, een achterstand hebben op mannen. Echter, werkende vrouwen met hogere opleidingen hebben qua beroepsprestige een voorsprong op werkende mannen met hogere opleidingen. Dit lijkt uiteindelijk hypothese 1b toch te weerleggen. Maar de tegenspraak is niet éclatant. Het alternatief voor hypothese 1b, dat de onder- en bovengrenzen van het bereik van de afhankelijke variabele beroepsprestige voor vrouwen altijd lager zijn dan voor mannen, kan daarom niet geheel worden aanvaard.

Ten slotte de resultaten die betrekking hebben op hypothese 1c. In deze hypothese worden verbanden apart voor ongehuwden, gehuwden zonder en gehuwden met kinderen gezien. In dit geval blijken de bevindingen niet eensluidend te zijn. Het patroon van waarden voor intercepten en coëfficiënten in regels 2, 3, 4, 6, 7 en 8 van panel B van tabellen 3a en 3b laat geen eenduidige conclusie toe.

Een overstap naar het bereik neemt deze moeilijkheid niet weg. Eerst de gegevens volgens de U&S-indicator van beroepsniveau (panel B van tabel 4a). Voor ongehuwde werkende vrouwen liggen de onder- en bovengrenzen van het bereik hoger dan voor ongehuwde werkende mannen. Voor gehuwde werkende vrouwen zonder en met kinderen ligt de ondergrens lager en de bovengrens hoger dan voor gehuwde werkende mannen zonder kinderen. Het snijpunt is in dit geval 11,3 en 14,5. Dit betekent dat deze vrouwen overwegend een lager rendement van onderwijs hebben. Dit zou erop kunnen duiden dat, zo men in termen van discriminatie wil spreken, de meeste discriminatie voorkomt bij gehuwde vrouwen met kinderen; bij ongehuwde vrouwen is hiervan geen sprake.

De gegevens volgens de H&V-indicatie stemmen hiermee niet volledig overeen (panel B van tabel 4b). Hier is in geen enkel geval de onder- en bovengrens van het bereik voor vrouwen lager dan voor mannen. Er is ook geen geval waarin de onder- en bovengrens voor mannen hoger is dan voor vrouwen. Vrouwen blijken in het algemeen achter te lopen.

Voor ongehuwde werkende vrouwen is de ondergrens van het bereik hoger dan die van ongehuwde mannen, de bovengrens lager. Het snijpunt is 13,1. Ongehuwde werkende vrouwen liggen dus in de regel voor op ongehuwde werkende mannen, behalve vrouwen met een hogere opleiding. Voor gehuwden zonder en met kinderen ligt de ondergrens onder die van mannen en de bovengrens erboven. Voor gehuwden zonder kinderen is het snijpunt 10,7. Voor gehuwden met kinderen 11,8. Gehuwde vrouwen blijken dus in het algemeen achter te liggen op mannen (gehuwde hoger opgeleide vrouwen liggen voor). Al deze bevindingen voor de H&V-indicatie te zamen beziende, kan men concluderen dat ook na constanthouding op werkduur en leeftijd vrouwen met eenzelfde onderwijs als mannen een lager beroepsprestige hebben.

Deze resultaten weerleggen hypothese 1c, zonder dat het hierboven geformuleerde alternatief voor deze hypothese volledig kan worden aanvaard. Wanneer men in termen van discriminatie van werkende vrouwen wil spreken (minder beroepsprestigepunten voor hetzelfde onderwijs), is deze voor 1960 aangetoond voor lager opgeleide gehuwde werkende vrouwen. De indicaties voor lagere opgeleide ongehuwde werkende vrouwen gaan in tegengestelde richting. Er is enige indicatie dat ongehuwde vrouwen met hogere opleidingen achterliggen, en gehuwde vrouwen met hogere opleidingen voor.

den door de hier gepresenteerde resultaten voor 1960 te combineren met die uit LDU voor 1979.

4. De resultaten van de vergelijking van 1960 en 1979: de veranderingsvraag

Gegeven de voornaamste vraagstelling van dit artikel zijn de te toetsen hypothesen over veranderingen tussen 1960 en 1979 als volgt:

- 2a. Het gemiddelde onderwijsniveau voor werkende vrouwen is tussen 1960 en 1979 sterker gestegen dan dat voor werkende mannen.
- 2b. Het gemiddelde beroepsniveau voor werkende vrouwen is tussen 1960 en 1979 sterker gestegen dan voor werkende mannen.
- 2c. Het gemiddeld beroepsniveau van werkende vrouwen is in 1979 ten opzichte van 1960 zoveel toegenomen als m.b.v. de voor 1960 gevonden

vergelijking van de regressie van beroeps- en onderwijsniveau en het voor 1979 gevonden gemiddelde onderwijsniveau kan worden voorspeld; hetzelfde geldt voor werkende mannen.

- 2d. In 1979 ligt het beroepsprestigeniveau van werkende vrouwen met een bepaalde opleiding minder onder dat van werkende mannen met dezelfde scholing dan in 1960.

Hypothesen 2a, 2b en 2d zijn ingegeven door een functionalistische gedachtengang volgens welke in een industriële samenleving 'ascription' door 'achievement' wordt verdrongen en een samenleving meritocratischer wordt. Hypothese 2c is ingegeven door theorieën over menselijk kapitaal. Merk op dat deze hypothesen aan de theoretische literatuur zijn ontleend en nog geen rekening houden met de hierboven en in LDU gepresenteerde gegevens over Nederland in 1960 en 1979. Het doel van deze paragraaf is immers om aan te geven in hoeverre deze bevindingen, als ze samen worden genomen, voor of tegen deze hypothesen spreken.

De alternatieven voor de hypothesen 2a tot en met 2d in dit artikel zijn ingegeven door de gedachte dat onderwijs een positioneel goed is (Hirsch, 1977 en Ultee, 1978). Dit idee geeft aanleiding tot de voorspelling dat zowel het onderwijsniveau van werkende vrouwen als dat van werkende mannen zal stijgen. Wanneer onderwijs een positioneel goed is, wordt competitie tussen mensen afgedwongen (Ellis en Heath, 1983). Dit betekent dat als een categorie mensen meer onderwijs heeft dan een andere (mannen meer dan vrouwen) en als onderwijs beroepsniveau bepaalt, de andere categorie meer onderwijs zal gaan volgen om het verschil op te heffen. De eerste categorie zal dit dan als verdedigingsmiddel ook doen.

In deze gedachtengang hangt het 'rendement' in termen van beroepsprestige op een bepaald absoluut onderwijsniveau af van het gemiddelde onderwijs van de gehele beroepsbevolking, van werkende vrouwen en mannen tezamen. De opbrengst hangt niet af van het absoluut onderwijsniveau, wel van de relatieve onderwijspositie. Als iedereen absoluut gezien meer onderwijs volgt, dan is de relatieve onderwijspositie één niveau gedaald en daarmee is de opbrengst in termen van beroepsprestige gedaald. Deze gedachte leidt er tevens toe onderwijsniveaus (en beroepsprestigeniveaus) in relatieve posities weer te geven. Hoe deze uitgerekend worden, zal hieronder worden vermeld. De alternatieve hypothesen luiden:

- 3a. Het gemiddelde onderwijsniveau van werkende vrouwen is tussen 1960 en 1979 net zoveel gestegen als dat van werkende mannen.
3b. Als tussen 1960 en 1979 in Nederland het gemiddeld onderwijsniveau

van werkende vrouwen in absolute zin is gestegen en in relatieve zin ten opzichte van mannen is gedaald, dan is het verschil tussen vrouwen en mannen met een bepaald onderwijsniveau in termen van beroepsprestige toegenomen, en wel in die zin dat bij gelijk onderwijs de prestigescore van werkende vrouwen nog meer onder die van werkende mannen ligt; is het gemiddeld onderwijsniveau van werkende vrouwen in absolute zin gestegen en in relatieve zin gelijk gebleven, dan is dit verschil gelijk gebleven;

is het gemiddeld onderwijsniveau van werkende vrouwen zowel in absolute als in relatieve zin gestegen, dan is dit verschil kleiner geworden.

- 3c. In Nederland is tussen 1960 en 1979 geen verandering opgetreden in het verschil tussen vrouwen en mannen met dezelfde relatieve onderwijspositie in termen van hun relatieve beroepsprestige positie.

Eerst de toetsing van hypothese 2a over de stijging van het onderwijsniveau van werkende vrouwen in vergelijking met dat van werkende mannen. Volgens tabel 2 hadden werkende vrouwen in 1960 gemiddeld meer onderwijs dan werkende mannen (8,0 versus 7,7 jaar); in 1979 hadden werkende vrouwen minder onderwijs dan werkende mannen (10,6 versus 10,8 jaar). Hypothese 2a moet dus worden verworpen: het onderwijsniveau van werkende vrouwen is minder gestegen dan dat van werkende mannen. Het ligt voor de hand deze bevinding te relativiseren door erop te wijzen dat ze alleen op werkende, en niet op alle vrouwen betrekking heeft. Tussen 1960 en 1979 is het percentage werkende vrouwen toegenomen, vooral het percentage gehuwde werkende vrouwen. Terwijl aanvankelijk gehuwde werkende vrouwen disproportioneel hoog onderwijs hadden, is inmiddels het werken onder gehuwde vrouwen met lager onderwijs sterker gestegen dan onder gehuwde vrouwen met hoger onderwijs. Inderdaad zou een 'democratisering' van werk (in tegenstelling tot niet werken) voor vrouwen deze bevinding kunnen verklaren — we zullen daar in de conclusie op terug komen. Dit neemt echter niet weg dat de effecten van de geringere onderwijsstijging bij werkende vrouwen in vergelijking met werkende mannen ook in meer of mindere mate reëel zouden kunnen zijn.

Nu de toetsing van hypothese 2b. Tabel 2 leert dat ook deze hypothese, volgens welke de stijging van het beroepsniveau voor werkende vrouwen groter is dan voor werkende mannen, niet houdbaar is. Het gemiddelde beroepsniveau van werkende mannen op de U&S-schaal steeg (van 38,4 naar 45,3), dat voor werkende vrouwen ook, maar iets minder sterk (van 37,9 naar 42,2).

Merk op dat vanwege de vergelijkbaarheid niet van scores op de H&V-schaal gebruik is gemaakt.

Om hypothese 2c te toetsen zijn voor werkende vrouwen en mannen de gemiddelde onderwijsniveaus uit 1979 in de vergelijking voor de regressie van beroeps- en onderwijsniveau voor 1960 ingevuld. Vanwege de vergelijkbaarheid is deze exercitie weer slechts uitgevoerd met de beroepshoogte volgens de U&S-schaal. Deze invuloefeningen zijn uitgevoerd voor alle 8 regels van panel A van tabel 3a. De resultaten zijn weergegeven in tabel 5.

Kolom 3 van tabel 5 geeft de voor 1979 voorspelde gemiddelde beroepshoogte, kolom 4 de werkelijke. Vergelijking tussen beide kolommen leert dat zowel voor werkende mannen als voor werkende vrouwen de werkelijke gemiddelde beroepshoogte altijd onder de verwachte gemiddelde beroepshoogte ligt (kolom 5).

Vergelijking van de regels voor mannen met die voor vrouwen in tabel 5 maakt duidelijk, dat de verschillen tussen verwachte en waargenomen beroepshoogte voor vrouwen groter zijn dan voor mannen. Over het geheel wordt hypothese 2c weerlegd, en wel voor werkende vrouwen in sterkere mate als voor werkende mannen.

Als laatste in deze rij de toetsing van hypothese 2d. Deze veronderstelling handelt over de verschillen in beroepsprestige tussen werkende mannen en vrouwen met eenzelfde opleiding in de loop der tijd. In LDU bleek dat in Nederland in 1979 werkende vrouwen met eenzelfde opleiding als werkende

Tabel 5. Invullen van gemiddelde opleiding van subgroepen in 1979 in de regressievergelijking van 1960 (Beroeps- op onderwijsniveau)

	intercept en regressie 1960	opleid. niveau 1979	verwacht beroep 1979	waargen. beroep 1979	ver- schil 1979
1. alle mannen	9,22 3,80	10,8	50,3	45,3	-5,0
2. ongehuwd	5,48 3,89	10,4	45,9	42,4	-3,5
3. gehuwd zonder kinderen	10,15 3,64	11,2	50,9	47,3	-3,6
4. gehuwd met kinderen	9,64 3,82	10,8	50,9	45,4	-5,5
5. alle vrouwen	5,19 4,08	10,6	48,4	42,2	-6,2
6. ongehuwd	8,69 3,80	11,4	52,0	47,6	-4,4
7. gehuwd zonder kinderen	3,75 4,21	10,9	49,6	44,3	-5,3
8. gehuwd met kinderen	-2,23 4,64	10,0	44,2	38,5	-5,7

mannen, ook als constant werd gehouden op leeftijd en werkduur en als werd gespecificeerd voor burgerlijke staat en het hebben van kinderen, een lager beroepsprestige hebben dan deze mannen. Hierboven is gebleken dat in Nederland in 1960 werkende vrouwen met eenzelfde opleiding als werkende mannen soms een hoger beroepsprestige hebben dan deze mannen. Hypothese 2d wordt dus door onze bevindingen tegengesproken.

Nu over naar de alternatieve hypothesen. Ter toetsing van hypothese 3a kan men vaststellen dat het absolute onderwijsniveau van werkende vrouwen tussen 1960 en 1979 is gestegen van 8,0 naar 10,6 jaar, maar dat ten opzichte van werkende mannen hun onderwijspositie is verslechterd (werkende vrouwen hadden in 1960 meer onderwijs dan werkende mannen, in 1979 minder). Een en ander blijkt ook uit de ratio's die de gemiddelde onderwijspositie van vrouwen relateren aan die van mannen.⁴ Hypothese 3a wordt dus niet empirisch gestaafd. Het onderwijs van werkende mannen is meer gestegen dan dat van werkende vrouwen.

Onder voorwaarde dat het onderwijsniveau van werkende vrouwen minder is gestegen dan dat van werkende mannen voorspelt hypothese 3b dat het rendement voor werkende vrouwen op onderwijs in negatieve zin sterker is gaan afwijken van het rendement van onderwijs voor werkende mannen. Dat dit in het algemeen het geval is, bleek uit kolom 5 van tabel 5.

Nu de toetsing van hypothese 3c. In navolging van Blau en Schwartz zijn absolute onderwijs- en beroepsprestigescores in relatieve omgezet door absolute scores te delen door steekproefgemiddelden (Blau en Schwartz, 1984, p. 125).⁵ Tabel 6 geeft de regressie van relatieve beroeps- op relatieve onderwijspositie. Een regressiecoëfficiënt van 1 en een intercept van 0 geeft aan dat een verdubbeling van de relatieve onderwijspositie met een verdubbeling van de relatieve beroepspositie gepaard gaat. Wanneer een coëfficiënt kleiner dan 1 en bijgevolg het intercept groter dan 0 is, betekent dit dat een stijging van de onderwijspositie met een minder grote stijging in de beroepspositie gepaard gaat. Een samenleving is dan minder meritocratisch.

Uit tabel 6 blijkt dat in 1960 de coëfficiënt voor alle werkende vrouwen hoger is dan die van mannen en minder onder 1 ligt. Daarentegen is in 1979 de coëfficiënt voor alle werkende vrouwen lager dan die van mannen. Die van mannen is gestegen van 0,77 naar 0,92; die van vrouwen van 0,82 naar 0,85. Dit betekent dat de werkelijkheid nog somberder is dan de hypothese 3c over positionele goederen voorspelt. Voor vrouwen en mannen is de Nederlandse sa-

Tabel 6. Relatieve effecten voor 1960 en 1979 (intercept en regressiecoëfficiënt van beroep op onderwijs)

	1960		1979	
	intercept	ond. eff.	intercept	ond. eff.
1. alle mannen	0,24	0,77	0,09	0,92
2. ongehuwd	0,14	0,78	0,11	0,86
3. gehuwd zonder kinderen	0,26	0,73	0,09	0,92
4. gehuwd met kinderen	0,25	0,77	0,09	0,93
5. alle vrouwen	0,14	0,82	0,11	0,85
6. ongehuwd	0,23	0,77	0,23	0,79
7. gehuwd zonder kinderen	0,10	0,85	0,21	0,77
8. gehuwd met kinderen	-0,06	0,94	0,06	0,86

menleving tussen 1960 en 1979 meritocratischer geworden, maar voor mannen meer dan voor vrouwen.

5. Conclusies en discussie

In dit artikel stonden twee elkaar uitsluitende stelsels hypothesen centraal. Het ene stelsel houdt in:

- dat in samenlevingen zoals het naoorlogse Nederland, een lager beroepsniveau van werkende vrouwen in vergelijking met werkende mannen aan een lager onderwijsniveau dient te worden toegeschreven;
- dat in 1979 het onderwijsniveau van werkende vrouwen hoger zou zijn dan in 1960;
- dat het verschil in onderwijsniveau van vrouwen en mannen tussen 1960 en 1979 kleiner zou zijn geworden;
- en dat bijgevolg het verschil in beroepsniveau tussen vrouwen en mannen ook kleiner zou zijn geworden.

Het tweede stelsel van hypothesen is minder 'optimistisch'. Het houdt in:

- dat ook in het naoorlogse Nederland vrouwen met eenzelfde onderwijsniveau als mannen een lager beroepsniveau hebben;
- dat, hoewel er in absolute zin sprake zou zijn van een stijging in onderwijsniveau van vrouwen, de relatieve onderwijspositie van werkende vrouwen tussen 1960 en 1979 niet veranderd zou zijn;

- dat er tussen 1960 en 1979 geen verandering zou zijn opgetreden in het verschil tussen vrouwen en mannen met dezelfde relatieve onderwijspositie in termen van relatieve beroepspositie;
- dat derhalve, ondanks een stijging van het onderwijsniveau van vrouwen in absolute zin, het verschil in beroepsniveau tussen vrouwen en mannen niet kleiner zou zijn geworden.

De in dit artikel gerapporteerde onderzoeksbevindingen hebben het eerste stelsel van hypothesen weerlegd. Vrouwen blijken bij een gelijk onderwijsniveau in de regel een lager beroepsniveau te hebben dan mannen. Dit geldt voor 1960 en in sterkere mate voor 1979. Dit verschil verdwijnt niet, wanneer constant wordt gehouden op burgerlijke staat, het al of niet hebben van kinderen en de omvang van de werkweek.

Het onderwijsniveau van werkende vrouwen blijkt in 1979 te zijn gestegen ten opzichte van dat in 1960. In 1960 echter beschikten werkende vrouwen over méér jaren opleiding dan werkende mannen. In 1979 is dit andersom: de gemiddelde opleidingsduur van werkende vrouwen ligt iets onder die van werkende mannen. Het is dus niet zo, dat het verschil in onderwijsniveau van werkende vrouwen en werkende mannen tussen 1960 en 1979 kleiner is geworden. Integendeel, het verschil is omgekeerd ten nadele van vrouwen. Evenmin is het zo, dat het verschil in beroepsniveau van werkende vrouwen en mannen tussen 1960 en 1979 kleiner is geworden. Ook hier geldt het tegendeel. Het gemiddelde beroepsniveau zowel van vrouwen als van mannen is gestegen tussen 1960 en 1979. Bij vrouwen is deze stijging echter minder dan bij mannen, zodat per saldo het verschil in beroepsniveau van vrouwen en mannen is toegenomen.

Voor zowel vrouwen als mannen geldt dat het beroepsniveau in 1979 lager is dan op grond van de samenhang tussen onderwijsniveau en beroepsniveau in 1960 was voorspeld. Bij vrouwen is dit verschil tussen waargenomen en verwachte beroepshoogten echter groter dan bij mannen. Dit betekent dat het rendement van onderwijs voor werkende vrouwen in de tijd méér is gedaald dan voor werkende mannen.

Wij constateren dat in de empirie voor het eerste stelsel van hypothesen onvoldoende steun te vinden is.

Het tweede, meer 'pessimistische' stelsel van hypothesen kan evenmin volledig worden bevestigd. In 1960 blijken sommige werkende vrouwen met een bepaald onderwijsniveau een hoger beroepsniveau te hebben dan werkende mannen met dit onderwijsniveau. In 1979 geldt dit ook, maar anders. Zo blijken in 1960 de hoger opgeleide vrouwen meer rendement uit hun onder-

wijs te halen dan de hoger opgeleide mannen. Dit geldt vooral voor de werkende gehuwde vrouwen met kinderen. De lager opgeleide vrouwen hebben in 1960 echter een achterstand op de lager opgeleide mannen. In 1979 hebben de vrouwen met de hogere opleidingen hun voorsprong op mannen verloren. Hun rendement van onderwijs in termen van beroepsniveau is dan minder dan dat van mannen van een vergelijkbaar onderwijsniveau. Daar staat tegenover dat in 1979 vrouwen met de lagere opleidingen een hoger beroepsniveau bereiken dan mannen met de lagere opleidingen.

Het effect van relatieve onderwijs- op relatieve beroepspositie is in 1960 voor vrouwen iets groter dan voor mannen. Als vrouwen in 1960 één stap hoger op de onderwijsladder komen dan betekent dit 0,82 stap hoger op de beroepenladder. Mannen levert één stapje op de onderwijsladder 0,77 op de beroepenladder op. In 1979 is dit effect voor mannen beduidend groter dan voor vrouwen. Dan levert mannen één stap op de onderwijsladder 0,92 stap op de beroepenladder op, tegen vrouwen 0,85. Ook deze bevinding wijst erop, dat het rendement van onderwijs in termen van beroepsniveau voor vrouwen ten opzichte van mannen in de tijd is gedaald.

De beschreven bevindingen zou men toe kunnen schrijven aan meetfouten en onvergelijkbaarheden tussen de databestanden voor 1960 en 1979. In LDU is erop gewezen dat de gehanteerde beroepsprestigeladder tot 'conservatieve' schattingen leidt: omdat aan vrouwen met een bepaald beroep een zelfde prestige wordt toegekend als aan mannen met dit beroep, zouden de aan vrouwen toegekende beroepsprestigescores wel eens kunstmatig hoog kunnen zijn. Deze meetfout geldt echter voor beide jaren en kan bijgevolg de tussen de jaren gevormde verschillen niet wegverklaren. Hetzelfde geldt voor de in dit artikel gehanteerde veronderstelling, dat een bepaald aantal jaren onderwijs dat vrouwen volgen dezelfde waarde op de arbeidsmarkt vertegenwoordigt als een bepaald aantal jaren onderwijs dat mannen volgen. Zo is bijvoorbeeld, door alleen van onderwijsniveau in jaren uit te gaan, een voltooide MMS-opleiding gelijkgesteld aan een voltooide HBS-opleiding. Ook technische en huishoudelijke opleidingen hebben, mits in duur gelijk, dezelfde scores gekregen. Omdat deze veronderstelling echter zowel voor 1960 als voor 1979 is gehanteerd, kan een voor beide jaren geldende eventuele meetfout de verschillen tussen de jaren niet verklaren.

De conclusie moet zijn dat de hypothesen over verschillen in beroepsniveau tussen werkende vrouwen en werkende mannen moeten worden genuanceerd. Dit geldt met name gezien de bevinding, dat werkende vrouwen in 1960 over meer onderwijs beschikten dan werkende mannen en dat zij in een aantal gevallen met hetzelfde onderwijsniveau meer beroepsprestige weten

te verwerven dan mannen. Als uitgangspunt bij een dergelijke nuancering kunnen verschillende overwegingen dienen. Men kan in de eerste plaats veronderstellen dat de werkende vrouwen in 1960 in sterkere mate een selectie vormen uit de categorie van alle vrouwen, dan dat in 1979 het geval is. In 1960 is in ieder geval het buitenshuis werken van gehuwde vrouwen in maatschappelijke zin geen geaccepteerde zaak. Om desondanks een succesvol beroepsleven op te bouwen zouden vrouwen in die tijd wel eens bijvoorbeeld over een meer dan gemiddelde intelligentie of over een meer dan gemiddeld doorzettingsvermogen hebben moeten beschikken. Dergelijke factoren beïnvloeden, naast onderwijs, beroepservaring, burgerlijke staat en dergelijke, het beroepsniveau. Daarnaast is het zo dat als het buitenshuis werken geen geaccepteerde zaak is, de kosten voor vrouwen om dit toch te doen hoger zijn. Behalve sociale kosten kan hier ook sprake zijn van financiële kosten als gevolg van voor gehuwde vrouwen ongunstige belastingregimes. Deze overwegingen stroken met de bevinding dat in 1960 werkende gehuwde vrouwen met een hoger onderwijsniveau een hoger beroepsprestige hadden dan mannen verwerven.

Een andere overweging is, dat het percentage vrouwen dat in 1960 betaald werk verricht, beduidend kleiner is dan in 1979. Op basis van de 'critical mass' hypothese (zie o.a. Ott, 1985) dat de weerstanden van een meerderheid tegen nieuwkomers toenemen, wanneer een bepaalde kritieke getalsgrens zou zijn overschreden, zou kunnen worden verondersteld dat, als het percentage werkende vrouwen toeneemt, hun achterstelling groter wordt.

Beide hypothesen maken het aantrekkelijk onderzoek te doen voor een jaar dat tussen 1960 en 1979 ligt. Er kan dan wellicht antwoord worden gegeven op de vraag waar het omslagpunt ligt.

Noten

1. De steekproef uit de VT60 is getrokken uit het – bijna – volledige gegevensbestand dat bij het Steinmetz Archief aanwezig is. Voor de steekproef werd iedere 22e respondent getrokken. Met deze procedure is gegarandeerd dat binnen grenzen, voor iedere gemeente gelijke proporties zijn getrokken. Bij herweging v.w.b. de totale bevolking kunnen we dus een afwijking verwachten van ± 21 ; wordt er opgesplitst naar geslacht dan is de afwijking maximaal twee keer zo groot, nl. 42.

Op dit bestand is een rechte telling uitgevoerd voor vrouwen en mannen per gemeente. Deze resultaten zijn vergeleken met de in volkstellingpublicaties gepubliceerde aantallen (CBS, 1964). Het verschil tussen steekproef en publicatie zou maximaal 42 mogen zijn, ervan uitgaande dat de gepubliceerde tellingen exact juist zijn. Men zou ook verwachten dat afwijkingen naar boven en beneden even vaak voorkomen. Bij vergelijking bleken er ver-

schillen te zijn. Een precies overzicht van de afwijkingen is bij de auteurs verkrijgbaar.

De waargenomen verschillen zijn van verschillende aard. In sommige gemeenten ontbreken ongeveer evenveel vrouwen als mannen; in andere gemeenten ontbreken alle vrouwen en slechts een deel van alle mannen; soms is het bestand op de tape te groot, in enkele gevallen zelfs twee maal zo groot als het zou moeten zijn. Dit kan er op wijzen, dat een deel van, of alle, respondenten twee maal ingelezen zijn.

Gegeven de bovenstaande resultaten is het bestand nog steeds geschikt voor analyse van de in het kader van het project relevante kenmerken. Het is echter duidelijk ongeschikt om zonder verdere herwegingen, gebruikt te worden in analyses, waarbij regionale verschillen een rol spelen.

2. Deze schaal is als volgt tot stand gekomen. Treiman (1977) presenteert een nationale beroepsprestigeschaal voor Nederland, die is gebaseerd op een vijftal Nederlandse onderzoeken (zie: Van Heek, 1945; Tobi en Luyckx, 1950; Van Hulten, 1953; Kuijper, 1954, en Van Heek en Vercrujjsse, 1958).

Als uitgangspunt heeft Treiman de schaal van Van Heek en Vercrujjsse genomen met 57 beroepen, omdat deze kwalitatief het beste werd geacht (o.a. een nationale steekproef van 500). De vier andere – lokale – studies correleerden op overeenkomstige beroepstitel minstens 0,94 met de nationale schaal. Treiman heeft nu de regressie berekend van de schaal van Van Heek en Vercrujjsse op elk van de vier andere studies. Op deze manier werden de regressiecoëfficiënten berekend met behulp waarvan scores voor beroepstitels bijgeschat konden worden, die voorkwamen in de lokale studies, maar niet bij Van Heek en Vercrujjsse. Kwamen beroepstitels in de lokale studies meerdere malen voor, dan werd de gemiddelde voorspelde waarde genomen. Op deze manier zijn 215 beroepstitels van prestigecores in de metriek van de schaal van Van Heek en Vercrujjsse (gemiddelde rang) voorzien. Deze scores werden vervolgens omgezet in een standaardmetriek, nl. die van de Verenigde Staten.

Voor zover de constructie door Treiman. Vervolgens zijn door ons op eenzelfde wijze als door Sixma en Ultee (1983) beroepsprestigescores toegekend aan beroepsklassen (2 digits), soms beroepsgroepen (3 digits) (CBS, 1971). Dit bleek in 26 van de 96 door Sixma en Ultee onderscheiden eenheden onmogelijk, omdat er geen score gebaseerd op de door Treiman geconstrueerde nationale schaal voorhanden was. Voor deze 26 eenheden hebben we de verwachte waarde berekend, m.b.v. de regressie van Treiman's Standard International Occupational Prestige Scale op de nationale schaal. Dit – voorlopige – eindprodukt zal door ons als de Van Heek en Vercrujjsse (H&V)-schaal worden aangeduid.

3. In LDU (1986) hebben we i.p.v. het steekproefgemiddelde steeds het groepsgemiddelde ingevuld. Hiervan zijn we nu teruggekomen. Het is beter om mannen en vrouwen te vergelijken.

1. alle mannen	27,4 – 73,0
2. ongehuwd	27,3 – 69,8
3. gehuwd zonder kinderen	27,7 – 73,8
4. gehuwd met kinderen	27,3 – 73,3
5. alle vrouwen	28,1 – 69,7
6. ongehuwd	29,9 – 69,1
7. gehuwd zonder kinderen	29,3 – 66,5
8. gehuwd met kinderen	27,9 – 71,0

ken gegeven gelijke overige kenmerken. Zie de tekst voor de beredenering van de keuze voor het populatie- of steekproefgemiddelde (zie ook Duncan, 1968: 97 e.v.). In de tabel op blz. 398 geven wij de bereiken voor 1979 (met constanthouding). De gemiddelde leeftijd is 36,90 en het percentage deeltijdbanen bedraagt 18,8%.

4. Deze zijn voor de verschillende categorieën resp. voor 1960 en 1979. Allen: 1,04 en 0,98; on-gehuwden: 1,06 en 1,10; gehuwden zonder kinderen: 0,99 en 0,97; gehuwden met kinderen 0,96 en 0,93.
5. Deze wijze van berekening van relatieve posities wijkt af van die in Ultee (1978). Deze manier hield onvoldoende rekening met het ratio-niveau van gegevens. Voorwaarde is dat er sprake is van een zinvol nulpunt (Blau en Schwartz, 1985: 18). Dat aanzien een nulpunt heeft, wordt gesuggereerd door uitdrukkingen als 'niemand stak een vinger naar haar uit' en 'niemand was bereid iets tegen hem te zeggen'. Op pagina 125 tonen Blau en Schwartz aan dat relatieve effecten een transformatie zijn van de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten:

$$b_{\text{ongest}} = b_{\text{rel}} * (\text{Gem}[\text{afh var}]) / (\text{Gem}[\text{onafh var}])$$

Literatuur

- Blau, P.M. en O.D. Duncan (1967), *The american occupational structure*. Wiley, New York.
- Blau, P.M. en J.E. Schwartz (1984), *Crosscutting social circles*. Academic Press, New York.
- Boudon, R. (1973), *L'inégalité des chances*. Armand Colin, Paris.
- , (1981), *De logica van het sociale*. Samsom, Alphen a/d Rijn.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (1960), *13e Algemene volkstelling 31 mei 1960. Beroepstelling: 1. systematische beroepsindeling*. CBS, Voorburg.
- , (1966) *13e Algemene volkstelling 31 mei 1960. Deel 2. Bevolking van gemeenten en onderdelen van gemeenten*. CBS, Voorburg.
- , (1980), *Standaard Onderwijsindeling SOI 1978. Deel 1: methodologische inleiding*. CBS, Voorburg.
- , (1982), *Arbeidskrachtentelling 1979. Deel 1: methode; bevolking en beroepsbevolking; werkzame personen en werklozen*. Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage.
- Conen, G.J.M. en F. Huijgen (1980), 'De kwalitatieve structuur van de werkgelegenheid in 1960 en 1971' (I-II-III-IV), *Economisch Statistische Berichten*, 23-04, 07-03, 21-03, 04-06-1980.
- Duncan, O.D. (1968), 'Inheritance of poverty or inheritance of race?' Pp. 85-110 in: D.P. Moynihan (ed.), *On understanding poverty: perspectives from the social success*. Basic Books, New York.
- Ellis, A. en A. Heath (1983), 'Positional competition, or an offer you can't refuse?' Pp. 1-22 in: A. Ellis en K. Kumar (red.), *Dilemmas of liberal democracies, Studies in Fred Hirsch' Social limits to growth*. Tavistock, London.
- Heek, F. van (1945), *Stijging en daling op de maatschappelijke ladder*. E.J. Brill, Leiden.
- Heek, F. van en E.K.W. Vercrujssse (1958), 'De Nederlandse beroepsprestige stratificatie'. Pp. 11-48 in: F. van Heek e.a., *Sociale stijging en daling in Nederland I*. H.E. Stenfert Kroese, Leiden.
- Hirsch, F. (1977), *Social limits to growth*. RKP, London.
- Hulsten, J.E. van (1953), *Stijging en daling in een modern grootbedrijf*, H.E. Stenfert Kroese, Leiden.
- Jones, F.L. en Jonathan Kelley (1984), 'Decomposing differences between groups; a cautionary note on measuring discrimination', *Sociological Methods & Research* 12: 323-343.

- Kuiper, G. (1954), *Mobiliteit in de sociale en beroepshiërarchie*. Van Gorcum, Utrecht.
- Luijckx, R., J. van Doorne-Huiskes en W. Ultee (1986), 'Het verband tussen onderwijs en beroepshoogte voor vrouwen en mannen in Nederland in 1979', *Mens en Maatschappij* 61: 21-33.
- Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (1985), *Beleidsplan Emancipatie*.
- M. Ott (1985), *Assepoesters en kroonprinsen. Een onderzoek naar de minderheids posities van agentes en verplegers*. SUA, Amsterdam.
- Roos, P.A. (1981), *Occupational segregation in industrial society: A twelve-nation comparison of gender and marital differences in occupational attainment*. Los Angeles (diss.).
- Schippers, J.J. (1982), 'Beloningsdiscriminatie van de vrouw in Nederland', *Economisch Statistische Berichten* 5/5/1982: 452-458.
- Sixma, H. en W. Ultee (1983), 'Een beroepsprestigeschaal voor Nederland in de jaren tachtig', *Mens en Maatschappij* 58: 360-382.
- Thurow, L.C. (1975), *Generating inequality*. Basic Books, New York.
- Tobi, E.J. en A.W. Luyckx (1950), *Herkomst en toekomst van de middenstanden*. A.J.G. Strengholt, Amsterdam.
- Treiman, D.J. (1977), *Occupational prestige in comparative perspective*. Academic Press, New York.
- Treiman, D.J. en K. Terrell (1975), 'Sex and the process of status attainment: a comparison of working women and men', *American Sociological Review* 40: 174-200.
- Tulder, J.J.M. van (1962), *De beroepsmobiliteit in Nederland van 1919 tot 1954: een sociaal-statistische studie*. H.E. Stenfert Kroese, Leiden.
- Tweede Kamer der Staten Generaal (1985), *Derde Nota Onderwijs emancipatie*. [Tweede Kamer, vergaderjaar 1984-1985, nr. 18834, nrs. 1-2.]
- Ultee, W. (1978), 'Is onderwijs een positioneel goed? Een empirische beproeving van alternatieve hypothesen over de samenhang tussen onderwijs en beroepshoogte'. Pp. 83-102 in: J. Pecher en W.C. Ultee (red.), *Sociale stratificatie, op weg naar empirisch-theoretisch onderzoek in Nederland*, Deventer (boekaflevering *Mens en Maatschappij*).
- Wezel, J.A.M. van (1979), 'Sociale ongelijkheid en arbeidsverdeling', *Sociale Wetenschappen* 27: 239-267.