
Jencks en Fägerlind op zijn Hollands

Een aanzet tot de studie van de relaties tussen milieu, intelligentie, onderwijs, beroep en inkomen¹

J. Dronkers en U. de Jong

1 Inleiding

1.1 Probleemstelling

Jencks et. all. (1972: 339 e.v.) ontwikkelde op basis van o.a. het onderzoek van Duncan (1968) een model voor de analyse van de relatie tussen milieu, intelligentie, onderwijs en arbeidsmarkt. Zijn onderzoeksresultaten wierpen ook in Nederland veel stof op (voor een bibliografisch overzicht van een deel van de discussie in binnen- en buitenland, zie De Jong en Dronkers, 1977: 42-71). De conclusie van Jencks speelde vooral in de discussie rond de contourennota een grote rol. Een voorbeeld hiervan is te vinden in het commentaar van de Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid op de contourennota (1976).

Fägerlind (1975) gebruikte het model van Jencks voor een secundaire analyse van Zweeds longitudinaal materiaal over de relaties tussen milieu, onderwijs en arbeidsmarkt. In dit artikel wordt het model van Jencks en Fägerlind toegepast op reeds bestaand Nederlands empirisch materiaal.

1.2 Doel van het onderzoek

Het doel van dit onderzoek is meerledig:

- a het demonstreren van Jencks' werkwijze, geactualiseerd voor Nederland;
- b het invoeren van enige verbeteringen in het model van Jencks, dit in navolging van Fägerlind, zodat het model meer bij de Nederlandse situatie past;
- c het voorkomen van onjuiste generalisaties van Jencks resultaten en conclusies (die betrekking hebben op Amerikaanse, blanke, niet-agrarische mannen) voor Nederland;
- d het geven van een aanzet tot verder Nederlands onderwijssociologisch onderzoek naar de relaties tussen milieu, intelligentie, onderwijs, beroep en inkomen.

1.3 Beperkingen van het onderzoek

Dit onderzoek heeft door zijn doelen twee belangrijke beperkingen. De eerste

beperking is de theoretische onderbouwing van het model van Jencks. Het ernstigste bezwaar dat tegen dit model kan worden ingebracht is dat het niet rust op een reële theorie omtrent de relatie tussen milieu, onderwijs en arbeidsmarkt. Jencks (1972: 338) zegt hierover bijna achteloos: 'The model (. . .) is more or less self explanatory'.

In feite gaat Jencks echter uit van een aantal verabsoluteerde liberale ideeën over de relaties tussen milieu, onderwijs, beroepsstatus en inkomen. Zo neemt hij aan dat de latere beroepsstatus en het latere inkomen van het individu uitsluitend bepaald wordt door zijn individuele capaciteiten, zoals die blijken uit het behaalde onderwijs en zijn I.Q.-scores. Ook concentreert zijn analyse zich geheel op verschillen tussen individuen en verwaarloost hij verschillen tussen groepen. Een realistische theorie over het functioneren van de verschillende segmenten van de arbeidsmarkt, nodig voor de interpretatie van zijn resultaten over het effect van onderwijs op beroepsstatus en inkomen, ontbreekt. Een theorie over de wijze waarop een bepaalde inkomensverdeling tussen de verschillende beroepsgroepen tot stand komt, ontbreekt ook. Hetzelfde geldt voor een theorie over de inhoudelijke relaties tussen de onderwijskwalificaties en de capaciteiten nodig voor het verwerven en behouden van een hoge beroepsstatus en inkomen. Flexibiliteit in de loopbaan, loyaliteit aan het bedrijf en goede relaties kunnen van groter belang zijn voor de latere carrière dan het behaalde onderwijsniveau. Jencks is door deze tekortkomingen niet in staat het effect van onderwijs en I.Q.-scores op beroepsstatus en inkomen op zijn waarde te schatten.

Daarom komt hij tot zulke schijnbaar negatieve resultaten. Hij moet daardoor bij de verklaring van deze negatieve resultaten zijn toevlucht nemen tot het lege begrip 'geluk'. Gezien het replicatie-karakter van deze studie zullen wij hier geen poging doen om een dergelijke theoretische onderbouwing te maken. Ook zullen wij geen overzicht geven van de hierboven summier aangestipte bezwaren tegen Jencks' studie. Dit is reeds elders uitvoerig gebeurd. Wij verwijzen naar onze bibliografie van de discussie over 'Inequality' (De Jong en Dronkers, 1977). Bij de beoordeling van de uitkomsten van onze studie moet men rekening houden met deze ernstige bezwaren tegen Jencks' model. In de slotparagraaf komen wij op deze kwestie terug.

De tweede beperking van dit onderzoek ligt in de werkwijze van Jencks bij zijn data-verzameling (1972: 322-330). Hij verzamelde vanuit verschillende bronnen correlaties tussen de relevante variabelen, die hij in een matrix samenbracht (tabel B-1, pag. 322). Gezien het doel van deze studie hebben wij dezelfde werkwijze gevolgd.

Fägerlind kon wel steunen op data, afkomstig uit longitudinaal onderzoek, namelijk de zogenaamde Malmö-studie (Hallgren, 1939, 1943; Husén, Emanuelson, Fägerlind en Liljeforts, 1969). Het gaat hier om data verzameld over een

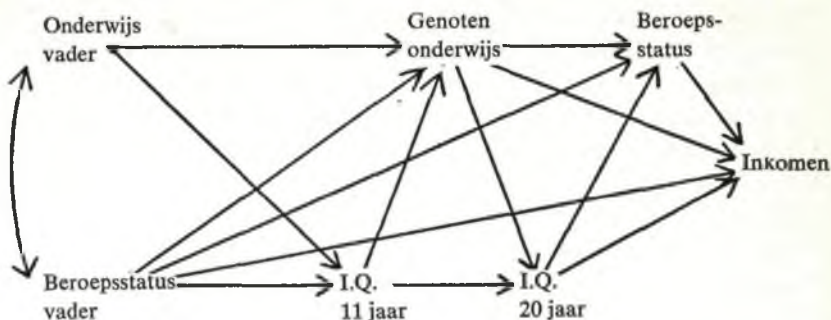
groep leerlingen uit de Zuid-Zweedse stad Malmö, die kort voor W.O. II het lager onderwijs verlieten.

In Nederland ontbreekt thans nog een soortgelijk longitudinaal onderzoek naar de relaties tussen milieu, school, I.Q., beroepsstatus en inkomen. De aanzet tot een dergelijk Nederlands longitudinaal onderzoek is echter te vinden in het onderzoek van het Instituut voor Toegepaste Sociologie 'Van Jaar tot Jaar' (Kropman en Collaris, 1968, 1974a, 1974b, 1974c) en in mindere mate in het onderzoek van Peschar (1975). Aan longitudinaal onderzoek zijn echter ernstige praktische bezwaren verbonden. Fägerlinds data hebben bv. betrekking op het onderwijssysteem, zoals dat voor en tijdens de Tweede Wereldoorlog in Zweden bestond, maar dat van het huidige Zweedse onderwijssysteem sterk verschilt. Hetzelfde geldt voor zijn data over de overgang van de school naar de arbeidsmarkt. De onderzochte groep betrad in hoofdzaak kort na de Tweede Wereldoorlog de arbeidsmarkt, onder geheel andere omstandigheden dan de huidige schoolverlaters.

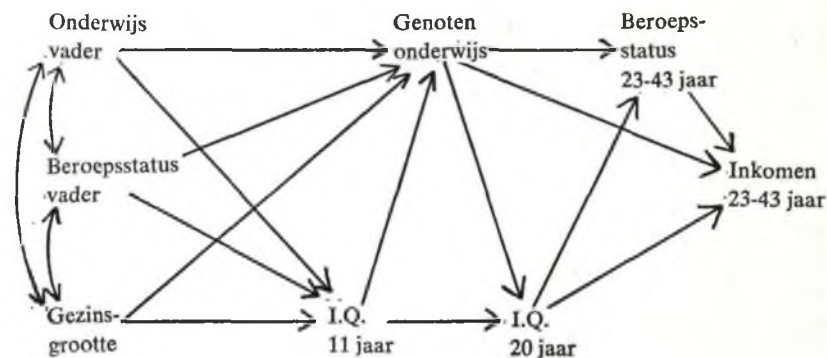
De grotere betrouwbaarheid van de longitudinale data in vergelijking met die van Jencks' staat tegenover de geringere relevantie van die data voor het huidige onderwijs of de arbeidsmarkt. Bovendien duurt het zeer lang alvorens een longitudinaal onderzoek voldoende data oplevert. Het enige Nederlandse longitudinale onderzoek dat even betrouwbare data als Fägerlinds onderzoek zal opleveren ('Van Jaar tot Jaar') zal rond het jaar 2000 even ver zijn als Fägerlind thans is. De conclusies zullen dan betrekking hebben op een generatie uit het pre-mammoet-onderwijs die in de tweede helft van de zestiger jaren en in de eerste helft van de zeventiger jaren onder de schaduw van een groeiende recessie de arbeidsmarkt betrad. Jencks' werkwijze lost deze problemen, verbonden aan longitudinaal onderzoek, niet op. Ze worden integendeel genegeerd. Het enige voordeel van Jencks' werkwijze is dat betrekkelijk gemakkelijk resultaten getoond kunnen worden, waarvan de betrouwbaarheid en de geldigheid laag kunnen zijn. De enige wijze waarop deze geldigheid en betrouwbaarheid verhoogd zouden kunnen worden is het ontlenen van de correlaties aan min of meer gelijkwaardige populaties en het rekening houden met historische ontwikkelingen (bv. de verschillen tussen de arbeidsmarkt van de jaren dertig en die van de jaren zestig). De beperkingen in het beschikbare empirisch materiaal maken deze mogelijkheid tot verhoging van de betrouwbaarheid illusoir.

Toch zullen wij Jencks' werkwijze in deze studie navolgen, omdat zijn conclusies in de discussies rondom de contourennota zo'n grote rol spelen. In het slot van dit artikel zullen wij nogmaals op de waarde van de gevolgde werkwijze terugkomen.

Figuur 1: Het model van Jencks (1972: 339) van de relaties tussen milieu, I.Q., onderwijs, beroepsstatus en inkomen



Figuur 2: Het vereenvoudigde model van Fägerlind (1975: 35) van de relaties tussen milieu, I.Q., onderwijs, beroepsstatus en inkomen



2 Het model

2.1 De modellen van Jencks en Fägerlind

Als uitgangspunt van deze studie gebruiken wij het model, dat Jencks weer-geeft in figuur B-1 (pag. 339), en dat nogmaals is afgebeeld in figuur 1.²

De rechte pijlen geven de richting van de veronderstelde causale relaties aan. De dubbelgepijilde kromme pijl duidt een niet nader geanalyseerde relatie aan. Relaties tussen variabelen die niet verbonden zijn door een rechte pijl, worden verondersteld niet te bestaan. Ook Fägerlind gebruikt figuur B-1 van Jencks als uitgangspunt voor zijn model, dat in figuur 2 vereenvoudigd is afgebeeld.

In vergelijking met het model van Jencks vallen de volgende verschillen op:

- de variabele gezinsgrootte wordt als beginvariabele geïntroduceerd;
- de variabele genoten onderwijs wordt op een andere manier geoperationa-liseerd: in plaats van lengte van het genoten onderwijs (Jencks) gebruikt Fä-gerlind het hoogste niveau van formeel onderwijs dat men heeft voltooid;

- het effect van onderwijs op beroepsstatus en inkomen wordt niet meer gemiddeld (zoals Jencks deed) maar op verschillende leeftijden van de betrokken Malmö-steekproef afzonderlijk bestudeerd;
- de directe relatie tussen de variabele beroepsstatus van de vader en de beroepsstatus van zijn zoon of dochter wordt niet onderzocht. Dit hangt samen met het theoretisch kader van Fägerlinds studie: de 'Resource conversion theory'. Uit deze theorie vloeit o.a. voort dat 'at least in industrialized societies family background variables are not directly converted (en dus niet direct verbonden, J. D. en U.d.J.) into occupational prestige and earnings' (pag. 34).

2.2 *Het in deze studie gebruikte model*

In figuur 3 is het in deze studie gebruikte model afgebeeld, waarin wij de voordelen van de twee hierboven genoemde modellen hebben trachten te combineren en hun nadelen trachten te vermijden. In vergelijking met het model van Jencks zijn er de volgende verschillen:

- gezinsgrootte is in navolging van Fägerlind als afzonderlijke begin-variabele opgenomen, die zowel genoten onderwijs als de I.Q.-score op 11-jarige leeftijd beïnvloedt;
- als operationalisatie van het genoten onderwijs kozen wij het hoogste niveau van formeel onderwijs dat men heeft voltooid. Deze operationalisatie lijkt voor een categoriaal onderwijssysteem als thans in Nederland bestaat meer op zijn plaats;
- beroepsstatus en inkomen worden niet meer gemiddeld maar afzonderlijk voor verschillende leeftijdsgroepen tussen de 21 en 70 jaar bestudeerd. Op deze wijze hoopten wij iets van de historische verschillen zichtbaar te maken. In vergelijking met het vereenvoudigde model van Fägerlind is er het volgende verschil:
- wij veronderstellen directe relaties tussen de beroepsstatus van de vader en de beroepsstatus en het inkomen van zijn kinderen, die naast de indirecte invloed via het genoten onderwijs of de I.Q.-scores voorkomen. Wij kunnen voorshands niet de hierboven aangehaalde consequentie van de 'Resource convention theory' voor Nederland onderschrijven. Fägerlind toont wel aan dat deze directe relaties tussen vaders beroepsstatus en de beroepsstatus en het inkomen van zijn kinderen voor Zweden niet significant zijn (pag. 71, 92).

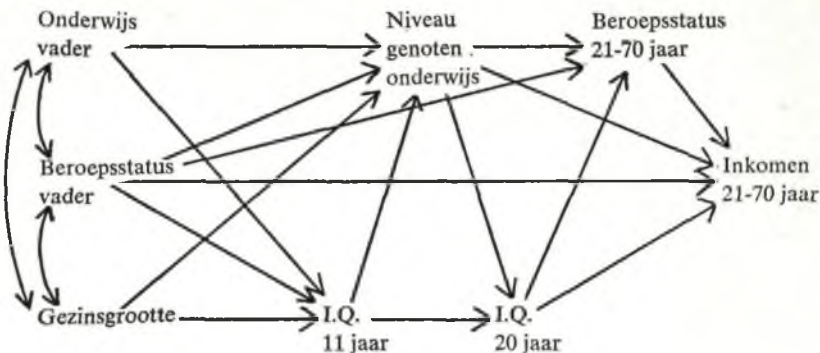
3 De data

3.1 *Inleiding*

In dit hoofdstuk zullen wij aangeven op welke wijze wij de correlatiematrix opbouwden, waarmee de analyse zal worden uitgevoerd.

Steeds zal worden aangegeven op welke wijze Jencks zijn correlaties verkreeg

Figuur 3: Het in deze studie gebruikte model van veronderstelde relaties tussen milieu, I.Q., onderwijs, beroepsstatus en inkomen



opdat zijn werkwijze met de onze het best vergeleken kan worden. Onze werkwijze sluit het dichtst aan bij zijn werkwijze: uit vele uiteenlopende bronnen ontleende hij materiaal voor zijn secundaire analyse. Fägerlinds werkwijze week af van die van Jencks en van ons. Hij beschikte over longitudinale data van één populatie. Het is daarom niet nodig steeds te vermelden hoe Fägerlind zijn gegevens verzamelde. In 1.3 wezen wij reeds op de bezwaren die aan Jencks' werkwijze verbonden zijn. In de volgende paragrafen komen achtereenvolgens aan de orde de correlatiematrix voor mannen en vrouwen en de daarbij gebruikte bronnen.

3.2 De correlatie-matrix voor mannen

In tabel 1 is de gebruikte correlatiematrix voor mannen afgebeeld.³ Hieronder geven wij een verantwoording van de correlaties in de matrix.⁴

3.2.1 R_{5-7} ; R_{5-8} ; R_{5-9} ; R_{5-10} ; R_{5-11} ; R_{5-12} ; R_{5-13} ; R_{5-14} ; R_{5-15} ; R_{5-16}

R_{7-12} ; R_{8-13} ; R_{9-14} ; R_{10-15} ; R_{11-16}

Deze correlaties werden ontleend aan het nationaal verkiezingsonderzoek 1971,⁵ waarin werd gevraagd naar het hoogst genoten onderwijsniveau, de beroepsstatus en het gezinsinkomen van de respondent. De mannelijke respondenten werden naar leeftijdsgroepen ingedeeld, waardoor de invloed van het onderwijs op de beroepsstatus en het inkomen voor verschillende leeftijdsgroepen geanalyseerd kan worden. Bedacht moet worden dat deze leeftijdsgroepen tegelijkertijd ook verschillende historische generaties zijn. Bv. de leeftijdsgroep 41-50 jaar is tegelijkertijd de groep die gedurende de crisis van de dertiger jaren en W.O. II opgroeide en volwassen werd. Dit in tegenstelling tot de groep 21-30 jaar die opgroeide in de na-oorlogse periode van hoogconjunctuur. Dit dooreenlopen van leeftijdsgroepen en historische generaties is niet te vermijden, ook niet in longitudinaal onderzoek, waarin één generatie in een bepaald historisch tijdperk wordt bestudeerd. Jencks (1972: 322, 327) ontleende zijn data aan Duncan, Featherman en Duncan (1968: 57). Hierin wordt verslag gedaan van een surveyonderzoek in 1962 over 'Occupational change in a generation'. Jencks schatte zijn correlaties door middeling van de correlaties voor blanke niet-agrarische mannen van de verschillende leeftijdsgroepen tussen 25 en 64 jaar. $R_{5-(7-11)}$ is bij Jencks 0,612, $R_{5-(12-16)}$ is 0,33 en $R_{(7-11) - (12-16)}$ is 0,399.

3.2.2 R_{2-7} ; R_{2-8} ; R_{2-9} ; R_{2-10} ; R_{2-11} ; R_{2-12} ; R_{2-13} ; R_{2-14} ; R_{2-15} ; R_{2-16}

Deze correlaties werden ontleend aan het nationaal verkiezingsonderwijs 1970,⁵ waarin werd gevraagd naar de sociale klasse van de vader van de respondent. Met betrekking tot de leeftijdsgroepen geldt hier hetzelfde als in 3.2.1. Jencks (1972: 322) ontleende zijn data aan het survey van Duncan, Featherman en Duncan (1968: 57). $R_{2-(7-11)}$ is bij Jencks 0,369 en $R_{2-(12-16)}$ is 0,238.

3.2.3 R_{2-3} ; R_{2-5} ; R_{2-6} ; R_{3-5} ; R_{5-6}

Deze correlaties werden ontleend aan het onderzoek van Van Meerem (1975) onder 10.000 recruten uit 1974. R_{5-6} is de correlatie tussen schoolopleidingsniveau en intelligentiescore op 'Ravens' progressive matrices'. Jencks (1972: 325-326) ontleent deze correlatie aan militaire keuringstests. Hij schat deze op 0,630. R_{2-5} is de correlatie tussen schoolopleidingsniveau en de beroepsstatus van de vader bij de recruten. Jencks (1972: 322) ontleende zijn data aan Duncan, Featherman en Duncan (1968: 57). Hij schat zijn correlatie op 0,420 door middeling van de verschillende correlaties van blanke niet-agrarische mannen van verschillende leeftijdsgroepen tussen 25 en 64 jaar. R_{2-6} is de correlatie tussen beroepsstatus van de vader en de intelligentiescore op de 'Ravens progressive matrices' bij de Nederlandse recruten. Jencks (1972: 323) ontleent zijn correlatie aan het Amerikaanse NORC-veteranen onderzoek van 1964; zij bedraagt 0,314.

R_{2-5} en R_{3-5} zijn de relaties tussen gezinsgrootte enerzijds en beroepsstatus van de vader of schoolopleidingsniveau anderzijds. Jencks gebruikt de variabele gezinsgrootte niet afzonderlijk.

3.2.4 R_{6-7} ; R_{6-8} ; R_{6-9} ; R_{6-10} ; R_{6-11}

Het bepalen van deze correlatie bleek aanzienlijk meer moeite te geven dan wij verwachtten. Opvallend is hoe weinig intelligentie-tests voor volwassenen er bestaan, die zijn genormeerd of zijn getest bij een min of meer representatieve steekproef van de Nederlandse bevolking (zie: Documentatie van tests, 1974). De enige die wij achterhaald hebben is het onderzoek van Verhage (1964) naar de relatie tussen de scores op de G.I.T. (Groninger Intelligentie Test) en leeftijd bij mannen en vrouwen met verschillend opleidingsniveau, inkomen en beroepsstatus. De resultaten waren in dit proefschrift — begrijpelijkerwijze — zodanig gepresenteerd dat wij daarvan niet direct gebruik konden maken. Bij navraag bleek echter dat het basismateriaal (een groot aantal ponskaarten), dat opgeslagen was in het Heymans-instituut van de Rijks Universiteit Groningen, verdwenen was. Ondanks alle pogingen zijn we er niet in geslaagd dit materiaal boven tafel te krijgen.⁶ Luteijn was in staat ons een aantal correlaties, ontleend aan de GIT-normeringssteekproef te geven. Hij had deze voor een artikel gebruikt (Luteijn, 1971). Deze waren helaas niet gespecificeerd naar leeftijdsgroep. Daarom hebben wij voor alle leeftijdsgroepen de zelfde correlaties tussen I.Q. en beroepsstatus aangehouden. Deze veronderstelling is echter niet geheel juist (Verhage, 1964: 75-80). Jencks (1972: 328) ontleent zijn correlatie aan drie studies over veteranen en hun latere burgerloopbaan ($R_{6-(7-11)} = 0,450$).

3.2.5 R_{4-6}

Longitudinaal onderzoek naar de mate van stabiliteit van I.Q.-scores tussen het 10e en 20e levensjaar hebben wij niet gevonden. (zie: Documentatie van tests, 1974). Wij gebruiken daarom de ware correlatie die Jencks (1972: 325, 337) berekende, nl. 0,92.

Tabel 1: De correlaties tussen een aantal kenmerken van Nederlandse mannen

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1 Onderwijsniveau vader	1.00															
2 Beroepsstatus vader	.59	1.00														
3 Gezinsgrootte	-.06	-.06	1.00													
4 I.Q. - 11 jaar	.36	.30	-.03	1.00												
5 Niveau genoten onderwijs	.40	.31	-.15	.56	1.00											
6 I.Q. - 20 jaar	—	.19	—	.92	.47	1.00										
7 Beroepsstatus 21-30 jaar	—	.72	—	—	.61	.43	1.00									
8 Beroepsstatus 31-40 jaar	—	.53	—	—	.76	.43	—	1.00								
9 Beroepsstatus 41-50 jaar	—	.69	—	—	.60	.43	—	—	1.00							
10 Beroepsstatus 51-60 jaar	—	.74	—	—	.62	.43	—	—	—	1.00						
11 Beroepsstatus 61-70 jaar	—	.58	—	—	.67	.43	—	—	—	—	1.00					
12 Inkomen 21-30 jaar	—	.04	—	—	.23	.69	.43	—	—	—	—	1.00				
13 Inkomen 31-40 jaar	—	.39	—	—	.49	.69	—	.64	—	—	—	—	1.00			
14 Inkomen 41-50 jaar	—	.27	—	—	.35	.69	—	—	.58	—	—	—	—	1.00		
15 Inkomen 51-60 jaar	—	.35	—	—	.52	.69	—	—	—	.64	—	—	—	—	1.00	
16 Inkomen 61-70 jaar	—	.13	—	—	.55	.69	—	—	—	—	.63	—	—	—	—	1.00

3.2.6 R_{6-12} ; R_{6-13} ; R_{6-14} ; R_{6-15} ; R_{6-16}

Onderzoek naar de relatie tussen inkomen en intelligentiescores is ook zeer zeldzaam. In het basismateriaal van de G.I.T.-normeringssteekproef komt het waarschijnlijk voor. Verhage (1964: 64) gebruikte het echter niet, gezien de onbetrouwbare meting van het inkomen. De andere bron voor de relatie tussen inkomen en intelligentie is Somermeijer (1960: 66-95). In 1950 vond hij tussen het gecorrigeerde inkomen en een vooroorlogse intelligentiescore (C.B.S., 1935) een correlatie van 0,75 en tussen het gecorrigeerde inkomen en de na-oorlogse intelligentiecijfers een correlatie van 0,69. Deze laatste hebben wij aangehouden. Helaas kon deze correlatie niet nader worden gespecificeerd voor de verschillende leeftijdsgroepen. In dit gecorrigeerd inkomen is rekening gehouden met het vermogen, het geslacht, de leeftijd, het geografische loonpeil, de zichtbare en onzichtbare werkloosheid, de opleiding en het percentage van inkomensstrekkers per economisch-geografisch gebied. Jencks (1972: 328) ontleent zijn data aan Duncans (1968) herbewerking van een veteranenstudie. Hij beschikt alleen over inkomensgegevens van mannen in het begin van hun loopbaan. Daarbij was dit inkomen niet gecorrigeerd voor de hierboven genoemde factoren. Hij stelt $R_{6-(12-16)}$ op 0,310.

3.2.7 R_{1-5} ; R_{4-5}

Deze data ontleenden wij aan de resultaten van de tweede fase van het I.T.S. onderzoek 'Van Jaar tot Jaar', zoals die ons door het I.T.S. ter beschikking zijn gesteld. Dit is een representatief longitudinaal onderzoek naar de schoolloopbaan van ruim 900 jongens, die in 1965 het lager onderwijs verlieten. Als I.Q.-score op 11 jaar werd hier de zuivere prestatiescore VHMO in de zesde klas gebruikt (zie Kropman en Collaris, 1974). Het behaalde onderwijsniveau stelden wij gelijk met het eindniveau van het secundair dagonderwijs van deze generatie. Hoewel een zeer kleine groep nog bezig was aan tertiair dagonderwijs, lijkt ons deze vereenvoudiging toegestaan. Het eindniveau van het genoten dagonderwijs werd gemeten op twee peildata: 1970 en 1974. Jencks (1972: 322) ontleent R_{1-5} aan de gemiddelde correlaties tussen het onderwijsniveau van vader en van de zoon, zoals gepubliceerd door Duncan, Featherman en Duncan (1968: 57). R_{4-5} ontleent Jencks (1972: 323-325) aan vier lokale studies over de relatie tussen I.Q.-scores van 10-jarigen en het latere opleidingsniveau. Drie van de vier lokale studies hebben betrekking op populaties, die getest zijn vóór W.O. II. R_{1-5} stelt Jencks op 0,382. en R_{4-5} op 0,550.

3.2.8 R_{1-2} ; R_{1-3} ; R_{1-4} ; R_{2-4} ; R_{3-4}

Deze data ontleenden wij aan het longitudinaal onderzoek van Peschar (1975). Ze hebben betrekking op het totale ponskaartenbestand (1146 mannen van de GALO-testjaren 1958/59 en 1959/60.⁵

Jencks (1972: 322) ontleent R_{1-2} aan Duncan, Featherman en Duncan (1968: 57): zij is 0,509. R_{1-4} en R_{2-4} ontleent Jencks (1972: 323) in hoofdzaak aan Coleman (1966) en een zekere Smith. R_{1-4} schat Jencks op 0,300 en R_{2-4} ook op 0,300.

R_{1-3} en R_{3-4} kent Jencks niet als afzonderlijke correlaties.

3.3 *De correlatie-matrix voor vrouwen*

Jencks besteedt weinig aandacht aan vrouwen als afzonderlijke categorie. Terecht is hem dit verweten als een ommissie in zijn onderzoek. Evenals ten aanzien van de zwarten, loopt hij het gevaar dat zijn onderzoeksresultaten en con-

clusies, die in hoofdzaak betrekking hebben op blanke, niet-agrarische mannen, gegeneraliseerd worden naar zwarten, vrouwen en agrariërs. De resultaten van Van Heek (1968: 131-139, 150-151) wijzen er op dat men in een onderzoek, zoals Jencks verrichtte, conclusies ten aanzien van mannen niet mag generaliseren naar vrouwen. Daarom besloten wij ook voor vrouwen een correlatiematrix samen te stellen en Jencks analyse daarop te herhalen. Fägerlinds Malmö populatie bevat ook uitsluitend mannen.

3.3.1 R_{5-7} ; R_{5-8} ; R_{5-9} ; R_{5-10} ; R_{5-11} ; R_{5-12} ; R_{5-13} ; R_{5-14} ; R_{5-15} ; R_{5-16} ; R_{7-12} ; R_{8-13} ; R_{9-14} ; R_{10-15} ; R_{11-16}

Deze correlaties werden ontleend (evenals bij de mannen 3.2.1) aan het nationaal verkiezingsonderzoek 1971⁶ waarin werd gevraagd naar het door de respondent hoogst genoten onderwijsniveau, naar de beroepsstatus van de zelfstandige vrouw (of bij huisvrouwen naar die van de echtgenoot) en het gezinsinkomen. Ook hier zijn de vrouwelijke respondenten in leeftijdsgroepen ingedeeld. Ook hier wijzen wij op de mogelijke interferenties tussen leeftijd en historische generatie.

3.3.2 R_{2-7} ; R_{2-8} ; R_{2-9} ; R_{2-10} ; R_{2-11} ; R_{2-12} ; R_{2-13} ; R_{2-14} ; R_{2-15} ; R_{2-16}

Deze tien correlaties werden evenals bij de mannen (3.2.2.) aan het nationaal verkiezingsonderzoek 1970⁵ ontleend.

3.3.3 R_{2-6} ; R_{5-6} ; R_{6-7} ; R_{6-8} ; R_{6-9} ; R_{6-10} ; R_{6-11}

Deze correlaties zijn ontleend aan het onderzoek van Verhage (1964), zoals Luteijn ons die meedeelde (zie 3.2.4). R_{6-7} ; R_{6-8} ; R_{6-9} ; R_{6-10} en R_{6-11} zouden wel met het verdwenen onderzoeksmateriaal vastgesteld kunnen worden.

Bij gebrek aan beter hebben wij verondersteld dat deze correlaties gelijk gesteld kunnen worden aan die van mannen, nl. 0,43. R_{2-6} en R_{5-6} zijn wegens het ontbreken van vrouwelijke recruten, voor vrouwen afzonderlijk niet vast te stellen. Bij gebrek aan beter hebben wij hier de correlaties van de mannen gebruikt.

3.3.4 R_{4-6}

Evenals in 3.2.5 gebruiken wij bij het ontbreken van enige Nederlandse studie de ware correlatie die Jencks (1972: 325, 337) berekende, nl. 0,92.

3.3.5 R_{6-12} ; R_{6-13} ; R_{6-14} ; R_{6-15} ; R_{6-16}

Bij gebrek aan beter is hier hetzelfde materiaal gebruikt als bij de mannen (3.2.6), nl. Somermeijer (1960: 66-95). Bedacht moet hier worden dat het hier gaat om gezinsinkomen.

3.3.6 R_{1-5} ; R_{2-5} ; R_{3-5} ; R_{4-5}

Deze data ontleenden wij aan de resultaten van de tweede fase van het I.T.S.-onderzoek 'Van Jaar tot Jaar', zoals die ons door het I.T.S. ter beschikking zijn gesteld. Deze resultaten hebben betrekking op de schoolloopbaan van ruim 900, representatief gekozen meisjes, die het lager onderwijs in 1965 verlieten. R_{2-5} en R_{3-5} konden niet aan van Van Meerem (1975) ontleend worden, daar er alleen mannelijke recruten zijn (3.2.3).

Tabel 2: De correlaties tussen een aantal kenmerken van Nederlandse vrouwen

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1 Onderwijsniveau vader	1.00															
2 Beroepsstatus vader	.57	1.00														
3 Gezinsgrootte	.01	-.08	1.00													
4 I.Q. - 11 jaar	.34	.31	-.04	1.00												
5 Niveau genoten onderwijs	.43	.38	-.05	.57	1.00											
6 I.Q. - 20 jaar	—	.19	—	.92	.47	1.00										
7 Beroepsstatus 21-30 jaar	—	.20	—	—	.50	.43	1.00									
8 Beroepsstatus 31-40 jaar	—	.63	—	—	.51	.43	—	1.00								
9 Beroepsstatus 41-50 jaar	—	.49	—	—	.62	.43	—	—	1.00							
10 Beroepsstatus 51-60 jaar	—	.69	—	—	.60	.43	—	—	—	1.00						
11 Beroepsstatus 61-70 jaar	—	.50	—	—	.48	.43	—	—	—	—	1.00					
12 Inkomen 21-30 jaar	—	.16	—	—	.15	.69	.36	—	—	—	—	1.00				
13 Inkomen 31-40 jaar	—	.24	—	—	.21	.69	—	.53	—	—	—	—	1.00			
14 Inkomen 41-50 jaar	—	.20	—	—	.25	.69	—	—	.46	—	—	—	—	1.00		
15 Inkomen 51-60 jaar	—	.12	—	—	.25	.69	—	—	—	.52	—	—	—	—	1.00	
16 Inkomen 61-70 jaar	—	.33	—	—	.31	.69	—	—	—	—	.42	—	—	—	—	1.00

Tabel 3: De multiple regressie coëfficiënten behorend bij figuur 3 voor mannen.

(I) Pad-coëfficiënten (beta's), (II) standaardfout.*

onafhankelijke variabelen	afhankelijke variabelen																			
	I.Q. - onderwijs- 11 jaar niveau				I.Q. - beroeps- status 21-30 jr.				beroeps- status 31-40 jr.				beroeps- status 41-50 jr.				beroeps- status 51-60 jr.			
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
Onderwijsniveau vader	.28	.12	.20	.10																
Beroepsstatus vader	.13	.12	.05	.10			.58	.06	.32	.06	.55	.06	.60	.06	.41	.07	-.50	.09	.08	.07
Gezinsgrootte	-.01	.09	-.12	.08																
I.Q. - 11 jaar			.47	.09	.96	.05														
Onderwijsniveau					-.07	.05	.36	.07	.62	.07	.35	.07	.37	.06	.49	.07	-.37	.08	-.16	.10
I.Q. - 20 jaar							.15	.06	.08	.07	.16	.07	.14	.06	.12	.07	.64	.07	.54	.07
Beroepsstatus 21-30 jr.																	.74	.11		
Beroepsstatus 31-40 jr.																		.49	.11	
Beroepsstatus 41-50 jr.																			.58	.11
Beroepsstatus 51-60 jr.																				.52
Beroepsstatus 61-70 jr.																				.12
																				.63
																				.68
R ²	.14		.38		.85		.70		.68		.66		.73		.61		.65		.64	

* Cursieve pad-coëfficiënten zijn *niet* significant op het 0,05 niveau (N = 100).^a

3.3.7 R_{1-2} ; R_{1-3} ; R_{1-4} ; R_{2-3} ; R_{2-4} ; R_{3-4}

Deze correlaties ontleenden wij aan het longitudinaal onderzoek van Peschar (1975). Ze hebben betrekking op het totale bestand (1151 vrouwen) van de GALO-testjaren 1958/59 en 1959/60.⁵

4 De resultaten

In dit hoofdstuk zullen wij de resultaten van onze analyse presenteren. Deze analyse gebeurde met behulp van het multivariate regressie-analyse programma van SPSS (Nie, Hull, Jenkins, Steinbrenner en Bent, 1975: 320-367) op basis van de hierboven geconstrueerde matrices.

4.1 De resultaten voor mannen

In tabel 3 zijn de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (beta's) van de verschillende vergelijkingen voor mannen weergegeven.

In de eerste vergelijking (1e kolom van tabel 3) is 'I.Q. - 11 jaar' de afhankelijke variabele, en zijn 'onderwijsniveau vader', 'beroepsstatus vader' en 'gezinsgrootte' de onafhankelijke variabelen. De regressie-coëfficiënt van elke onafhankelijke variabele is de afzonderlijke bijdrage van deze variabele aan de verklaring van de variantie van de afhankelijke variabele, rekeninghoudend met de bijdragen van de andere onafhankelijke variabelen. In de eerste vergelijking draagt dus het 'onderwijsniveau vader' het meest bij aan de variantie in de variabele 'I.Q. - 11 jaar' (0,28), rekening houdend met de bijdragen van de 'beroepsstatus vader' en de 'gezinsgrootte'. Met behulp van de R^2 kan berekend worden hoeveel procent van de variantie in de afhankelijke variabele door de drie onafhankelijke variabelen wordt verklaard. In ons voorbeeld verklaren 'onderwijsniveau vader', 'beroepsstatus vader' en 'gezinsgrootte' $R^2 = 14\%$.

De gestandariseerde regressie-coëfficiënten kunnen tevens gebruikt worden als padcoëfficiënten in de pad-analyse.⁷ Ze kunnen worden opgenomen in een pad-diagram, overeenkomstig figuur 3. Omdat een dergelijke figuur onoverzichtelijk is, laten wij het achterwege. Jencks en Fägerlind hebben wel pad-diagrammen gemaakt. Deze gebruikten wij voor onze vergelijking.

4.2 De resultaten voor vrouwen

In tabel 4 zijn de regressie-coëfficiënten (beta's) van de verschillende vergelijkingen voor vrouwen weergegeven. Evenals bij mannen hebben wij het pad-diagram, gebaseerd op deze resultaten en overeenkomstig figuur 3, achterwege gelaten.

4.3 De vergelijking met Jencks' en Fägerlinds resultaten

De vergelijking met Jencks (1972: 339) en Fägerlind (1975: 57-76) zullen wij

maken met behulp van Fägerlinds hypothesen.

Wij bespreken hier slechts die hypothesen, waarbij onze resultaten van die van Jencks of Fägerlind afwijken of die om andere reden om commentaar vragen.⁹

4.3.1 De sociaal-economische positie van de ouders en het onderwijsniveau van de vader hebben directe positieve effecten op jeugdige cognitieve vaardigheid.

Jencks vond voor beide onafhankelijke variabelen dezelfde beta (0,20); Fägerlind vond voor sociaal-economische positie 0,21 en voor vaders onderwijsniveau 0,11.

Wij vinden voor Nederland een afwijkend resultaat. Het onderwijsniveau van de vader draagt meer dan zijn sociaal-economische positie bij tot de jeugdige cognitieve vaardigheid van zijn zoon (0,28 resp. 0,13) of dochter (0,24 resp. 0,17).

4.3.2 Gezinsgrootte beïnvloedt negatief de jeugdige cognitieve bekwaamheid
De negatieve invloed van gezinsgrootte op jeugdige cognitieve vaardigheid, die Fägerlind vond, vinden wij noch bij jongens, noch bij meisjes.

4.3.3 De sociaal-economische status van de ouders en het onderwijsniveau van de vader hebben directe positieve effecten op het behaalde onderwijsniveau¹⁰

Jencks vindt voor beide onafhankelijke variabelen directe effecten op het behaalde onderwijsniveau (resp. 0,20 en 0,14) evenals Fägerlind (resp. 0,15 en 0,29). Wij vinden slechts een significant direct effect van onderwijsniveau van de vader op het behaalde onderwijsniveau bij meisjes (0,21) en bij jongens een bijna significant effect (0,20). Het effect van de sociaal-economische status op het onderwijsniveau van hun kinderen is veel kleiner (0,12; 0,05).

Dit zelfde verschil vonden wij reeds bij 4.3.1 waar de bijdrage van het onderwijsniveau van de vader aan de jeugdige cognitieve vaardigheid groter was dan die van de sociaal-economische positie.

4.3.4 Behaald onderwijsniveau heeft een directe positieve invloed op volwassen cognitieve bekwaamheid

In tegenstelling tot de resultaten van Jencks en Fägerlind steunen onze resultaten niet deze hypothese, indien men rekening houdt met de I.Q.-scores op 11-jarige leeftijd. Een verklaring hiervan kan liggen in onze operationalisaties van jeugdige cognitieve bekwaamheid en volwassen cognitieve bekwaamheid. Eerstgenoemde werd gemeten met behulp van de prestatiescore VHMO (3.2.7; 3.3.6) en met de GALO-test (3.2.8; 3.3.7). Deze twee meetinstrumenten meten o.a. ook een aantal cognitieve bekwaamheden, die op school wer-

Tabel 4: De multiple regressie coëfficiënten, behorende bij figuur 3 voor vrouwen
(I) Pad-coëfficiënten (beta's), (II) standaardfout.*

onafhankelijke variabelen	Afhangelijke variabelen																			
	I.Q. - onderwijs- 11 jaar niveau				I.Q. - beroeps- 20 jaar status				beroeps- status 21-30 jr.				beroeps- status 31-40 jr.				beroeps- status 41-50 jr.			
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
Onderwijsniveau vader	.24	.12	.21	.10																
Beroepsstatus vader	.17	.12	.12	.10			.01	.09	.51	.07	.30	.08	.54	.07	.37	.08	.11	.07	-.04	.08
Gezinsgrootte	-.13	.10	-.02	.08																
I.Q. - 11 jaar			.46	.09	.97	.05														
Onderwijsniveau					-.08	.05	.38	.10	.21	.08	.43	.09	.31	.07	.22	.09	-.33	.09	-.30	.08
I.Q. - 20 jaar							.25	.10	.24	.08	.17	.08	.18	.07	.26	.09	.75	.08	.66	.08
Beroepsstatus 21-30 jr.																	.18	.08		
Beroepsstatus 31-40 jr.																			.43	.09
Beroepsstatus 41-50 jr.																			.34	.10
Beroepsstatus 51-60 jr.																				.69
Beroepsstatus 61-70 jr.																				.10
																				.09
																				.09
R ²		.14		.40		.85		.30		.53		.49		.64		.40		.55		.61
																			.55	
																			.66	
																				.53

* Cursieve pad-coëfficiënten zijn *niet* significant op het 0,05 niveau (N = 100)⁸

den geleerd. Volwassen cognitieve bekwaamheid werd gemeten met behulp van 'Ravens' progressive matrix', een intelligentie-test, die niet direct op school geleerde cognitieve bekwaamheden meet (3.2.3; 3.3.3). Dit leidt tot een relatieve onderschatting van de correlaties tussen de volwassen cognitieve bekwaamheid en behaald schoolniveau en sociaal milieu vader. Als wij de som van alle militaire psychologische tests (intelligentie, praktisch inzicht, wiskunde, taal, administratieve opdrachten) als operationalisatie van volwassen cognitieve bekwaamheid nemen leidt dit tot hogere correlaties tussen volwassen cognitieve bekwaamheid en behaald onderwijsniveau (0,66 i.p.v. 0,47) en sociaal milieu van vader (0,28 i.p.v. 0,19) (Van Meerem, 1975). Het behaald onderwijsniveau heeft dan wel een directe positieve invloed op de volwassen cognitieve bekwaamheden (beta van jongens 0,21; voor meisjes 0,20). Bij hantering van deze operationalisatie van volwassen cognitieve bekwaamheid blijkt echter dat wij bij verdere analyse niet meer voldoen aan een van de veronderstellingen van pad-analyse, nl. lage multicollineariteit, d.w.z. de onafhankelijke variabelen moeten niet hoog onderling correleren (zie voetnoot 7). Bovenstaande geeft een goed beeld van de hindernissen en beperkingen verbonden aan dit type onderzoek en dus ook aan de conclusies. Daarom blijven wij bij de 'Ravens' progressive matrix' als operationalisering van volwassen cognitieve bekwaamheid.

4.3.5 Er bestaan indirecte invloeden van jeugdige cognitieve bekwaamheid op volwassen cognitieve bekwaamheid via het behaalde onderwijsniveau.

In tegenstelling tot de resultaten van Jencks en Fägerlind steunen onze resultaten niet deze hypothese. Hier is echter een zelfde verklaring als bij 4.3.4. Bij gebruik van alle militaire tests is de indirecte invloed bij jongens 0,10 en bij meisjes 0,09.

4.3.6 De indirecte effecten van de beroepsstatus van de vader op de beroepsstatus van zijn kinderen, zoals die via het onderwijsniveau en de volwassen cognitieve bekwaamheid lopen, nemen af in de tijd.

In tegenstelling tot Fägerlind (1975: 92) maar in overeenstemming met Jencks vinden wij (bij zowel mannen als vrouwen) directe positieve effecten van de beroepsstatus van de vader op de beroepsstatus van zijn kinderen. De 'resource conversion theory' (zie 2.1) wordt voor de relatie beroepsstatus vader — beroepsstatus kinderen in ons materiaal niet bevestigd. Hoewel de kracht van deze directe, positieve effecten per leeftijdsgroep verschillen, kan in ons materiaal niet gesproken worden van een in de tijd afnemend effect. Het indirecte effect van de beroepsstatus van de vader op de beroepsstatus van zijn kinderen via het behaalde onderwijsniveau of via de I.Q.-score op 11 jaar is kleiner (0,06) (tabel 5) dan bij Jencks (0,16) en Fägerlind (0,19 - 0,26). Het indirecte

effect van het onderwijsniveau van de vader op de beroepsstatus van zijn kinderen in ons materiaal is groter (0,15) (tabel 6). Jencks vond ook een indirect effect van het onderwijsniveau van de vader op de beroepspositie van zijn kinderen, maar deze is iets kleiner (0,12).

Deze resultaten leiden tot een belangrijke conclusie. Vaders in Nederland kunnen blijkbaar nog steeds rechtstreeks buiten het onderwijs om, (een deel van) hun sociaal-economische status overdragen op hun kinderen (meer op hun zonen dan op hun dochters), zowel positief (het tegenhouden voor sociale daling) als negatief (het belemmeren van sociale stijging).

Het onderwijs is een belangrijk kanaal voor individuele sociale stijging van kinderen met vaders met een relatief lage sociaal-economische status maar met een relatief hoog onderwijsniveau. Het onderwijs is daarentegen geen belangrijk middel om de relatief hoge sociaal-economische positie van de vader, die echter een relatief laag onderwijsniveau heeft, om te zetten in een hoog onderwijsniveau van zijn kind, waardoor dit kind zelf de hoge sociaal-economische positie van zijn vader ook kan verwerven. Het 'erven' van de sociaal-economische positie van de vader door dit kind kan in belangrijke mate buiten het onderwijs omgaan.

4.3.7 Het belang van het behaald onderwijsniveau voor de beroepsstatus neemt af in de tijd.

Fägerlind vindt een afnemend belang van het behaald onderwijsniveau voor de beroepsstatus. Wij vinden wel veranderingen in de tijd van het belang van het behaald onderwijs (zowel bij mannen als vrouwen) maar er kan niet gesproken worden van een afname van dit belang in de tijd. Ons inziens moeten de door ons gevonden veranderingen worden toegeschreven aan verschillen in levensloop van de betrokken historische generaties, aan verschillende situaties van mannen en vrouwen gedurende hun leeftijdscyclus en aan meetfouten.

4.3.8 Behaald onderwijsniveau heeft direct positieve invloed op inkomen.

Wij vinden, in tegenstelling tot Fägerlind, geen direct positief effect van behaald onderwijsniveau op het latere inkomen, noch voor de mannen noch voor de vrouwen. Dit is in overeenstemming met de resultaten van Jencks (1972: 338), waar hij concludeert dat 'the direct path from education to income is trivial' (i.e. around 0,05). Het verschil met Fägerlind kan niet geweten worden aan het opnemen van de beroepsstatus van de vader in onze vergelijking, hetgeen Fägerlind niet deed. Indien wij beroepsstatus van de vader verwijderen, blijft het direct effect van het behaald onderwijsniveau op het inkomen negatief of niet significant.¹²

Tabel 5: De indirecte effecten van de beroepsstatus van de vader op de beroepsstatus van zijn zoon¹¹

	Beroepsstatus kinderen				
	21-30 jr.	31-40 jr.	41-50 jr.	51-60 jr.	61-70-jr.
beroepsstatus vader - onderwijsniveau kind	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02
beroepsstatus vader - onderwijsniveau kind - I.Q. 20 jaar	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
beroepsstatus vader - I.Q. 11 jaar - onderwijsniveau kind	0,02	0,04	0,02	0,02	0,03
beroepsstatus vader - I.Q. 11 jaar - onderwijsniveau kind - I.Q. 20 jaar	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
beroepsstatus vader - I.Q. 11 jaar - I.Q. 20 jaar	0,02	0,01	0,02	0,02	0,01
Totale indirecte effecten	0,06	0,08	0,06	0,06	0,06

Tabel 6: De indirecte effecten van het onderwijsniveau van de vader op de beroepsstatus van zijn dochters

	Beroepsstatus kinderen				
	21-30 jr.	31-40 jr.	41-50 jr.	51-60 jr.	61-70 jr.
onderwijsniveau vader - onderwijsniveau kind	0,08	0,04	0,09	0,07	0,05
onderwijsniveau vader - onderwijsniveau kind - I.Q. 20 jaar	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
onderwijsniveau vader - I.Q. 11 jaar - onderwijsniveau kind	0,04	0,02	0,05	0,03	0,02
onderwijsniveau vader - I.Q. 11 jaar - onderwijsniveau kind - I.Q. 20 jaar	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
onderwijsniveau vader - I.Q. 11 jaar - I.Q. 20 jaar	0,06	0,06	0,04	0,04	0,06
Totale indirecte effecten	0,18	0,12	0,18	0,14	0,13

4.3.9 Behaald onderwijsniveau heeft indirecte effecten op inkomen via volwassen cognitieve bekwaamheid en beroepsstatus.

Jencks zowel als Fägerlind vinden indirecte effecten van het behaalde onderwijsniveau op het inkomen. De eerste vindt indirecte effecten in hoofdzaak via de beroepsstatus (0,14) en nauwelijks via de volwassen cognitieve bekwaamheid (0,03). De laatstgenoemde vindt indirecte effecten zowel via de beroepsstatus (0,19 tot 0,31) als via de volwassen cognitieve bekwaamheid (0,00 tot 0,04). In tabel 7 zijn de directe en indirecte effecten van het onderwijs op het inkomen voor mannen zowel als vrouwen weergegeven. Bij de mannen vinden wij indirecte effecten van het onderwijsniveau via beroepsstatus (nl. 0,19 tot

0,30). Deze indirecte effecten bij mannen zijn groter dan die Jencks vond. De indirecte invloed via de volwassen cognitieve bekwaamheid is bij ons nihil, in overeenstemming met de resultaten van Jencks. Bij vrouwen is het indirecte effect van het onderwijs op het later inkomen veel geringer, maar wel aanwezig. Deze resultaten wijzen er op dat meer onderwijs niet rechtstreeks een beter inkomen geeft, maar uitsluitend invloed heeft via de sociaal-economische positie, die men met behulp van de relatief sterkere arbeidsmarktpositie heeft bemachtigd. Het functioneren van de arbeidsmarkt lijkt dus voor de relatie onderwijs en later inkomen van groot belang.

Tabel 7: Indirecte en totale effecten van behaald onderwijsniveau op inkomen voor mannen en vrouwen

mannen	inkomen				
	21-30 jr.	31-40 jr.	41-50 jr.	51-60 jr.	61-70 jr.
directe effect onderwijsniveau	-.37	-.16	-.22	.01	.03
onderwijsniveau - beroepsstatus	0,27	0,30	0,20	0,19	0,28
onderwijsniveau - I.Q. 20 jaar	-0,04	-0,04	-0,04	-0,03	-0,03
onderwijsniveau - I.Q. 20 jaar - beroepsstatus	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00
totaal indirecte effecten	0,22	0,26	0,15	0,15	0,25
totaal effect	-0,15	+0,10	-0,07	+0,16	+0,28

vrouwen	inkomen				
	21-30 jr.	31-40 jr.	41-50 jr.	51-60 jr.	61-70 jr.
directe effect onderwijsniveau	-.33	-.30	-.28	-.32	-.13
onderwijsniveau - beroepsstatus	0,07	0,09	0,15	0,21	0,02
onderwijsniveau - I.Q. 20 jaar	-0,06	-0,05	-0,05	-0,05	-0,05
onderwijsniveau - I.Q. 20 jaar - beroepsstatus	0,00	-0,01	0,00	0,01	0,00
totaal indirecte effecten	0,01	0,04	0,10	0,15	-0,03
totaal effect	-0,32	-0,26	-0,18	-0,17	-0,16

5 Discussie

Wij keren nu terug tot de doelen van dit onderzoek zoals die in 1.2 opgesomd werden.

5.1 Actualisering

Indien men ons tegenwerpt dat wij uit allerlei ongelijkwaardige bronnen ons materiaal putten voor de analyse, heeft men gelijk. Ons inziens blijkt echter

uit 3.2 dat onze bronnen bepaald niet slechter of ongelijkwaardiger zijn dan de bronnen die Jencks gebruikte. Indien men ons bronnengebruik verwerpt, dan verwerpt men daarmee ook het bronnengebruik van Jencks, maar daarmee ook zijn conclusies. Indien men wel van Jencks' resultaten voor de Nederlandse situatie gebruik wil maken, kan men om onze conclusies, die betrekking hebben op Nederlands materiaal, niet heen.

Indien men Jencks' bronnengebruik verwerpt, moet men nog wel de vraag beantwoorden op welke wijze men dan de relaties tussen milieu, intelligentie, onderwijs, beroepspositie en inkomen zou kunnen onderzoeken. Longitudinale data ontbreken meestal of zijn niet meer relevant (zie 1.3). Data, afkomstig uit retrospectieve vragen van een survey (bv. naar jeugdige intelligentie) zijn nog onbetrouwbarder dan de door ons gebruikte data. Wij zijn daarom van mening dat een *voorzichtig* gebruik van Jencks' en onze onderzoeksresultaten toegestaan is.

5.2 Verbeteringen

De door ons ingevoerde veranderingen (onderwijsniveau; gezinsgrootte; leeftijdsverschillen bij beroepsstatus en inkomen; onderscheid tussen mannen en vrouwen) blijken belangrijke verbeteringen te zijn, althans in de Nederlandse situatie.

5.3 Generalisatie

Een van de conclusies van Jencks, die in Nederland het meest geciteerd wordt, luidt: 'Neither family background, cognitive skill, educational attainment nor occupational status explains much of the variation in men's incomes' (pag. 226). In zijn figuur B1 (pag. 339) is de verklaarde variantie in het inkomen 19 %. De verklaarde variantie is in ons materiaal veel groter, zoals uit de tabellen 3 en 4 blijkt (resp. voor mannen 65 %; 64 %; 61 %; 63 %; 68 %, voor vrouwen 55 %; 61 %; 55 %; 66 %; 53 %).

Ook de totale directe en indirecte invloed van het behaalde onderwijsniveau, die wij vonden, ligt voor mannen hoger dan de totale invloed die Jencks vond (zie 4.3.9). Als mogelijke verklaring hiervan wijzen wij op Jencks' operationalisatie van het genoten onderwijs (nl. lengte van genoten onderwijs) op zijn verwaarlozing van de leeftijdsfactor bij het inkomen en op de verschillen tussen de Amerikaanse en Nederlandse samenleving. Deze verschillen tussen onze resultaten en die van Jencks wijzen er op dat de veelvuldige generalisatie van Amerikaanse resultaten naar Nederlandse verhoudingen en discussie (met name discussie rond de contourennota) onjuist is en daardoor de schijn oproept bevooroordeeld te zijn. Wij staan in deze bevindingen niet alleen. Psacharopoulos (1977) vond in een soortgelijke studie voor Engeland resultaten, die ook afweken van Jencks' conclusies. Vaak worden Jencks' gepopulari-

seerde conclusies gebruikt als bewijs dat het onderwijs een ongeschikt middel is de maatschappij te veranderen (bv. Traas, 1974). Naar ons oordeel zijn noch onze resultaten noch Jencks' niet-gepopulariseerde onderzoeksresultaten een bewijs voor deze stelling.

Het onderwijs bepaalt tot zekere hoogte iemands positie op de arbeidsmarkt en daardoor zijn inkomen. Veranderingen in het onderwijs zullen ongetwijfeld van invloed zijn op de verhoudingen op de arbeidsmarkt en op de inkomensverdeling. Anderzijds is de invloed van het onderwijs op de arbeidsmarktverhoudingen en inkomensverdeling beperkt. De sociaal-economische positie van de ouders wordt nog steeds voor een belangrijk deel buiten het onderwijs om aan hun kinderen overgedragen. Als men dus ingrijpende veranderingen in de maatschappelijke verhoudingen wenst, zal men dit ook rechtstreeks (d.w.z. niet uitsluitend via de onderwijsverandering) moeten realiseren.

5.4 Aanzet

Dit onderzoek wil de aanzet zijn tot verder Nederlands onderwijssociologisch onderzoek naar de relatie tussen milieu, intelligentie, onderwijs, beroep en inkomen.

Dit onderzoek wil ook laten zien dat empirisch onderwijssociologisch onderzoek, dat aan buitenlandse maatstaven (Jencks, Fägerlind) voldoet, mogelijk is.

Zoals uit 1.3 bleek, zijn er echter ernstige bezwaren tegen de theoretische onderbouwing van Jencks' model. Indien men daarom Jenck's resultaten (en ook de onze) zou verwerpen, kunnen wij dat voor een groot deel begrijpen. Vindt men Jenck's theoretische onderbouwing niet verwerpelijk, dan kan men ons model en de daarmee verkregen Nederlandse resultaten ook niet verwerpen. Wij pleiten bij verder onderzoek voor een tweezijdige theoretische uitbouw van het model. De eerste richting is voorgesteld door Kerckhoff (1976). Hij stelt voor de uitbouw van het model met variabelen die betrekking hebben op de allocatiefunctie van het onderwijs en de arbeidsmarkt. Een voorbeeld van dergelijke uitbouw is de studie naar de sociale mobiliteit van Ayella en Williamsen (1976). De economische, sociale en culturele kenmerken van de woonstreek en de kenmerken van het werk en het bedrijf werden in dit model opgenomen.

Een tweede richting waarin het model uitgebouwd zou kunnen worden is het opnemen van variabelen die betrekking hebben op de socialisatiefunctie van het onderwijs (Kerckhoff 1976). Een mogelijk voorbeeld is het zgn. Wisconsin model (Sewell en Hauser, 1975). De auteurs voegen sociaal-psychologische variabelen aan het model toe zoals de relaties met significante anderen (leeftijdsgenoten, onderwijzers, ouders) en de aanmoedigende invloed van deze significante anderen.

Tenslotte willen wij wijzen op de afwijkende resultaten voor vrouwen bij het beroep en het inkomen. Het door haar behaalde onderwijs, draagt in geringe mate bij tot het inkomen van haar gezin of van zichzelf. Naast de traditionele belangstelling voor de milieu-specifieke werking van het onderwijs moet plaats komen voor de sexe-specifieke werking van het onderwijs in onze samenleving.

Noten

- 1 Het initiatief tot deze studie is uitgegaan van de stuurgroep onderwijssociologie, het interuniversitair samenwerkingsverband van onderwijssociologen, als onderdeel van een studiebijeenkomst over Jencks' 'Inequality'. Deze studiebijeenkomst werd gehouden onder auspiciën van de stuurgroep Onderwijsociologie in samenwerking met SISWO. De andere leden van de voorbereidingscommissie van deze studiedag (J. M. G. Leune, G. W. M. Meijnen en M. Vliegen), stimuleerden ons verder te werken. Het bestuur van SISWO stelde de nodige faciliteiten ter beschikking. De eerste versie van dit artikel is opgenomen in het verslag van de studiebijeenkomst (De Jong en Dronkers, 1977: 18-41). Een tweede versie werd als paper gepresenteerd op de Onderwijsresearchdagen 1977 (Congresboek Onderwijsresearchdagen 1977, 1977: 70-73). Het belangrijkste verschil tussen eerste en tweede versie is dat in de laatste beter en meer representatief materiaal verwerkt kon worden. Dit materiaal is ontleend aan de tweede fase van het I.T.S. Onderzoek 'Van Jaar tot Jaar' en kwam in de plaats van bepaald materiaal van Peschar (1975), dat door zijn onderzoeksoptzet een aantal beperkingen had. Dit artikel is weer een bewerking van de tweede versie.
- 2 Wij gebruiken niet de vaak geciteerde figuur B-7 van Jencks (pag. 346). Daarin worden twee hypothetische variabelen als begin-variabelen geïntroduceerd, die betrekking hebben op de gezinsachtergrond ter vervanging van de variabele beroepsstatus vader. Deze variabelen omvatten 'economic status, parental education, family size, parental interest in education, attitudes toward achievement, neighbourhood characteristics, schools, region, and so forth' (pag. 321). Jencks groepeerde ze in twee variabelen, één die de test-scores beïnvloedt en één die het bereikte onderwijs beïnvloedt. Hij berekent vervolgens de invloed van deze twee variabelen op test-scores en bereikt onderwijs op basis van verschillende mate van correlatie tussen beide variabelen. De empirische basis van de constructie van deze beide gezinsachtergrondvariabelen leek ons zo zwak, dat wij de voorkeur geven aan figuur B-1 waarin alleen beroepsstatus van de vader is opgenomen. Een soortgelijk bezwaar bestaat er tegen de derde nieuwe variabele die Jencks in figuur B-7 introduceert: het I.Q. Genotype van het individu. De relaties tussen deze en andere variabelen tracht Jencks in de eerste appendix 'Estimating the heritability of I.Q.-Scores' (pag. 266-319) vast te stellen. De resultaten van deze poging zijn echter niet zomaar op de Nederlandse situatie toe te passen, gezien de complexiteit van de vaststelling van overerfbaarheid van intelligentie (vgl. Jaspers, 1975). Ook is ons geen Nederlands materiaal bekend dat ons in staat zou stellen de relaties tussen I.Q. Genotype en andere relevante variabelen voor Nederland vast te stellen.

Deze overwegingen leidden ertoe figuur B-1 als uitgangspunt van deze studie te nemen in plaats van figuur B-7.

- 3 De vergelijkbare matrix bij Jencks is tabel B-1 (pag. 322) en bij Fägerlind tabel 6 : 1 (pag. 58).
- 4 Jencks (1972: 330-336) gaat uitvoerig in op de mogelijke meetfouten. Hij construeert vanuit de matrix van de waargenomen correlaties een matrix van de ware correlaties door eerstgenoemden te corrigeren. Hoewel wij erkennen dat de meest voorkomende houding ten aanzien van meetfouten onverschilligheid is (zoals Jencks opmerkt) hebben wij zijn handelswijze niet gevolgd. Correctie van meetfouten is alleen zinnig als de betrouwbaarheid van alle metingen ongeveer even groot is en als de meetfout in alle gevallen even duidelijk kan worden geschat. Is dat niet het geval, dan suggereert de onderzoeker door toch te corrigeren voor de meetfouten dat al zijn data even betrouwbaar zijn, dat hij de meetfout in alle gevallen even goed kan vaststellen, ja dat de betrouwbaarheid van al zijn gegevens over de gehele linie is toegenomen. Ons inziens geeft Jencks door zijn behandeling van meetfouten ten onrechte voedsel aan deze suggestie. Sommige van zijn data blijven onbetrouwbaar (bv. RIQ-11/ED), andere zijn beter onderbouwd. Om deze reden hebben wij afgezien van correctie van meetfouten.
- 5 Deze gegevens werden verkregen door secundaire analyse van het basismateriaal, dat door het Steinmetz-archief te Amsterdam ter beschikking werd gesteld.
- 6 Een en ander wijst erop, dat op dit terrein de psychologen achter liggen op de sociologen. Laatstgenoemden hebben het Steinmetz-archief, dat voortreffelijk werk doet.
- 7 Wij wijzen nog op de vooronderstellingen van padanalyse zoals bv. Fägerlind (1975: 51-55) ze opsomt:
 - de relaties tussen de variabelen zijn lineair;
 - de relaties in het padmodel zijn aanvullend;
 - de variabelen zijn geordend in termen van causale volgorde;
 - de variabelen moeten zijn gemeten op intervalniveau;
 - de restvariabelen zijn ongecorrleerd, d.w.z. alle relevante variabelen zijn opgenomen in het model;
 - de variabelen voldoen aan homoscedasticiteit, d.w.z. aan de condities van gelijke variantie van Y-scores bij elke waarde van X;
 - de variabelen moeten een lage multicollineariteit hebben, d.w.z. de onafhankelijke variabelen moeten niet hoog onderling correleren;
 - betrouwbare en geldige meting van de variabelen.

Gezien een van de doelen van het onderzoek (het actualiseren en demonstreren van Jencks' werkwijze voor Nederland) hebben wij ons materiaal niet voor deze vooronderstellingen getoetst (zoals Fägerlind wel deed). Jencks (1972: 336-338) toetst slechts twee vooronderstellingen op een niet te controleren wijze (lineaire relaties, aanvullende relaties).

- 8 Wij hebben de omvang van onze onderzoekspopulatie op 100 gesteld. Dit was de kleinste groep waarvan wij in deze studie een correlatie gebruikten. Dit betrof de correlaties berekend over de afzonderlijke leeftijdsgroepen. De andere correlaties zijn ontleend aan grotere groepen. De significantie grens is hier dus een waarschuwing voor de mogelijke onbetrouwbaarheid van onze resultaten.
- 9 Bij de volgende hypothesen weken onze resultaten niet af van Jencks of Fägerlind.

a Gezinsgrootte beïnvloedt negatief het behaalde onderwijsniveau.

Bij Fägerlind wordt deze hypothese niet bevestigd. Ook in ons materiaal wordt ze niet bevestigd.

b Vroege jeugdige cognitieve bekwaamheid heeft directe positieve effecten op het behaalde onderwijsniveau.

Jencks vindt een groot direct positief effect (0,44) evenals Fägerlind (0,42). Wij vinden ook een direct positief en significante invloed van vroege jeugdige cognitieve bekwaamheid bij jongens en bij meisjes (0,47; 0,46).

c Er zijn indirecte effecten van gezinsachtergrondvariabelen op behaald onderwijsniveau via jeugdige cognitieve bekwaamheid.

Zowel Jencks als Fägerlind vinden deze indirecte effecten. De laatste merkt daarbij op dat deze indirecte effecten veel kleiner zijn dan de directe. Dat vinden wij ook. Het onderwijsniveau b.v. van de vader heeft bij jongens een directe invloed op het behaalde onderwijsniveau (0,20) en een kleinere indirecte invloed via I.Q. op 11 jaar (0,13). Bij meisjes is de directe invloed van het onderwijsniveau van de vader 0,21 en de indirecte invloed van I.Q. op 11 jaar 0,11. De indirecte invloed van de sociaal-economische positie van ouders op het behaald onderwijsniveau is geringer: voor jongens 0,06; voor meisjes 0,08.

d De indirecte effecten van jeugdige cognitieve bekwaamheid op de beroepsstatus, zoals die via het behaald onderwijsniveau en de volwassen cognitieve bekwaamheid lopen, nemen af in de tijd.

Fägerlind vindt wel indirecte effecten van de jeugdige cognitieve bekwaamheid op de beroepsstatus (0,21 tot 0,30) evenals Jencks (0,28), maar deze effecten zijn stabiel in de tijd. Wij vinden even hoge indirecte effecten zoals uit onderstaande tabel blijkt, die ook in de tijd stabiel zijn.

Tabel: De indirecte effecten van de I.Q.-score op 11 jaar op de latere beroepsstatus voor mannen

	Beroepsstatus				
	21-30 jr.	31-40 jr.	41-50 jr.	51-60 jr.	61-70 jr.
I.Q. - 11 jaar - onderwijsniveau	0,16	0,29	0,16	0,17	0,23
I.Q. - 11 jaar - I.Q. - 20 jaar	0,14	0,08	0,15	0,13	0,12
I.Q. - 11 jaar - onderwijsniveau - I.Q. - 20 jaar	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
totale indirecte effecten	0,30	0,37	0,31	0,30	0,35

e Behaald onderwijsniveau heeft directe positieve effecten op beroepsstatus.

Evenals Fägerlind en Jencks vinden wij positieve, significante pad-coëfficiënten voor zowel mannen als vrouwen.

f De effecten van beroepsstatus van de vader op het inkomen van zijn kinderen zijn indirect en lopen via behaald onderwijsniveau en volwassen cognitieve bekwaamheid.

In overeenstemming met Fägerlind en Jencks vinden wij geen directe positieve effecten van de beroepsstatus van de vader op het inkomen van zijn kinderen, bij zowel mannen als vrouwen. Wij vinden zelfs bij een aantal leeftijdsgroepen significante negatieve effecten van de beroepsstatus van de vader op het inkomen van zijn kinderen.

De indirecte positieve effecten van de beroepsstatus van de vader op het inkomen van zijn kinderen zijn wel aanwezig. Deze verlopen in hoofdzaak via de beroepsstatus van de kinderen en via de I.Q.-score op 11 en 20-jarige leeftijd, zoals blijkt uit onderstaande tabel.

Tabel: De indirecte effecten van de beroepsstatus van de vader op het inkomen van zijn dochters

	21-30 jr.	31-40 jr.	41-50 jr.	51-60 jr.	61-70 jr.
beroepsstatus vader - beroepsstatus kinderen	0,00	0,22	0,10	0,37	0,03
beroepsstatus vader - onderwijsniveau	-0,04	-0,04	-0,03	-0,04	-0,04
beroepsstatus vader - onderwijsniveau - beroepsstatus kinderen	0,01	0,01	0,02	0,03	0,00
beroepsstatus vader - I.Q. 11 jaar - I.Q. 20 jaar	0,12	0,11	0,11	0,10	0,11
beroepsstatus vader - I.Q. 11 jaar - I.Q. 20 jaar - beroepsstatus kinderen	0,01	0,02	0,01	0,02	0,00
beroepsstatus vader - I.Q. 11 jaar - onderwijsniveau	-0,03	-0,02	-0,02	-0,03	-0,01
beroepsstatus vader - I.Q. 11 jaar - onderwijsniveau beroepsstatus kinderen	0,01	0,01	0,01	0,02	0,00
totaal indirecte effecten	0,08	0,31	0,20	0,47	0,11

g Het belang van het behaalde onderwijsniveau neemt toe in de tijd.

Evenals Fägerlind vinden wij dat het totale directe en indirecte effect van het behaalde onderwijsniveau toeneemt in de tijd, zowel bij mannen (van -0,15 tot +0,28) als bij de vrouwen (van -0,32 tot -0,16) (zie tabel 7).

h Beroepsstatus heeft een direct positief effect op inkomen.

Evenals bij Fägerlind en Jencks vinden wij voor (zowel mannen als vrouwen) directe positieve effecten. De door ons gevonden beta's (voor mannen van 0,49 tot 0,74; voor vrouwen van 0,09 tot 0,69) liggen hoger dan bij Jencks (0,29) en Fägerlind (van 0,061 tot 0,350).

i Volwassen cognitieve bekwaamheid heeft een direct positief effectbekwaamheid op inkomen.

Evenals bij Jencks, maar in tegenstelling tot Fägerlind, vinden wij (voor zowel mannen als vrouwen) een direct, positief effect van volwassen cognitieve bekwaamheid op inkomen.

10 Bij de vergelijking van de resultaten van Fägerlind gebruikten wij zijn analyse met de variabele 'behaald onderwijsniveau (ACLEV)' en niet met de variabele 'lengte van het genoten onderwijs (ED)' (zie 2.1).

11 De berekening van deze indirecte effecten gaat als volgt: Het indirecte effect van de beroepsstatus van de vader via het onderwijsniveau van zijn zoon op

diens latere beroepsstatus (21-30 jaar) is gelijk aan de beta 'beroepsstatus vader - onderwijsniveau' (volgens tabel 3 0,05) vermenigvuldigd met de beta 'onderwijsniveau - beroepsstatus 21-30 jaar' (0,36).

Op soortgelijke wijze kan men aan de hand van het pad-diagram alle indirecte effecten bepalen en uitrekenen.

12 De multiple regressie coëfficiënten voor mannen

(I) pad-coëfficiënten, (II) standaardfout*

	inkomen 21-30 jr.		inkomen 31-40 jr.		inkomen 41-50 jr.		inkomen 51-60 jr.		inkomen 61-70 jr.	
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
onderwijsniveau	-.28	.09	-.17	.10	-.19	.08	.03	.08	.07	.09
I.Q. - 20 jaar	.69	.08	.54	.07	.59	.08	.50	.07	.50	.07
beroepsstatus 21-30 jr.	.30	.09								
beroepsstatus 31-40 jr.			.54	.10						
beroepsstatus 41-50 jr.					.44	.08				
beroepsstatus 51-60 jr.							.40	.08		
beroepsstatus 61-70 jr.									.37	.09
R ²		.54		.63		.60		.62		.61

* Cursieve pad-coëfficiënten zijn *niet* significant op het 0,05 niveau (N = 100)

Aangehaalde literatuur

- Ayella, Mary Elizabeth, en John B. Williamson, 'The social mobility of woman: a causal model of socioeconomic success'. *The Sociological Quarterly* 17 (Autumn 1976): 534-554.
- Centraal Bureau voor de Statistiek, *Intelligentieverhoudingen in Nederland*, 1935.
- Coleman, James S., et al., *Equality of Educational Opportunity*, Washington D.C.: U.S. Government Printing Office, 1966.
- Congresboek Onderwijsresearch 1977, Stichting Onderwijsresearch, Vrije Universiteit Amsterdam, 1977.
- Documentatie van tests en testresearch 1974, Nederlands Instituut voor Psychologen, Zaandijk, 1974.
- Duncan, Otis Dudley, 'Ability and Achievement', *Eugenics Quarterly*, 15 (March 1968): 1-11.
- Duncan, Otis Dudley, Featherman, David L., Duncan, Beverly, *Socioeconomics Background and Occupational Achievement: Extensions of a Basic Model*. Washington D.C.: U.S. Office of Education, Bureau of Research, 1968.
- Fägerlind, Ingmar, *Formal education and Adults Earnings, a longitudinal study on the economic benefits of education*, Stockholm studies in Educational psychology 21, Almqvist and Wiksell, Stockholm, 1975.
- Hallgren, S., 'Intelligens och miljö. En experimentell undersökning an barn i tredje skolåret ud Malmö folkskolor och privata skolor, I-II' (unpubl. lic. thesis). Lund, 1939.
- Hallgren, S., *Grupptestning. Elt medel att minska kwartsittningo i folkskolor och lögre skolor*, Stockholm, Gerbers, 1943.

- Heek, F. van, e.a., *Het verborgen talent; milieu, schoolkeuze en schoolgeschiktheid*, Meppel, Boom, 1973.
- Husén, Torsten, Ingemar Emanuelsson, Ingemar Fägerlind en Robert Liljefort, *Talent, Opportunity and Career*, Almqvist en Wiksell, Stockholm, 1969.
- Jaspers, J. M. F., 'Gelijkheid en ongelijkheid in de psychologie: het I.Q.-debat', blz. 33-56, J. van der Doel en A. Hoogerwerf (red.), *Gelijkheid en ongelijkheid in Nederland*, Alphen aan de Rijn, Samsom, 1975.
- Jencks, Chr., et al., *Inequality, a reassessment of the effect of family and schooling in America*, Basic Books, New York, 1972.
- Jong, U. de, en J. Dronkers, 'Studiebijeenkomst over 'Inequality' van Chr. Jencks e.a.', SISWO-studiebijeenkomsten onderwijssociologie, nr. 2, SISWO, Amsterdam, 1977.
- Kerckhoff, A. C., 'The Status attainment process: socialization or allocation?'. *Social Forces*, 55: 2, p. 368-381, 1976.
- Kropman, J. A., en J. W. M. Collaris, *Van Jaar tot Jaar, Onderzoeksvoorstel*, I.T.S. Nijmegen 1968.
- Kropman, J. A., en J. W. M. Collaris, *Van Jaar tot Jaar, eerste fase, samenvatting*, I.T.S., Nijmegen, 1974 a, b, c.
- Luteijn, F., 'Een poging tot het schatten van premorbide intelligentie', in: *Nederlands Tijdschrift voor psychologie*, XXVI, blz. 60 e.v. 1971.
- Meerem, L. M. van, 'Intellectuele reserve', niet gepubliceerd doctoraal werkstuk, RITP, Amsterdam, 1975.
- Nationaal verkiezingsonderzoek 1971*, Steinmetz Archief, Po. 131.
- Nie, Norman H., C. Hadlai Hull, Jean G. Jenkins, Karin Steinbrenner en Dale H. Bent, *Statistical Package for the social sciences*, second edition, McGraw-Hill, 1975.
- Peschar, J. L., *Milieu, Beroep en School*, Groningen, 1975.
- Psacharopoulos, George, 'Family background, education and achievement: a path model of earnings determinants in the UK and some alternatives', in: *The British Journal of Sociology*, XXVIII, no. 3, pag. 321-335, september 1977.
- Sewell, W. H., en R. M. Hauser, *Education, Occupation and Earnings: Achievement in the early career*, New York: Academic Press, 1975.
- Somermeijer, W. H., 'Een econometrische analyse van inter-regionale inkomensverschillen in Nederland', in: Centraal Bureau voor de Statistiek, *Statistische en econometrische onderzoeken*, 2e kwartaal, Zeist, 1960.
- Traas, J. C., 'De school veroorzaakt de ongelijkheid niet', *Weekblad voor leraren*, 6e jaargang nr. 11, p. 406-407, 1974.
- Verhage, F., *Intelligentie en leeftijd, onderzoek bij Nederlanders van twaalf tot zevenenzeventig jaar*, Assen, Van Gorcum, 1964.
- Verkiezingsonderzoek 1970*, Steinmetz-Archief, PO 136.
- Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid, *Commentaar op de nota: Contourennota van een toekomstig onderwijsbestel*. Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage, 1976.