

De regressie van intelligentiescores op schoolloopbaanvariabelen onder constanthouding van sociale achtergrond en geslacht

A.C. Meester en J. de Leeuw
Vakgroep Datatheorie FSW/RU Leiden

ABSTRACT

Descriptive analysis of data concerning schooling careers collected by the Dutch Central Bureau of Statistics in the so-called SMVO-cohort. The dataset was subdivided into 12 groups, according to social-economic status and sex. Within each of the status-sex groups the levels of the career variables (teacher's advice for secondary schooling, first choice and achieved level after 4 years of secondary schooling) were proportionally estimated for every level of intelligence scores. Logistic curves were fitted on the regression curves. This procedure has the additional advantage of rescaling the intelligence scores optimally.

Because the parametric model fitted the data very well for all of the career variables, the relationships between intelligence, social background and schooling career could be attractively summarized in three groups of graphs. Additional correlational analysis of optimally rescaled variables showed a strong relationship between the career variables and a relatively weak predictive power of intelligence scores. Achievement scores in primary school were, statistically speaking, the best predictor of transition to and success in secondary schooling.

VOORAF

De analyses waarvan in dit artikel verslag wordt gedaan maken deel uit van een door de Stichting voor Onderzoek van het Onderwijs (SVO) gesubsidieerd project, waarin de relaties tussen individuele aanleg, het milieu van herkomst en de schoolloopbaan in het voortgezet onderwijs op basis van recent en ouder onderzoeksmateriaal worden geanalyseerd.

Over dit project is gerapporteerd in Meester en De Leeuw (1983). Dit artikel werd ook als paper gepresenteerd op de Onderwijs Researchdagen 1984 in Tilburg.

1. ACHTERGROND EN MOTIVATIE

Het overgrote gedeelte van het onderwijssociologisch onderzoek na de Tweede Wereldoorlog heeft geprobeerd vast te stellen wat de belangrijkste factoren zijn die verschil in schoolsucces (en maatschappelijk succes in het verlengde daarvan) kunnen verklaren.

De vraag doet zich dan voor welke kenmerken van individuen samenhangen met het scholingsniveau dat zij bereiken. Ruwweg worden die kenmerken in twee soorten onderscheiden: individuele en sociale achtergrondkenmerken; concreter omschreven als de begaafdheid, het vermogen prestaties te leveren en het sociale milieu waaruit iemand afkomstig

is. Daarnaast zijn er mogelijk nog regionale en geslachtsverschillen in schoolsucces, maar die worden meestal pas in latere instantie in de beschouwing betrokken.

Het meeste van het tot nog toe verrichte onderzoek kan worden onderscheiden naar het accent dat op ofwel de individuele aanleg ofwel de sociale herkomst wordt gelegd. Op het eerste gezicht is dat geen principieel verschil. Het lijkt voornamelijk te bestaan uit het al dan niet in de beschouwing betrekken van aanlegfactoren.

Wanneer echter conclusies en beleidsaanbevelingen worden geformuleerd krijgt de term 'belangrijkste factor' vaak een normatieve betekenis.

Vanuit het 'aanlegstandpunt' wil men onderwijshervormingen om ieder individu gelijke ontplooiingsmogelijkheden te geven, vanuit de 'milieuopvatting' zijn hervormingen noodzakelijk om de allocatiefunctie van het onderwijs aan te passen. Aan de ene kant moeten onrechtvaardigheden tegen individuen worden opgeheven; het feit dat die individuen in bepaalde maatschappelijke klassen voorkomen, wordt niet benadrukt. Aan de andere kant moeten onrechtvaardigheden tegen maatschappelijke klassen ongedaan gemaakt worden; dat er binnen maatschappelijke klassen nog grote variatie in capaciteit kan bestaan, wordt buiten beschouwing gelaten.

In die zin beschouwen wij het deels als een politieke keuze vooraf, de belangstelling in het schoolloopbaanonderzoek op ofwel de begaafdheid, ofwel het sociale milieu te richten.

De controverse is hier slechts summier weergegeven. In de inleidende hoofdstukken van Meester en De Leeuw (1983) wordt er uitgebreider op ingegaan.

In de normatieve betekenis kan onderwijssociologisch onderzoek dus niet vaststellen of hetzij sociaal milieu, hetzij begaafdheid de 'belangrijkste voorspeller' is. Maar er zijn ook nog methodologische en technische overwegingen.

In het algemeen refereert de term 'voorspeller' aan toetsend onderzoek, aan een *experiment* waarbij leerlingen 'at random' aan verschillende onderwijscondities worden toegekend en op basis van bijvoorbeeld begaafdheidsonderzoek voorspellingen gedaan worden over schoolsucces. Een dergelijk experiment is in de onderwijsresearch nooit gedaan en zal, om maatschappelijke redenen, nooit gedaan kunnen worden. Een gebrekkige benadering van de experimentele condities zou kunnen zijn het advies van de onderwijzer of het toetsadvies voor het voortgezet onderwijs als voorspelling op te vatten. Dat biedt echter ook geen uitzicht, omdat deze adviezen op 12-jarige leeftijd al ernstig gecontamineerd zijn met sociaal milieu en de variabelen die de schoolloopbaan weer moeten geven. Zonder experiment kan 'voorspellen' alleen nog statistisch opgevat worden, dat wil zeggen in termen van een model voor de gehele populatie. De beantwoording van de onderzoeksvraagstelling hangt dan echter af van de modelkeuze, van de schattingsmethode en van de wijze waarop de variabelen zijn geschaald.

Uitgangspunt in causale of structurele analyse zijn de correlaties tussen de variabelen. Hier gelden verscheidene bezwaren. Op de eerste plaats is correlatierekening een symmetrische techniek, terwijl de vraagstellingen in causale analyse typisch asymmetrisch zijn: bij de verbanden die berekend worden, wordt een richting verondersteld. De tijdsvolgorde waarin variabelen gemeten worden kan daarbij in sommige gevallen een redelijke leidraad vormen, maar dan nog moet in de modelkeuze beslist worden welke verbanden wel en niet opgenomen worden. Dat maakt de modelkeuze tamelijk arbitrair. Ten tweede zijn de product-moment technieken die aan populaire vormen van causale analyse ten grondslag liggen, nogal gevoelig voor de wijze waarop de variabelen zijn geschaald. In feite wordt de assumptie gemaakt dat de regressies lineair zijn met de categorienummers. Daaraan vooraf moet nog worden aangenomen dat de betrokken variabelen multinormaal verdeeld zijn.

Om niet in de geschetste 'ideologische' en methodologische valkuilen terecht te komen, wordt de vraagstelling dus exploratief en descriptief geformuleerd.

'Wat is het verband tussen begaafdheid en sociale achtergrondkenmerken enerzijds en de schoolloopbaan anderzijds?'

Gekozen is voor beschrijvende analyse van tabellen van niet te grote dimensionaliteit (om niet met het probleem van lege cellen te worden geconfronteerd).

Daarnaast zoeken we herschalingen van de variabelen die de regressies zoveel mogelijk lineariseren, zodat de vervolgens berekende correlatiecoëfficiënten een goede beschrijving van de bivariate samenhangen zullen geven. Correlationele analyse kan op deze manier onze tabellaire analyses zinvol aanvullen.

Op basis van deze benadering kunnen algemene uitspraken gedaan worden over het verband tussen de variabelen onderling en de voorspellende waarde (in de statistische betekenis) van begaafdheidsmaten voor het succes in het voortgezet onderwijs.

Deze aanpak impliceert dat deze studie niet expliciet met één of ander theoretisch kader is te associëren, maar eerder als complementair aan de theorie moet worden beschouwd.

2. SPECIFICATIE

2.1. Herkomst van de gegevens

We voerden onze secundaire analyses uit op het z.g. CBS-SMVO-bestand en het CBS-cohort GLO 1964/'65. Voor gedetailleerde informatie over deze bestanden en de daarin opgenomen variabelen verwijzen wij naar Smulders (1979), CBS (1982a), CBS (1982b) en Meester en De Leeuw (1983). Het SMVO-bestand bevat gegevens over een landelijk representatieve steekproef van 37.280 leerlingen in het voortgezet onderwijs die sinds 1977 tot op heden in hun schoolcarrière worden gevolgd. De versie die ter beschikking stond was aangevuld tot en met de overgang naar het 5e leerjaar v.o.

Heranalyse van de gegevens van het CBS-1964 cohort werd uitgevoerd op door het CBS (1982a) gepubliceerde tabellen. De data in het '64-cohort hebben betrekking op een, eveneens landelijk representatieve, steekproef van 10.455 leerlingen.

2.2. Variabelen

We specificeren de variabelen naar hun voorkomen in het SMVO-bestand en de hercoderingen die we erop toepasten. Waar afwijkingen in de categorie-indeling t.o.v. het '64-cohort bestaan is dat aangegeven. We houden het variabelen-overzicht vrij summier en verwijzen voor meer details naar Meester en De Leeuw (1983).

*Intelligentie (TIB)*¹

De TIB is een zogenaamde figuur-exclusie test die bestaat uit 33 series van 5 figuren, waaruit steeds 1 moet worden geselecteerd die niet bij de 4 andere past. De ruwe totaalscore loopt dus van 0 tot 33 en deze ruwe scores zijn ingedeeld in 7 klassen. Deze variabele komt alleen in het SMVO-bestand voor.

Schoolprestaties (PRE)

Toen de leerlingen van het SMVO-cohort in de eerste klas van het voortgezet onderwijs zaten is een verkorte versie van de CITO-schoolvorderingentoets, bestaande uit 25 reken- en 45 taalitems bij hen afgenomen. De ruwe scores zijn ingedeeld in 9 klassen. Voor het '64-cohort stelde het CBS PRE samen uit schoolcijfers in de 6e klas l.o. en de score op een intelligentietest. De ruwe scores werden getransformeerd tot een gestandaardiseerde indeling in 5 klassen.

Sociaal milieu en geslacht (BVA-SEX)²

Voor het sociaal milieu gaan we uit van de betreffende variabele in het SMVO-bestand die oorspronkelijk 25 categorieën heeft en voornamelijk gebaseerd is op het beroep van de vader. De problemen die samenhangen met de constructie van variabelen die sociale gelaagdheid weergeven, zijn legio. Voor een bespreking zie Dronkers (1983). Wij gaan daar hier niet verder op in. Nadere toelichting op de in het SMVO-bestand opgenomen milieu-variabele is te vinden in CBS (1982b).

BVA, zoals in deze studie gebruikt, heeft 6 categorieën:

- 1 geschoolde en ongeschoolde arbeiders
- 2 boeren en tuinders
- 3 zelfstandige middenstand
- 4 lagere employees
- 5 middelbare employees
- 6 wetenschappelijke en vrije beroepen en hogere employees.

Voor de analyses waarbij we de relatie tussen TIB en de schoolloopbaanvariabelen bestuderen, voegen we BVA en geslacht samen tot één variabele met 2 x 6 categorieën. We doen dat om mogelijke interacties tussen BVA en SEX zichtbaar te houden. Geslachtsverschillen kunnen immers binnen de categorieën van BVA verschillende betekenis hebben. Deze indeling komt grotendeels overeen met de voor het '64-cohort gehanteerde, met dit verschil van de categorieën geschoolde en ongeschoolde arbeiders daar apart zijn onderscheiden.

Schoolloopbaanvariabelen (ADV, KEUS en EIN)

Het advies van de onderwijzer en de eerste keuze v.o. (ADV en KEUS) zijn ingedeeld in 4 categorieën:

- (1) LBO, (2) MAVO, (3) HAVO en (4) VWO.

Het bereikte niveau na vier jaar v.o. (EIN) kent nog twee categorieën meer: (D) voortijdig schoolverlaters en (5) Middelbaar en Hoger Beroepsonderwijs ((M)BO).

De overeenkomst met de (categorieën van de) schoolloopbaanvariabelen in het '64-cohort is globaal genomen groot genoeg om de variabelen als vergelijkbaar te beschouwen. ADV en KEUS zijn daar ingedeeld in VGLO, LBO, ULO en VHMO.

EIN heeft in het '64-cohort betrekking op het diploma dat in het v.o. is behaald en heeft als categorieën: VGLO, LBO, ULO, MBO, HAVO (inclusief MMS) en VHMO.

2.3. Selectie

Voor de analyses van het SMVO-bestand (waarbij TIB is betrokken) moeten enkele selecties worden toegepast.

Op de variabele die aangeeft in welke vorm van onderwijs de leerlingen zich in 1976 bevonden, ontbreken de gegevens van 38 respondenten. Deze 38 worden verwijderd, samen met 646 leerlingen afkomstig uit het buitengewoon lager onderwijs.

De meest ingrijpende selectie is het verwijderen van de leerlingen, waarbij de TIB niet is afgenomen. Dat zijn er 16.433. Naar analogie met eerder gevolgde procedures, selecteren we ook kinderen uit, waarvan de vader (of het gezinshoofd, indien de vader afwezig is) niet werkt, arbeidsongeschikt is, etc. Dit is de meest discutabele selectie (zie bijv. De Jong, Dronkers & Saris, 1982 en De Leeuw, v.d. Burg & Bettonvil, 1982). We moeten deze selectie echter wel maken, ook al uit het oogpunt van vergelijkbaarheid met het CBS-cohort 1964/'65. Hierdoor gaan 6.190 leerlingen verloren. Na deze selecties resulteren 16.236 gevallen.

Vergelijking van de marginale verdelingen van BVA-SEX en de schoolloopbaanvariabelen in het totale en het geselecteerde bestand geeft geen aanwijzingen dat de resultaten van onze analyses door de selectie ernstig zullen zijn vertekend.

2.4. Analysestrategie

Nu de gebruikte begrippen en de selectie van het SMVO-bestand zijn gespecificeerd, kunnen we onze analysestrategie bepalen. Een mogelijkheid zou zijn op intelligentiescore en geslacht gematched-te groepen die naar milieu verschillen te vormen, en de schoolloopbaan van deze groepen te vergelijken. Dat is ongeveer wat Peschar (1975) gedaan heeft. Om goed vergelijkbare groepen samen te stellen lijkt het vormen van gematched-te paren de aangewezen weg. In welke mate deze methode in staat is de invloed van interveniërende variabelen te reduceren is een lastig te beantwoorden vraag. McKinlay (1975, 1977) bespreekt in een uitgebreid literatuuroverzicht de tekortkomingen van de methode in dit opzicht. Peschar's dissertatie (1975) ontketende ook een heftige discussie over regressie-effecten (de Groot & van Peet, 1975; Groen, 1975; Peschar, 1976; de Groot & van Peet, 1978; Peschar, 1978; alle opgenomen in: Peschar, 1978).

Wij kiezen er voor de regressiebias door subclassificatie te reduceren (Cochran, 1968) en bestuderen de relatie tussen intelligentiescore en elk van de schoolloopbaanvariabelen apart, bij constanthouding van sociaal milieu en sexe. We stellen dus geen volledig schoolloopbaan-model op. In analyse-termen geformuleerd luidt de vraagstelling dan:

'Wat is de regressie van het onderwijzersadvies, de eerste keuze voortgezet onderwijs en het bereikte niveau na 4 jaar voortgezet onderwijs op de intelligentiescore binnen de onderscheiden milieu-sexe groepen?'

Daarnaast worden de voorspellende waarde van de intelligentiescores en de prestaties in de 6e klas lager onderwijs voor de schoolloopbaan in het voortgezet onderwijs, vergeleken.

Door de bivariate samenhang tussen de gebruikte variabelen in de beide cohorten op dezelfde wijze correlationeel te analyseren kunnen dan ook mogelijke veranderingen in de tijd vast worden gesteld.

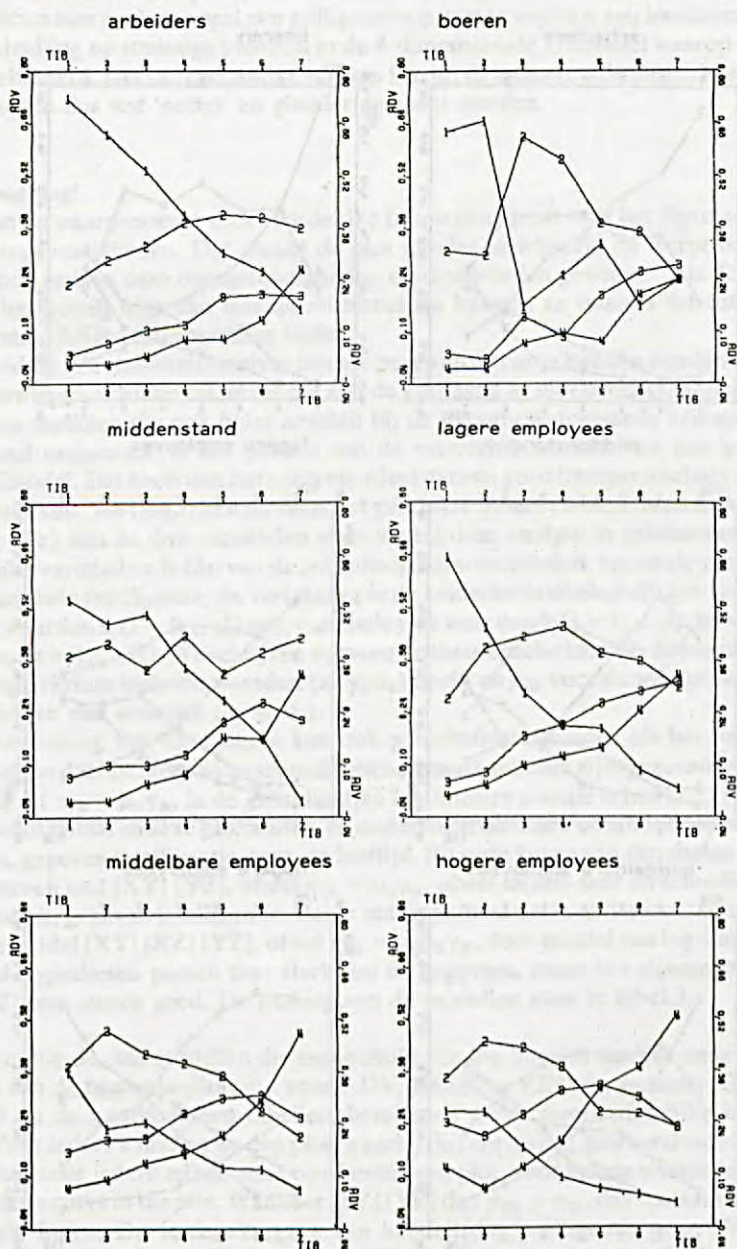
3. ANALYSES

3.1. Regressie-analyse

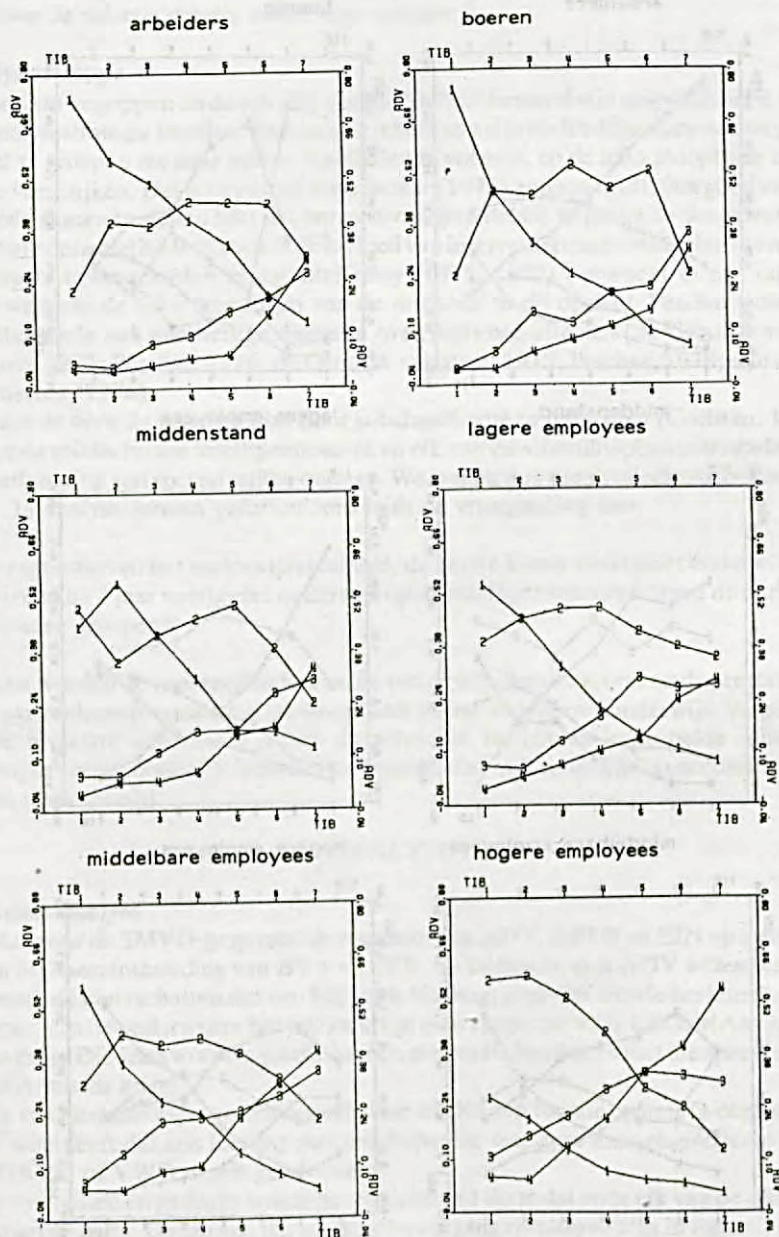
We gaan dus voor de SMVO-gegevens de regressie van ADV, KEUS en EIN op intelligentie analyseren bij constanthouding van BVA en SEX. Te beginnen met ADV willen we, anders geformuleerd, de kans schatten dat een bepaalde leerling, gegeven sociale herkomst, geslacht en TIB-score, van de onderwijzer het advies krijgt naar respectievelijk LBO, MAVO, HAVO of VWO te gaan. Die kans wordt bepaald door de proportie leerlingen met die specificaties die een dergelijk advies krijgt.

Voor elk van de onderwijzersadviezen schatten we dus een functie op het IQ-continuüm die de kansen weergeeft dat een leerling met een bepaalde testscore naar respectievelijk LBO, MAVO, HAVO of VWO wordt geadviseerd.

Het effect van milieu en geslacht wordt geneutraliseerd door dat voor elk van de milieu-sexe groepen apart te doen. De curven die uit deze bewerking resulteren zijn in figuur 1 (voor de jongens) en figuur 2 (voor meisjes) getekend. Langs de horizontale assen staan de intelligentiescores. De verticale as is steeds een percentage-schaal die de proportie LBO (1)-, HAVO (3)-, en VWO (4)-adviezen aangeeft.



Figuur 1: Proporties leerlingen die van de onderwijzer LBO (1)-, MAVO (2)-, HAVO (3)- of VWO (4)-advies krijgen, per TIB-klasse naar beroep vader en geslacht (jongens).



Figuur 2: Proporties leerlingen die van de onderwijzer LBO (1)-, MAVO (2)-, HAVO (3)- of VWO (4)-advies krijgen, per TIB-klasse naar beroep vader en geslacht (meisjes).

Een indruk van de invloed van het milieu van herkomst en geslacht krijgt men door het verloop van de curven in de plaatjes van de milieu-sexe groepen onderling te vergelijken. De curven hebben hier en daar nogal een grillig verloop, wat te wijten is aan kansfluctuaties en de geringe celvulling op sommige plaatsen in de 4-dimensionale kruistabel waarop deze grafieken zijn gebaseerd. Het onregelmatige verloop kan bij de interpretatie misleidend werken, de curven moeten dus wat 'netter' en gladder gemaakt worden.

3.2. 'Smoothing'

Plotten van de waargenomen voorwaardelijke frequenties geeft over het algemeen een groot aantal onregelmatigheden. Dat maakt de plot minder inzichtelijk en werpt bovendien de vraag op hoe serieus deze onregelmatigheden moeten worden genomen. Als de onregelmatigheden het gevolg zijn van steekproeffluctuaties kunnen ze immers tot futiele of zelfs onjuiste inhoudelijke interpretaties leiden.

Door middel van stabiliteitsanalyse zou elk punt van de curve kunnen worden voorzien van een betrouwbaarheidsinterval, maar dat zou de grafieken er niet overzichtelijker op maken. Een andere techniek die ook beter aansluit bij de hypothese-toetsende oriëntatie van veel voorafgaand onderzoek, is het plotten van de verwachte waarden uit een goed passend restrictief model. Dat heeft dan het extra voordeel dat een goed interpreteerbare gladde curve wordt getrokken. We bespreken nu eerst het gebruikte model en motiveren de keuze ervan.

Stel (x, y, z) zijn de drie variabelen waar we bij deze analyse in geïnteresseerd zijn. De afhankelijke variabele x is één van de *schoolloopbaan*-variabelen, variabele y is de onafhankelijke variabele *intelligentie*, en variabele z is de controlevariabele *milieu-sexe*. Variabele x neemt de waarden x_i ($i = 1, \dots, I$) aan, variabele y de waarden y_j ($j = 1, \dots, J$), en variabele z de waarden z_k ($k = 1, \dots, K$). We schrijven π_{ijk} voor de theoretische kans (in de populatie) dat een willekeurig gekozen individu waarden (x_i, y_j, z_k) heeft, en p_{ijk} voor de waargenomen proporties individuen met waarden (x_i, y_j, z_k) .

De vraagstelling van deze studie kan ook geformuleerd worden als het toetsen van de nul-hypothese dat intelligentie en schoolloopbaan onafhankelijk zijn, gegeven milieu-sexe. In formule is dit $\pi_{ijk} = \beta_{ik}\gamma_{jk}$, in de gebruikelijke log-lineaire notatie is het [XZ] [YZ]. Peschar (1975) houdt milieu en sexe gescheiden, en onderzoekt of milieu en schoolloopbaan onafhankelijk zijn, gegeven intelligentie, sexe, en leeftijd. Bij onze keuze van variabelen komt dat het meest overeen met [XY] [YZ], ofwel $\pi_{ijk} = \alpha_{ij}\gamma_{jk}$, ofwel milieu-sexe en schoolloopbaan zijn onafhankelijk, gegeven intelligentie. Beide nul-hypothesen zijn onderzocht binnen het meer algemene model [XY] [XZ] [YZ], ofwel $\pi_{ijk} = \alpha_{ij}\beta_{ik}\gamma_{jk}$, door middel van log-lineaire analyse. Beide nul-hypothesen passen zeer slecht op de gegevens, maar het algemene model [XY] [XZ] [YZ] past steeds goed. De passing van de modellen staat in tabel 1.

Het lijkt nuttig de drie modellen die met behulp van log-lineaire analyse onderzocht zijn te relateren aan de regressie-plots die voor ADV, KEUS en EIN zijn gemaakt. Bij deze plots, toegepast op de waargenomen tabellen, berekenen we de voorwaardelijke kansen $p_{ijk} = P_{ijk}/p_{jk}$. Voor iedere k maken we een plot, waarbij de I curves p_{ijk} getekend worden als functie van y_j . Dus: voor iedere milieu-sexe combinatie een plot, voor iedere waarde van de schoolloopbaan een curve in die plot. Wanneer [XZ] [YZ] dan $\pi_{ijk} = \pi_{ik}$, dus bestaat iedere plot uit I horizontale lijnen. Dit is de weergave van het feit dat intelligentie geen effect heeft bij controle voor milieu-sexe. Wanneer [XY] [YZ] dan $\pi_{ijk} = \pi_{ij}$, dus zijn alle K plots hetzelfde. Milieu-sexe heeft geen invloed bij controle voor intelligentie. Het is moeilijker het model [XY] [XZ] [YZ] in termen van de plot te interpreteren.

Tabel 1 Passing van loglineaire modellen voor BVA-SEX, TIB en respectievelijk ADV, KEUS en EIN. In de modellen zijn de variabelen met de eerste letter van hun naam aangeduid

	Model:	χ^2	d.f.
ADV	TB, TA	1846	231
	TB, AB	2319	216
	TB, TA, AB	236	198
KEUS	TB, TK	1879	231
	TB, BK	2254	216
	TB, TK, BK	246	198
EIN	TB, TE	2231	385
	TB, BE	2249	360
	TB, TE, BE	364	330

Het 'geen-hoogste-orde-interactie-model' [XY] [XZ] [YZ] lijkt vanwege de goede passing een voor de hand liggende kandidaat voor het restrictieve model dat we zoeken. We hebben hier inderdaad mee gewerkt, maar dit model heeft als 'gladmaker' twee nadelen. Op de eerste plaats is het een algemeen model dat niet aangepast is aan deze speciale situatie. De drie variabelen doen in het model symmetrisch mee, terwijl de vraagstelling typisch asymmetrisch is. Het model houdt er ook geen rekening mee dat intelligentie, ofwel TIB-score, een numerieke, of althans schaalbare, variabele is, terwijl milieu-sexe en schoolloopbaan dat niet of in veel mindere mate zijn. Daardoor wordt het [XY] [XZ] [YZ] model moeilijker te interpreteren. Bovendien is het niet direct te interpreteren in termen van de plots. Het lijkt beter een model te gebruiken dat aansluit bij onze speciale keuze van variabelen.

Als uitgangspunt dient daarbij het RC-model van Goodman (1979, 1981a, 1981b). We nemen een RC-model voor ieder van de milieu-sexe tabellen apart. Dus $\pi_{ijk} = \beta_{ik}\gamma_{jk} \exp(\delta_{ik}\epsilon_{jk})$, ofwel

$$\pi_{ijk} = \beta_{ik} \exp(\delta_{ik}\epsilon_{jk}) / \sum_j \beta_{vk} \exp(\delta_{vk}\epsilon_{jk}).$$

Wanneer we $\Theta_{ik} = \ln \beta_{ik}$ invoeren, dan kan het model geschreven worden als

$$\ln \frac{\pi_{ijk}}{\pi_{vjk}} = (\delta_{ik} - \delta_{vk})\epsilon_{jk} + (\Theta_{ik} - \Theta_{vk}).$$

Met andere woorden: de schoolloopbaan-logits zijn lineaire functies van herschaalde TIB-score. In dit algemene model zijn de herschalingen van TIB, dus de ϵ_{jk} verschillend voor iedere milieu-sexe combinatie. We vinden dat ongewenst, omdat het de K plots moeilijk vergelijkbaar maakt, en eisen daarom dat $\epsilon_{jk} = \epsilon_j$ voor alle k.

Het uiteindelijke model dat we dus gaan aanpassen wordt hierdoor

$$\pi_{ijk} = \frac{\beta_{ik} \exp(\delta_{ik}\epsilon_j)}{\sum_v \beta_{vk} \exp(\delta_{vk}\epsilon_j)}$$

Het model behoort tot de klasse van logistische modellen (met optimale schaling van de onafhankelijke variabele), en tot de RC-modellen (met een speciale log-multiplicatieve interactie). Dat TIB optimaal geschaald wordt is een bijkomend voordeel. Het neemt de eventuele nadelen van willekeurig groeperen van TIB-scores gedeeltelijk weg.

Behalve de vorm van het model zijn ook nog identificatiecondities nodig. We nemen met dit doel aan dat de β_{ik} voor iedere k over i optellen tot één, en dat de getransformeerde intelligentie in de populatie gemiddelde nul en variantie één heeft. Bovendien nemen we aan dat $\sum \beta_{ik} \delta_{ik} = 0$ voor iedere k . Let wel: deze identificatie-eisen zijn geen echte restricties, die het model minder algemeen maken. Ze zijn alleen nodig om de parameters uniek uit de verwachte waarden te kunnen bepalen. Voor de interpretatie is het nuttig om te weten hoe het model eruit ziet in de buurt van de gemiddelde intelligentie (voor $\varepsilon_j \sim 0$). We vinden dan

$$\pi_{ijk} \sim \beta_{ik} + \beta_{ik} \delta_{ik} \varepsilon_j.$$

Dus: β_{ik} is de kans op schoolloopbaan i in milieu-sexe k bij gemiddelde intelligentie, en $\beta_{ik} \delta_{ik}$ is de toename van die kans bij toename van de intelligentie. Merk ook op dat de curve van de schoolloopbaan met kleinste δ_{ik} afneemt met toenemende intelligentie, terwijl de curve voor de schoolloopbaan met de grootste δ_{ik} toeneemt.

De met behulp van het logistische model gladgemaakte curven staan in de figuren 3 t/m 6³. De fit van het model voor resp. ADV, KEUS en EIN staat in tabel 2. Om het aantal vrijheidsgraden te berekenen, bedenken we dat we $JK(I-1)$ voorwaardelijke waarschijnlijkheden moeten verklaren met $K(I-1) + (J-2) + K(I-1)$ vrije parameters. Het aantal vrijheidsgraden is dus

$$K(I-1)(J-2) - (J-2) = (IK - K - 1)(J-2).$$

Tabel 2 Fit van het logistische model voor resp. ADV, KEUS en EIN

	χ^2	d.f.
ADV	198	177
KEUS	192	177
EIN	303	295

Omdat het logistische model voor alle drie de schoolloopbaanvariabelen goed past, kunnen de bijbehorende grafieken als een inzichtelijke en compacte weergave beschouwd worden van de kruistabellen waarop ze zijn gebaseerd. De plaatjes laten zich als volgt lezen: langs de horizontale as staan de herschaalde intelligentie-scores. (De TIB-scores worden heel regelmatig getransformeerd). De verticale as is steeds een percentageschaal die de kans weergeeft dat een leerling gegeven zijn score op de TIB en gegeven het sociaal milieu waaruit hij afkomstig is een bepaalde score op de betreffende schoolloopbaan-variabele krijgt. Bijvoorbeeld (fig. 3): een jongen uit het middenstandsmilieu met TIB-score in klasse 3 heeft ca. 38% kans op een MAVO-advies en ongeveer evenveel kans op een LBO-advies. Of: (fig. 6): een meisje uit de hoogste milieu-groep met een intelligentiescore in de hoogste klasse heeft ca. 56% kans na 4 jaar in de 5e klas van het VWO te zijn aangeland. Het zou te ver voeren alle grafieken in detail te bespreken. Het loont echter de moeite de plaatjes langdurig en nauwkeurig te bestuderen.

In het algemeen zien we naarmate de leerlingen uit hogere milieu's afkomstig zijn, de proporties adviezen naar hogere vormen van v.o. (resp. keuzen, resp. bereikt niveau) toenemen. Door de grafieken voor jongens en meisjes onderling te vergelijken kunnen we geslachtsverschillen vaststellen (die overigens gering zijn).

3.3. Correlationele analyse

Voor de analyse van de bivariate samenhangen tussen de variabelen en de vergelijking van het SMVO-cohort met het CBS-cohort 1964/'65 zijn voor beide bestanden transformaties van de variabelen gezocht die de regressies zoveel mogelijk lineariseren⁴.

Lineariteit van de regressies is een noodzakelijke voorwaarde om de correlatie als een zinvolle samenvatting van de samenhang tussen twee variabelen te kunnen beschouwen.

Linearisering van de regressies blijkt voor beide cohorten goed mogelijk. Daarbij is belangrijk te vermelden dat de categorieën van de variabelen in de beide bestanden ongeveer dezelfde betekenis hebben en ook in dezelfde volgorde worden getransformeerd. Een groot gedeelte van het verschil in de transformaties dat bijv. Vrooman en Dronkers (1984) tussen twee Noord-Brabant cohorten vinden kan worden toegeschreven aan de verschillen in definitie van de variabelen en hun categorieën.

Omdat de grafieken die in de vorige paragraaf werden behandeld laten zien dat verschillen tussen jongens en meisjes gering zijn⁵ en correlaties met een binaire variabele bovendien nauwelijks te interpreteren, tellen we de tabellen voor deze analyse over geslacht op. Om mogelijke schijnrelaties op het spoor te komen en een indruk van de relatieve invloed van de aanleg- en achtergrondvariabelen te krijgen, berekenen we ook partiële correlaties, controlerend voor TIB, PRE en BVA afzonderlijk en tegelijkertijd. In het '64-bestand komt de intelligentie-variabele niet apart voor en kan dus niet uitgepartialiseerd worden. Deze correlaties en partiële voor beide bestanden staan in tabel 3.

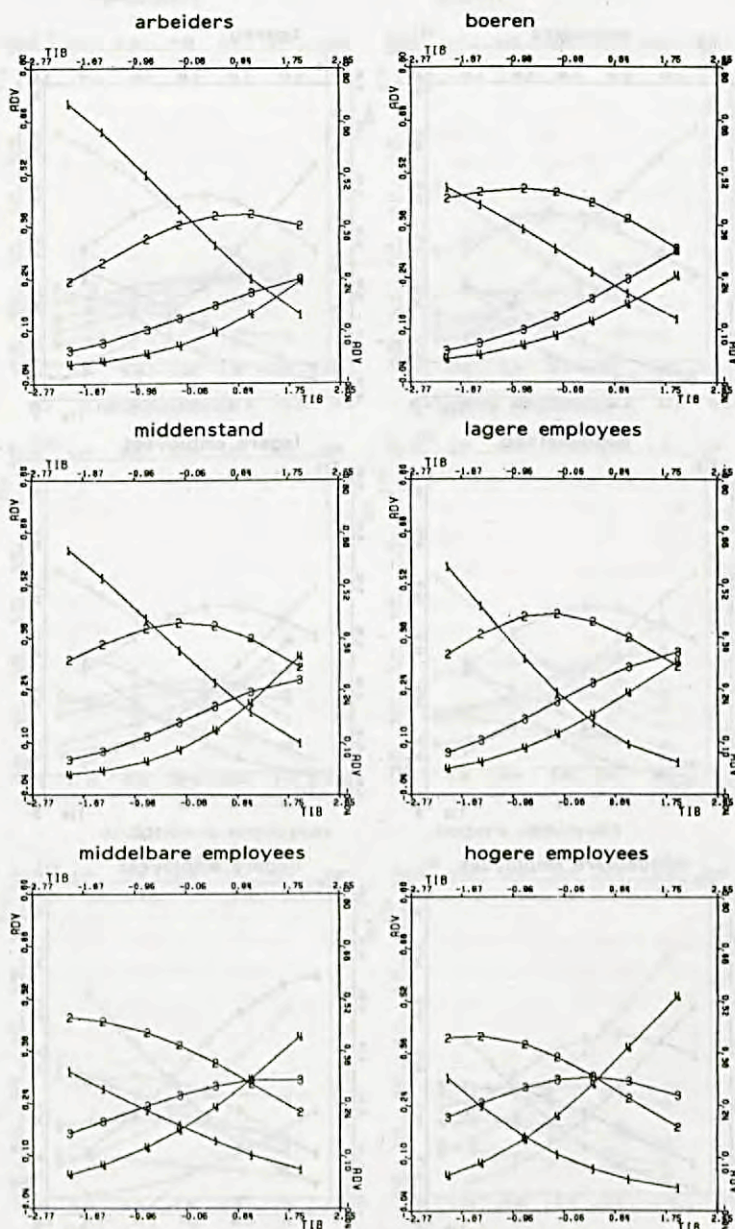
Kijken we eerst naar de variabelen die een maat zijn voor de 'intellectuele capaciteit' van de leerlingen en hun samenhang met het milieu van herkomst. TIB en BVA zijn betrekkelijk onafhankelijk van elkaar. Ook PRE kan opgevat worden als een maat voor intellectuele capaciteit. Die blijkt wat sterker met BVA samen te hangen. In PRE is, meer dan in TIB, een zekere hoeveelheid milieu 'vercalculeerd'. De prestatiescores werden berekend uit de resultaten van taal- en rekentests. Op basis van de veronderstelling dat men in de hogere sociale milieu's meer verbaal georiënteerd is, wordt over het algemeen aangenomen dat een intelligentie- of prestatietest sterker met het milieu van herkomst zal samenhangen, naarmate de verbale component van de test groter is. Dat vinden we hier terug.

Vergelijkend met CBS-64 moeten we bedenken dat PRE in die data minder categorieën heeft (die wel, net als in SMVO, in de oorspronkelijke volgorde worden herschaald) en anders tot stand is gekomen. In CBS-64 is PRE samengesteld uit laatst behaalde schoolcijfers en de score op een intelligentietest. Het verband met BVA is van vergelijkbare sterkte.

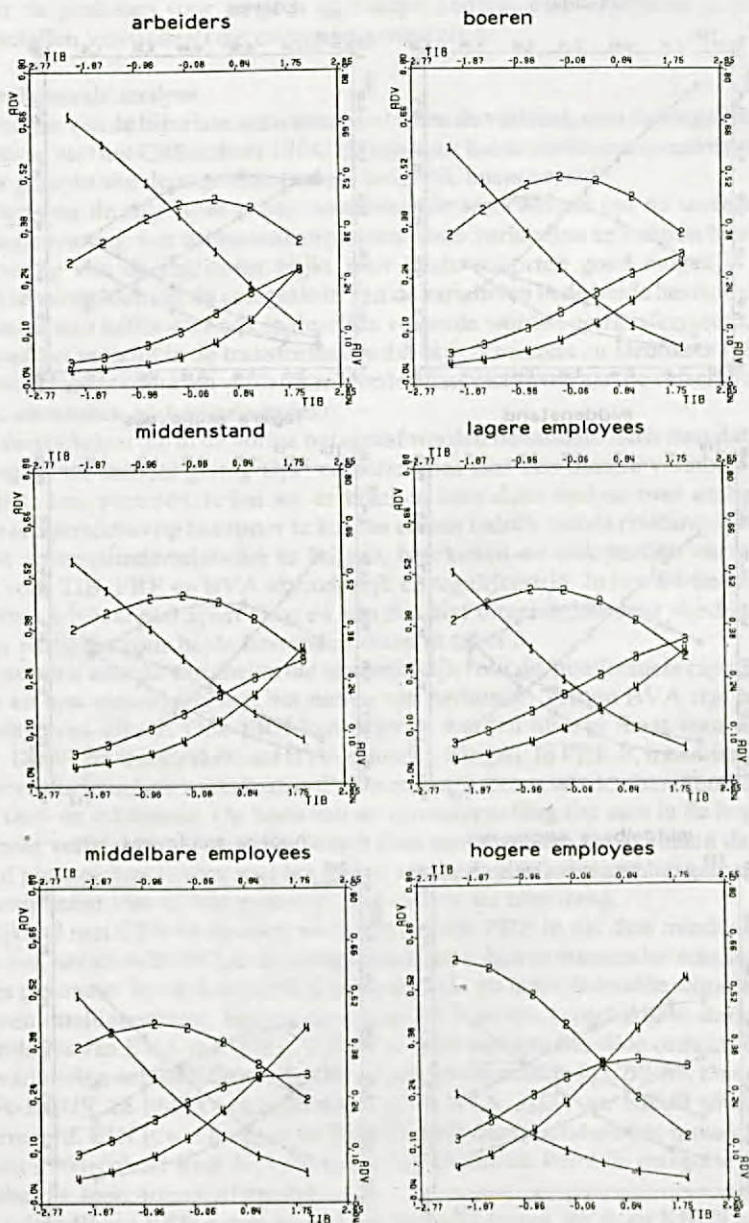
De correlaties van BVA met ADV, KEUS en EIN zijn van dezelfde orde als die van TIB met deze variabelen en minder sterk dan de vergelijkbare relaties in CBS-64. Dat geldt vooral voor BVA-KEUS. In SMVO en CBS-64 worden BVA, ADV en KEUS overeenkomstig getransformeerd. EIN is wat lastiger. In SMVO geeft deze variabele het niveau na vier jaar weer, in het 1964-cohort staat hij voor behaald diploma en komt de categorie HAVO niet voor, omdat die toen nog niet bestond.

Gecontroleerd voor PRE wordt vooral het verband tussen BVA en KEUS zwakker.

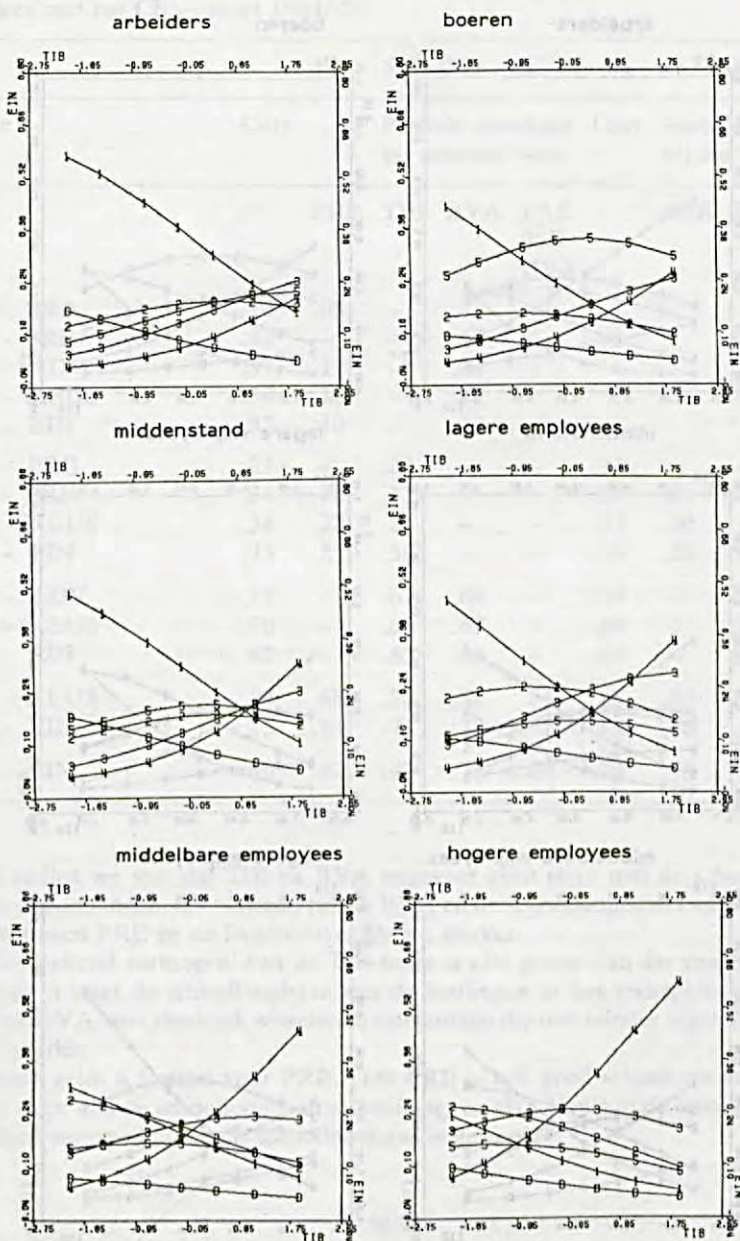
In de laatste drie regels van de tabel staan de correlaties tussen de schoolloopbaanvariabelen onderling. Die zijn hoog en betrekkelijk ongevoelig voor de achtergrondvariabelen. De variantie in deze variabelen wordt voor bijna de helft door PRE 'verklaard'. Het geheel



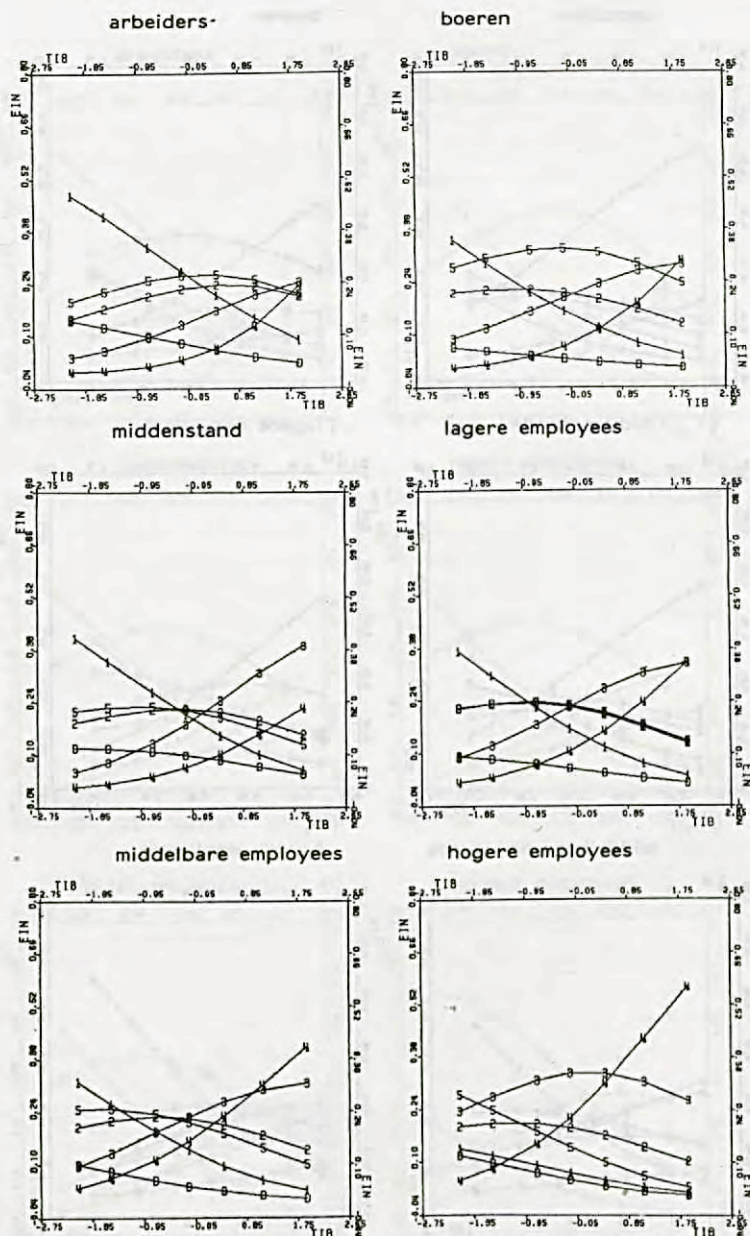
Figuur 3: Proporties leerlingen die van de onderwijzer LBO (1)-, MAVO (2)-, HAVO (3) of VWO (4)-advies krijgen, per TIB-klasse naar beroep vader en geslacht (jongens) volgens het logistische model



Figuur 4: Proporties leerlingen die van de onderwijzer LBO (1)-, MAVO (2)-, HAVO (3), of VWO (4)-advies krijgen, per TIB-klasse naar beroep vader en geslacht (meisjes) volgens het logistische model.



Figuur 5: Proporties voortijdige schoolverlaters (D), LBO (1), MAVO (2), HAVO (3), VWO (4) en BO (5) na vier jaar voortgezet onderwijs per TIB-klasse naar beroep vader en geslacht (jongens) volgens het logistische model



Figuur 6: Proporties voortijdige schoolverlaters (D), LBO (1), MAVO (2), HAVO (3), VWO (4) en BO (5) na vier jaar voortgezet onderwijs per TIB-klasse naar beroep vader en geslacht (meisjes) volgens het logistische model.

Tabel 3. Correlaties en partiële correlaties tussen variabelen in het SMVO-bestand, vergeleken met het CBS-cohort 1964/'65

		SMVO					CBS 64				
Variabelen		Corr.	Partiële correlatie bij controle voor:					Corr.	Partiële correlatie bij controle voor:		
			PRE	TIB	BVA	PRE TIB BVA		PRE	BVA	PRE BVA	
TIB	- BVA	.16	.05	-	-	-					
	- PRE	.42	-	-	.40	-					
	- ADV	.37	.11	-	.34	-					
	- KEUS	.36	.10	-	.33	-					
	- EIN	.35	.10	-	.32	-					
BVA	- PRE	.27	-	.23	-	-	.33	-	-	-	
	- ADV	.34	.22	.31	-	-	.37	.21	-	-	
	- KEUS	.34	.22	.31	-	-	.43	.30	-	-	
	- EIN	.33	.21	.30	-	-	.39	.25	-	-	
PRE	- ADV	.72	-	.67	.69	-	.69	-	.65	-	
	- KEUS	.70	-	.65	.67	-	.69	-	.64	-	
	- EIN	.68	-	.63	.65	-	.63	-	.57	-	
ADV	- KEUS	.84	.68	.82	.82	.66	.81	.64	.78	.62	
	- EIN	.75	.51	.71	.72	.48	.69	.46	.64	.43	
KEUS	- EIN	.80	.62	.77	.78	.60	.74	.55	.69	.51	

overziend stellen we vast dat TIB en BVA ongeveer even sterk met de schoolloopbaan-variabelen samenhangen, het verband tussen BVA en de schoolloopbaan zwakker is geworden en dat tussen PRE en de loopbaanvariabelen sterker.

Het 'voorspellend vermogen' van de TIB-score is niet groter dan dat van BVA. TIB is echter beter in staat de schoolloopbaan van de leerlingen in het voortgezet onderwijs te ordenen dan BVA, met zijn vaak wisselende categorieën die ook minder regelmatig getransformeerd worden.

Dat laatste geldt a fortiori voor PRE. Ook PRE is een goed schaalbare variabele, die bovendien sterk met de schoolloopbaan samenhangt en als zodanig in de loop der jaren een steeds betere voorspeller van de schoolloopbaan is geworden.

4. SLOT

De belangrijkste conclusies uit de correlationele analyse van het SMVO-bestand zijn dat de samenhang tussen BVA enerzijds en ADV, KEUS en EIN, anderzijds in vergelijking met oudere bestand veel minder belangrijk is geworden en dat TIB maar een zwakke relatie met

de schoolloopbaan variabelen heeft. PRE is de belangrijkste mediërende variabele die sterk samenhangt met ADV, KEUS en EIN. PRE is, in statistische zin, de beste voorspeller van de schoolloopbaan. TIB en BVA kunnen daar maar weinig extra informatie aan toevoegen. Dat dat niet betekent dat de intelligentiescores of het milieu van herkomst er niets toe doen, tonen de tabellaire analyses, zoals ze zijn weergegeven in de figuren 3 t/m 6. Deze grafieken laten onmiskenbare verschillen tussen de onderscheiden milieu-groepen zien. Op deze manier kan tabellaire analyse dus nuttige aanvullende informatie op correlatieve analyse geven.

Voor een vergelijkende bespreking van beide typen analyse die soms tot (schijnbaar) tegenstrijdige conclusies kunnen leiden, zij verwezen naar De Leeuw, Van der Burg en Bettonvil (1982).

Het sterke verband van de keuze in het voorgezet onderwijs met enerzijds het bereikt eindniveau en anderzijds het advies van de onderwijzer, onderstreept nog eens, dat de overgang van het lager naar het voorgezet onderwijs het cruciale moment in de schoolloopbaan is. Dat is ook het moment waarop de samenhang met het ouderlijk milieu zich het sterkst manifesteert. Rechtstreeks, in de keuze, maar ook via het onderwijzersadvies en de schoolprestaties waarop de onderwijzer zijn advies voornamelijk lijkt te baseren.

Dat de schoolprestaties ten aanzien van de rest van de schoolloopbaan steeds meer gewicht in de schaal leggen, moet in het licht van het opheffen van maatschappelijke achterstand als een verheugende ontwikkeling beschouwd worden. Dit groeiend belang van schoolprestaties als voorspeller van de schoolloopbaan werd ook door andere onderzoekers gesignaleerd (zie Dronkers, 1983b).

Statistisch-technisch gesproken zijn de schoolprestaties, als numerieke, goed schaalbare variabele, ook beter in staat de schoolloopbaan van leerlingen in het voortgezet onderwijs te ordenen dan de gebrekkige milieu-indicator die het beroep van de vader, met zijn vaak wisselende, nominale categorieën is.

We moeten dan echter niet veronachtzamen, dat in de schoolprestaties een zekere 'dosis sociaal milieu' is inbegrepen. Wanneer men van mening is, dat deze milieu-component in de schoolprestaties niet het resultaat is van vooraf gegeven verschillen in capaciteit tussen de diverse sociale milieu's, moet de nog bestaande achterstand van de lagere sociale strata vooral in het basisonderwijs worden gereduceerd. Welbewust is in de eerste paragraaf afstand genomen van de vraag naar de 'belangrijkste beïnvloedende factoren' in de schoolloopbaan. Aan het aanpassen van causale modellen of vergelijkbare bewerkingen dient naar onze mening een exploratieve researchfase zoals hier gerapporteerd vooraf te gaan. Enige bezinning op de toegepaste techniek en de daaraan ten grondslag liggende assumpties lijkt daarbij niet overbodig.

Onze bevindingen verschillen niet zo erg veel van wat eerdere onderzoekers concludeerden. Door het gebruik van niet-lineaire optimale schalingstechniek hebben we deze conclusies echter solide onderbouwd.

NOTEN

1. De herkomst van de TIB is nogal onduidelijk. Volgens sommige informanten betekent de afkorting: 'Test voor Intellectuele Begaafdheid', volgens anderen verwijst TIB naar het Twents Instituut voor Bedrijfskunde. Intensieve naspeuringen hebben niet meer opgeleverd dan dat de test wel eens opgenomen is geweest in een test-batterij, ontwikkeld voor het gebruik in ontwikkelingslanden en in 1977 gekozen is als vervanger van Raven's Progressive Matrices, omdat t.a.v. laatstgenoemde test problemen ontstonden over het auteursrecht.

- ². In het vervolg zullen we de variabelen en hun categorieën met de afkortingen in hoofdletters tussen haakjes aanduiden. We geven daar de voorkeur aan omdat het op de eerste plaats de formuleringen korter en overzichtelijker maakt. Ten tweede, en dat vinden we eigenlijk belangrijker, geeft het aan dat we te maken hebben met *indicatoren*, die vaak slechts gebrekkige representaties van de gebruikte concepten zijn.
- ³. De figuren voor ADV en KEUS vertonen een zeer grote gelijkenis. De adviezen voor het v.o. worden namelijk in het merendeel van de gevallen opgevolgd. Om het plaatsruimtebeslag enigszins te beperken zijn de figuren voor KEUS daarom weggelaten.
- ⁴. Hiervoor werd het programma PREHOM gebruikt dat niet-lineaire principale componenten analyse en multiple correspondentieanalyse combineert. Techniek en programma worden besproken in: P. Bekker, 'Relaties tussen varianten van niet-lineaire principale componenten analyse', Leiden, vakgroep M&T Psychologie (doctoraalscriptie), 1982.
- ⁵. Waarbij overigens aangetekend moet worden, dat met name de categorie LBO voor jongens en meisjes verschillende inhoudelijke betekenis heeft. Dergelijke verschillen verdwijnen in deze analyses uit het zicht, maar zijn vanzelfsprekend niet onbelangrijk.

LITERATUUR

- CBS, (1982a). 'Schoolkeuze en schoolloopbaan bij het voortgezet onderwijs. Cohort 1964/'65'. 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS, (1982b). 'Schoolloopbaan en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs. Deel 2: Cohort 1977, Schoolkeuze'. 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- Cochran, W.G., (1968). 'The Effectiveness of Adjustment by Subclassification in Removing Bias in Observational Studies'. *Biometrics*, 24, 295-313.
- Dronkers, J., (1983a). 'Klassen, beroepen en onderwijsprestaties', Vrij paper voor de Onderwijs Research Dagen 1983, Amsterdam.
- Dronkers, J., (1983b). 'De ontwikkeling van een model voor de analyse van schoolloopbanen in Nederland; terugblik en voorschouw', Paper voor het symposium-1983 van de Werkgemeenschap Verklarende Sociologie op 27 mei 1983.
- Goodman, L.A., (1979). 'Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories'. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 537-552.
- Goodman, L.A., (1981a). 'Association Models and the Bivariate Normal for Contingency Tables with Ordered Categories'. *Biometrika*, 68, 347-355.
- Goodman, L.A., (1981b). 'Association Models and Canonical Correlation in the Analysis of Cross-Classifications Having Ordered Categories'. *Journal of the American Statistical Association*, 76, 320-334.
- Groen, H.K., (1975). 'Leerlingen uit verschillende sociale milieu's hebben geen gelijke kansen'. In: J.L. Peschar (1978), 'Milieu, School, Beroep'. Groningen, Konstapel, (2e druk), (p. 188-190).
- Groot, A.D. de en Peet, A.A.J. van, (1975). 'Enkele kanttekeningen bij het proefschrift van J.L. Peschar (1978): Milieu, School en Beroep'. In: J.L. Peschar, 'Milieu, School, Beroep'. Groningen, Konstapel, (2e druk), (p. 184-187).
- Groot, A.D. de en Peet, A.A.J. van, (1978). 'Nogmaals de invloed van regressie-effecten'. In: J.L. Peschar (1978), 'Milieu, School, Beroep'. Groningen, Konstapel, (2e druk), (p. 201-205).
- Jong, U. de, Dronkers, J. en Saris, W.E., (1982). 'Veranderingen in schoolloopbanen tussen 1965 en 1977; ontwikkelingen in de Nederlandse samenleving en in haar onderwijs'. *Mens en Maatschappij*, 57, 26-54.

- Leeuw, J. de, Burg, E. van der, en Bettonvil, B., (1982). 'Vergelijking van VJTJ en SMVO met behulp van niet-lineaire multivariate technieken' Discussiestuk SISWO-overleggroep Longitudinaal school- en beroepsloopbaanonderzoek, Leiden.
- McKinlay, S.M., (1975). 'The Design and Analysis of the Observational Study. A Review'. *Journal of the American Statistical Association*, 70, 503-523.
- McKinlay, S.M., (1977). 'Pair-Matching-A Reappraisal of a Popular Technique'. *Biometrics*, 33, 725-735.
- Meester, A.C. en Leeuw, J. de, (1983). 'Intelligentie, sociaal milieu en de schoolloopbaan'. Leiden, Vakgroep Datatheorie, FSW/RUL.
- Peschar, J.L., (1975). 'Milieu, school, beroep'. Groningen, Tjeenk Willink, (diss.).
- Peschar, J.L., (1976). 'De invloed van regressie-effecten in het milieu-, school- en beroepsonderzoek. Een antwoord aan A.D. de Groot en A. van Peet'. In: J.L. Peschar (1978), 'Milieu, school, beroep'. Groningen, Konstapel, (2e druk), (p. 191-199).
- Peschar, J.L., (1978). 'Andermaal de invloed van regressie-effecten'. In: J.L. Peschar (1978), 'Milieu, school, beroep'. Groningen, Konstapel, (2e druk), (p. 206-208).
- Smulders, R., (1979). 'CBS-onderzoek: Schoolloopbaan en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs'. In: J.L. Peschar (red.), 'Van achteren naar voren', Den Haag.
- Vrooman, J.C. en Dronkers, J., (1984). 'Onderwijsselectie als concurrentie tussen maatschappelijke groepen'. Paper voor de Onderwijs Researchdagen 1984 te Tilburg. Amsterdam, SISWO.

Manuscript ontvangen 8-6-1984

Definitieve versie ontvangen 9-10-1984