

# Een schoolloopbaanmodel met IQ-variabelen voor zonen én vaders

J.L. Leijten, W.C. Ultee en P.A. Vroon\*

## Summary

*A pathmodel for the educational career including IQ-variables for fathers and sons*

*Omitting IQ-variables from a pathmodel for the educational career may result in overestimation of the environmental effects. This phenomenon is investigated with newly gathered data about 2847 father-son pairs which include measurements of father's occupational status, father's and son's educational level and father's and son's IQ. IQ was measured during testing for military service with a shortened version of the Raven Progressive Matrices-test. The results are that including the son's IQ in a model for the educational career can improve the model by avoiding the overestimation of environmental effects, while adding the father's IQ to the model does not affect the paths relevant to the educational career.*

## 1. Inleiding

Sinds een aantal jaren wordt in Nederland in de sociologie gewerkt aan de schatting van schoolloopbaanmodellen met behulp van causale modellen.<sup>1</sup> Opvallend is dat in deze modellen een aantal malen en ook in enkele recente modellen fenotypische<sup>2</sup> intelligentie als causale factor ontbreekt.<sup>3</sup> De factoren die in deze modellen primair de schoolloopbaan bepalen zijn milieuv variabelen zoals het beroepsniveau van de vader, het opleidingsniveau van de vader en de moeder en de gezinsgrootte. Dit houdt het gevaar in van een on-

\* Vakgroepen Psychonomie en Theorie en Methodologie van de Sociologie, RU Utrecht. De auteurs danken J. de Leeuw en A.C. Meester (RU Leiden) voor het berekenen van de correlatiematrix en het toetsen van het verschil tussen steekproef- en populatieverdeling voor de defensiedata en P. de Graaf, R. Luijckx en B. Smit (RU Utrecht) voor adviezen bij het gebruik van LISREL.

juiste specificatie van het model: wanneer in een padmodel een belangrijke causale factor, die gecorreleerd is met een of meer van de wel in het model opgenomen voorspellende variabelen, wordt weggelaten, leidt dit tot een overschatting van het effect van deze voorspellende variabelen.<sup>4</sup> In het geval van schoolloopbaanmodellen houdt dit het volgende in. Wanneer fenotypische intelligentie een belangrijke causale factor is voor de schoolloopbaan en gecorreleerd is met de milieuvariabelen in het model, leidt het ontbreken van fenotypische intelligentie tot een, mogelijk ernstige, overschatting van de milieu-invloeden.

Aangezien het niet onwaarschijnlijk is dat intelligentie een belangrijke causale factor is voor de schoolloopbaan en ook gecorreleerd is met de genoemde milieufactoren is het van belang het effect van deze variabele binnen een schoolloopbaanmodel te onderzoeken. Dit gebeurt in dit artikel met behulp van onlangs verzamelde gegevens over een aantal rekruten en hun vaders.<sup>5</sup> Deze data bevatten naast een beperkt aantal milieuvariabelen en schoolloopbaangegevens ook metingen van de fenotypische intelligentie. Het bijzondere van de hier benutte data is dat niet alleen het IQ van de zoon maar ook dat van de vader is gemeten.

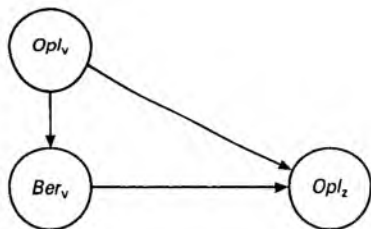
## 2. De data

Van 2847 vader-zoonparen zijn bekend:

- $I_v$  de score van de vader op de Raven-progressive-matrices-test, afgenomen tijdens zijn dienstplichtkeuring
- $I_z$  de score van de zoon op de Raven-test tijdens zijn dienstkeuring
- $Opl_v$  Het opleidingsniveau van de zoon ten tijde van de keuring
- $Ber_v$  Het beroepsniveau van de vader op het moment dat de zoon werd gekeurd

De rekruten zijn in het jaar 1982 gekeurd.

Omdat deze steekproef niet door aselechte trekking tot stand is gekomen werd de steekproef wat betreft de variabele  $I_z$  vergeleken met de totale populatie van rekruten die in dezelfde periode werden gekeurd. Daarbij bleek dat er in de steekproef een lichte onderrepresentatie van de lagere Raven-scores was. De afwijking tussen de populatieverdeling ( $n = 29\ 128$ ) en de steekproefverdeling werd op significantie getoetst. Dit leverde een  $\chi^2$  op van 69.6 bij veertig vrijheidsgraden. Deze  $\chi^2$  is significant, maar zeker niet groot. Al met al mogen we concluderen dat de steekproef niet ernstig afwijkt van de populatie.

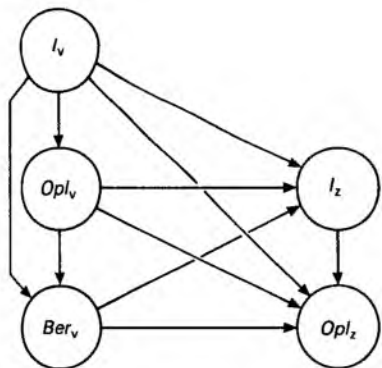


*Figuur 1. Basismodel met drie variabelen voor beide datasets*

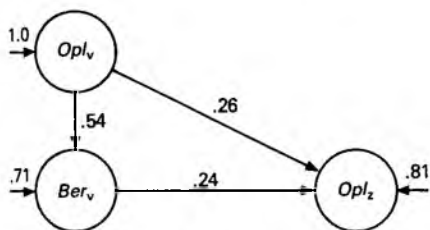
In dit artikel zullen we een vergelijking maken tussen deze data (voortaan: de defensiedata) en de van-jaar-tot-jaar-data voor jongens zoals die gepresenteerd zijn in Dronkers en Jungbluth (1979). Deze gegevens betreffen leerlingen die in 1964/1965 de zesde klas van de lagere school bezochten. Wanneer we ervan uitgaan dat de variabelen  $Opl_v$  en  $Opl_z$  in de defensiedata overeenkomen met respectievelijk 'onderwijsniveau vader' en 'bereikt niveau secundair onderwijs' in de van-jaar-tot-jaar-data, dan hebben deze twee datasets drie variabelen gemeen:  $Opl_v$ ,  $Ber_v$  en  $Opl_z$ . We beschikken nu over twee correlatiematrixes, nl. een met  $Opl_v$ ,  $Ber_v$  en  $Opl_z$  voor de van-jaar-tot-jaar-data en een met  $I_v$ ,  $Opl_v$ ,  $Ber_v$ ,  $I_z$  en  $Opl_z$  voor de defensiedata. Deze zullen we verder gebruiken om het belang van IQ-variabelen voor schoolloopbaanmodellen te onderzoeken.

### 3. Methode

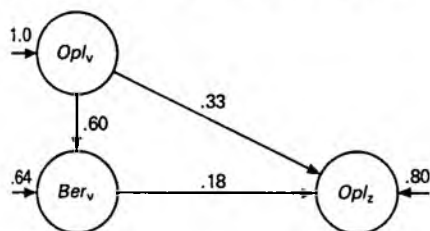
Eerst wordt voor beide datasets het model zoals te zien in figuur 1 geschat. Ook wordt nagegaan of voor dit model de defensiedata afwijken van de van-jaar-tot-jaar-data. Vervolgens wordt onderzocht welk effect het toevoegen van de variabelen  $I_v$  en  $I_z$  heeft op het schoolloopbaanmodel. Zie figuur 2 voor de basisvorm van het model met vijf variabelen. Bij het specificeren van het model zijn de pijlen op de gebruikelijke wijze getrokken. Ten slotte zullen de niet-significante effecten uit het model worden verwijderd en zullen de wijzigingen die het model ondergaat door het toevoegen van  $I_v$  en  $I_z$  op significantie worden getoetst. Voor het schatten van de coëfficiënten en het toetsen van de modellen wordt gebruik gemaakt van Lisrel IV. Voor het gebruik van Lisrel voor schoolloopbaanmodellen, zie Dronkers en Saris (1981).



Figuur 2. Basismodel met vijf variabelen voor de defensiedata



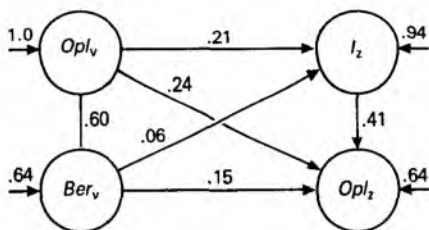
Figuur 3. Schattingen voor de van-jaar-tot-jaar-data



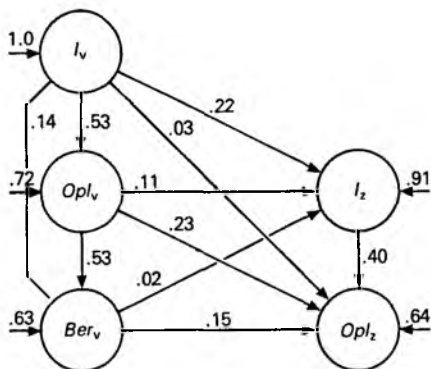
Figuur 4. Schattingen voor de defensiedata met de drie basisvariabelen

#### 4. Resultaten

Figuur 3 geeft het resultaat van de toepassing van het 'drie-variabelen-model' op de van-jaar-tot-jaar-data.<sup>6</sup> Figuur 4 laat het resultaat zien van de toepassing van hetzelfde model op de defensiedata. Aangezien de coëfficiënten voor beide steekproeven nogal lijken te verschillen, werd de hypothese getoetst dat de coëfficiënten in beide steekproeven gelijk zijn. Deze hypothe-



Figuur 5. Schattingen voor de defensiedata met de drie basisvariabelen plus  $I_z$

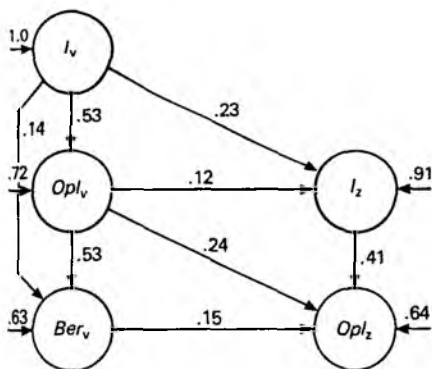


Figuur 6. Schattingen voor de defensiedata met alle vijf variabelen

se dient te worden verworpen ( $\chi^2 = 8.607$  bij drie vrijheidsgraden). Dit resultaat is niet onverwacht. Immers, de te analyseren gegevens over de recruter weken al af van de populatie van de recruten. Het patroon van de coëfficiënten is echter niet implausibel. In het onderstaande zullen dan ook de modellen met IQ-variabelen alleen worden vergeleken met het drie-variabelenmodel voor de defensiedata.

Het resultaat van het toevoegen van de variabele  $I_z$  is te zien in figuur 5. Vergeleken met het model in figuur 4 neemt de verklaarde variantie in  $Opl$  toe en nemen de ladingen van  $Opl_v$  en  $Ber_v$  op  $Opl_z$  af. Inderdaad worden zonder  $I_z$  de milieu-effecten overschat. Verder blijkt de lading van  $I_z$  op  $Opl$  groter dan de ladingen van  $Opl_v$  en  $Ber_v$  op  $Opl_z$ .

Wanneer ook de variabele  $I_v$  wordt toegevoegd levert dit schattingen op zoals weergegeven in figuur 6. Op grond van niet-significante  $t$ -waarden werden de paden  $I_v - Opl_z$  en  $Ber_v - I_z$  uit het model verwijderd. Het resultaat hiervan is te zien in figuur 7. Dit is het eenvoudigste model met een goede fit. Wanneer we dit model vergelijken met het model van figuur 5 zien we da



Figuur 7. Schattingen na toetsing voor de defensiedata met alle vijf variabelen na verwijderen van de niet-significante paden

het toevoegen van  $I_v$  de ladingen van  $Opl_v$  op  $Ber_v$  en  $I_z$  verlaagt en dat de verklaarde varianties van  $Ber_v$  en  $I_z$  slechts in zeer geringe mate verhoogd worden. Op de paden van de milieuvariabelen naar  $Opl_z$  heeft het toevoegen van  $I_v$  geen invloed.

Omdat we vooral geïnteresseerd zijn in de vraag hoe de ladingen  $Opl_v - Opl_z$  en  $Ber_v - Opl_v$  veranderen door het toevoegen van de IQ-variabelen, werden de verschillen die voor deze paden optreden tussen figuur 4 en figuur 7 op significantie getoetst.<sup>8</sup> Dit leverde voor het pad  $Opl_v - Opl_z$  een  $\chi^2$  op van 19.15 en voor het pad  $Ber_v - Opl_z$  een  $\chi^2$  van 1.47, beide bij één vrijheidsgraad. Alleen de eerste toets is significant.

## 5. Conclusie

Het toevoegen van de variabele 'fenotypische intelligentie van de leerling' aan een schoolloopbaanmodel leidt tot verbetering van het model. De verklaarde variantie van de variabele 'bereikt onderwijsniveau' neemt toe en overschatting van de milieu-effecten op deze variabele wordt vermeden, zij het dat dit alleen voor het pad  $Opl_v - Opl_z$  tot een significant verschil leidt. Door het toevoegen van de variabele 'fenotypische intelligentie van de vader' wordt een overschatting van het effect  $Opl_v - I_z$  vermeden. De verklaarde varianties nemen niet of niet noemenswaardig toe. Opvallend is dat het toevoegen van  $I_v$  geen invloed heeft op de voor schoolloopbaanmodellen relevante paden.

Hoewel de steekproef waarvan de gegevens zijn geanalyseerd afweek van

de populatie, is er geen reden om aan te nemen dat deze conclusies anders zouden luiden als alle gegevens voor de hele populatie beschikbaar zouden zijn.

## Noten

1. Zie hiervoor bijvoorbeeld Dronkers en Jungbluth (1979) en Dronkers en Saris (1981).
2. Met fenotypische intelligentie wordt bedoeld de manifeste intelligentie zoals die bijvoorbeeld met een IQ-test wordt gemeten. Deze term wordt gebruikt om deze te onderscheiden van de zogenaamde genotypische intelligentie, die vaak ook in padmodellen voorkomt.
3. Zo ontbreken IQ-variabelen in Dronkers en Jungbluth (1979), Dronkers en Saris (1981), De Jong, Dronkers en Saris (1982), Bakker, Dronkers en Schijf (1982) en Meesters, Dronkers en Schijf (1983). (Overigens komt in deze artikelen wel in een of andere vorm de variabele 'prestatiescore LO' voor. Het is niet duidelijk in hoeverre deze overlapt met IQ en daardoor ook overschatting van milieu-effecten kan verminderen.) IQ-scores komen wel voor in Pesar (1975). Dit werd echter bekritiseerd wegens matching van IQ-scores. Ook ging het Pesar er veeleer om het effect van milieu onafhankelijk van intelligentie vast te stellen en niet het relatieve effect van milieu en intelligentie te schatten.
4. Zie Jöreskog en Sörbom (1979), p. viii.
5. Voor informatie over de samenstelling en het tot stand komen van deze data, zie Leijten (1984). Een gedeelte van deze data werd eerder gebruikt in Meester en De Leeuw (1984).
6. Voor alle in dit artikel gepresenteerde Lisrel-schattingen geldt dat het gaat om de 'standardized solution'. De modellen bevatten proporties onverklaarde variantie (en dus niet de wortels daarvan) en padcoëfficiënten.
7. Deze  $\chi^2$  is een onderschatting van de werkelijke waarde. Dit is altijd het geval wanneer deze niet over de covariantie- maar over de correlatiematrix wordt berekend.
8. Dit gebeurde door de waarden voor de paden in figuur 4 in te persen in figuur 7.

## Literatuur

- Bakker, B., J. Dronkers, H. Schijf, Veranderingen in individuele schoolloopbanen tussen 1959 en 1977 in de stad Groningen. *Mens en Maatschappij*, 57, 1982.
- Dronkers, J., M. Jungbluth, Schoolloopbaan en geslacht. *Amsterdams Sociologisch Tijdschrift*, 6, mei 1979.
- Dronkers, J., W.E. Saris, Een beter schoolloopbaanmodel?. *Mens en Maatschappij*, 56, 1981.
- Jong, U. de, J. Dronkers, W. Saris, Veranderingen in de schoolloopbanen tussen 1965 en 1977: ontwikkelingen in de Nederlandse samenleving en haar onderwijs. *Mens en Maatschappij* 57, 1982.
- Jöreskog, K., D. Sörbom, *Advances in factor analysis and structural equation models*. Cambridge, Mass., 1979.
- Leeuw, J. de, Nonlinear principal component analysis. In: H. Caussinus e.a. (ed.), *Comstat 1982*. Wenen: Physika Verlag, 1982.
- Leijten, J.L., Onderzoeksverslag. (Ongepubliceerde doctoraalscriptie, te verkrijgen bij Vakgroep Psychonomie RU Utrecht, Heidelberglaan 2, 3508 TC Utrecht.)
- Meester, A.C., J. de Leeuw, Over het intelligentieonderzoek bij de militaire keuringen vanaf 1925 tot heden. *Mens en Maatschappij*, 59, 1984.

Meesters, M., J. Dronkers, H. Schijf, Veranderende onderwijskansen? Een derde voorbeeld en afrondende conclusies. *Mens en Maatschappij*, 58, 1983.

Peschar, J., *Milieu school beroep*. Groningen: H.D. Tjeenk Willink, 1975.

#### Appendix

*Van-jaar-tot-jaar-data voor jongens (n = 924)*

	Correlaties	$\bar{X}$	SD
<i>Opl<sub>v</sub></i>	1.0	2.4536	1.7323
<i>Ber<sub>v</sub></i>	.54 1.0	3.5100	1.9855
<i>Opl<sub>z</sub></i>	.39 .38 1.0	6.8442	2.6033

*Defensiedata (n = 2847)*

	Correlaties
<i>I<sub>v</sub></i>	1.0
<i>Opl<sub>v</sub></i>	.53 1.0
<i>Ber<sub>v</sub></i>	.42 .60 1.0
<i>I<sub>z</sub></i>	.29 .24 .18 1.0
<i>Opl<sub>z</sub></i>	.33 .43 .37 .49 1.0

De correlatiematrix voor de defensie-data werd berekend met behulp van Prehom. Dientengevolge is voor alle variabelen  $\bar{X}$  gelijk aan 0 en SD gelijk aan 1. In het algemeen is het mogelijk dat door Prehom categorieën worden omgewisseld teneinde de correlatiematrix te optimaliseren. Dat is in dit geval niet gebeurd. Voor het gebruik van Prehom, zie De Leeuw (1982).



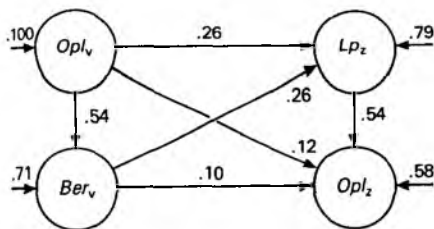
# Intelligentie of leerprestatie?

J. Dronkers en J.L. Peschar

Het hiervoor afgedrukte artikel van Leyten, Ultee en Vroon, waarin een causaal model met gemeten IQ-variabelen van zonen én vaders wordt gepresenteerd, beschouwen wij als een grote stap vooruit. Toch hebben wij behoefte om enig aanvullend commentaar te leveren teneinde te voorkomen dat foutieve conclusies uit dit artikel getrokken zouden worden.

Het eerste commentaar heeft betrekking op het door hen terecht gesignaleerde gevaar van onjuiste resultaten, wanneer in een causaal model een belangrijke factor ontbreekt. Intelligentie kan zo'n belangrijke factor zijn. De auteurs vinden dan ook belangrijke veranderingen in de effecten van het ouderlijk milieu, wanneer zij in hun figuur 5 de gemeten intelligentie van de zoon introduceren en deze effecten vergelijken met hun figuur 3, waarin deze intelligentievariabele ontbreekt. Figuur 3 is, gezien de huidige stand van het schoolloopbaanonderzoek, echter geen goede vergelijkingsmaatstaf. Zoals de auteurs in hun noot 3 reeds opmerken, wordt in het schoolloopbaanonderzoek vaak de variabele 'leerprestaties' gebruikt. Dit is meestal de totaal score op een taal- en rekentoets, afgenomen aan het eind van de lagere school. Als men wil weten of in het huidige schoolloopbaanonderzoek de milieu-effecten overschat zijn, moet men de resultaten van figuur 5 vergelijken met een model waarbij in plaats van de variabele 'gemeten intelligentie van de zoon' de variabele 'leerprestaties' is gebruikt. In onze figuur 1 is, met dezelfde van-jaar-tot-jaar-data die Leyten, Ultee en Vroon gebruiken maar waaraan de variabele 'leerprestaties' ( $Lp$ ) is toegevoegd<sup>1</sup>, figuur 5 gerepliceerd.

Vergelijken wij nu onze figuur 1 met figuur 5 van Leyten, Ultee en Vroon, dan zien wij dat door het gebruik van de variabele 'leerprestaties' in plaats van 'gemeten intelligentie' de directe milieu-effecten zeker niet overschat worden. De effecten van  $Opl_v$  en  $Ber_v$  op  $Opl_z$  zijn binnen ons schoolloopbaanmodel zelfs geringer dan in figuur 5. Het effect van  $Ip_z$  op  $Opl_z$  is bovendien groter dan de lading van  $I_z$  op  $Opl_z$ . Daarom stemmen wij met Leyten, Ultee en Vroon in, als zij stellen dat schoolloopbaanmodellen zonder een of andere meting van manifeste intelligentie (hetzij in de vorm van een IQ-test, hetzij in de vorm van een leerprestatietest) tot een overschatting van de milieu-effecten leiden. Wij menen echter dat deze overschatting in het huidige schoolloopbaanonderzoek niet optreedt, omdat daarin bijna altijd de variabele 'leerprestaties' is opgenomen.



Figuur 1. Schattingen voor de van-jaar-tot-jaar-data met de drie basisvariabelen plus leerprestaties van de zoon ( $Lp_z$ )

Ons tweede aanvullende commentaar heeft betrekking op de door hen gebruikte IQ-meting. Bij de rekruten vindt die plaats op achttienjarige leeftijd, wanneer het overgrote deel van hen de schoolloopbaan heeft voltooid. Wij weten uit onderzoek (bijv. Husén, 1951; Meijnen, 1982, 311 e.v.) dat de hoogte van IQ-scores mede wordt beïnvloed door de afgelegde schoolloopbaan.<sup>2</sup> Dat betekent dat de hoogte van het gemeten IQ op achttienjarige leeftijd mede afhankelijk is van het gevolgde onderwijs. Met andere woorden: de correlatie tussen gemeten IQ op achttienjarige leeftijd en de gevolgde opleiding kan daardoor hoger uitvallen dan de correlatie tussen bijv. IQ op twaalfjarige leeftijd en gevolgde opleiding. Indien wij aannemen dat het niveau van de gevolgde opleiding alvast ook gedeeltelijk samenhangt met het ouderlijk milieu (zoals dat gemeten is met het beroepsniveau en het opleidingsniveau van de vader), betekent dit ook dat de correlatie tussen de twee IQ-metingen én de correlaties van deze IQ-variabelen met de andere variabelen, die Leyten, Ultee en Vroon gebruiken, enigszins overschat kunnen zijn.

Dit betekent niet dat de door hen gepresenteerde resultaten foutief of onjuist zijn. Het betekent alleen dat bij hen de effecten  $I_v - I_z$ ,  $Opl_v - I_z$  en  $I_z - Opl_z$  enigszins te hoog kunnen zijn uitgevallen.

Onze algemene conclusie naar aanleiding van het artikel van Leyten, Ultee en Vroon is daarom dat hun introductie van de variabelen 'intelligentie vader en zoon' een belangrijke aanvulling op het huidige schoolloopbaanonderzoek is, maar dat dit niet tot geheel andere schattingen van de milieu-effecten behoeft te leiden.

## Noten

1. De correlaties zijn ook ontleend aan Dronkers en Jungbluth (1979). De correlaties van de variabele leerprestaties ( $Lp_z$ ) met  $Opl_v$ ,  $Ber_v$  en  $Opl_z$  zijn resp. .40, .40 en .63.
2. Op dit punt is in Zweden een verhitte discussie gevoerd; zie voor meer informatie Husén (1951). Een soortgelijk probleem kwam aan de orde bij een onderzoek voor Van Meerem en Van Peet, zie daarvoor Peschar (1976).

## Literatuur

- Dronkers, J., M. Jungbluth, Schoolloopbaan en geslacht. *Amsterdams Sociologisch Tijdschrift*, 6, mei 1979.
- Husén, T., The influence of schooling upon IQ. *Theoria*, 17, 1951, 61-68.
- Peschar, J., Enige kanttekeningen bij Van Meerem en Van Peets' 'Intellectuele reserve als gelijkheid van kans': In: *Congresboek Onderwijs Research Dagen 1976*, p. 307-308, Groningen.
- Meijnen, G.W., *Schoolloopbanen in het lager onderwijs*. Groningen: Sociologisch Instituut, 1982.