

De voorsprong van meisjes aan het begin van de schoolloopbaan in het voortgezet onderwijs

Paul W.J. Hustinx

1 Inleiding

Uit vergelijkend onderzoek naar de schoolloopbanen van verschillende naoorlogse cohorten blijkt dat een van de meest in het oog springende veranderingen de sekseverschillen bij de overgang naar het voortgezet onderwijs betreft. Was eind jaren vijftig en begin jaren zestig nog sprake van een achterstand van meisjes in prestaties, advies en schoolkeuze, bij recentere cohorten vanaf eind jaren zeventig blijkt dit sekseverschil geheel verdwenen te zijn (Bakker en Schouten 1992; Dronkers 1992; Faasse et al. 1986; Meesters et al. 1983). Over de verklaring hiervoor wordt tot op heden nog steeds getwist. Feit is dat het inhaaleffect reeds vóór de tweede feministische golf heeft plaatsgevonden. Maar ook voor de hand liggende verklaringen als zou het een gevolg zijn van de Mammoetwet of het afschaffen van sekse-specifieke schooltypen als de mms blijken niet te worden ondersteund door de cijfers (Dronkers 1991).

Bij recente cohorten wordt soms alleen de afwezigheid van sekseverschillen geconstateerd (o.a. Bosker 1990; Van der Velden 1991), maar veel studies spreken ook zelfs voorzichtig van een behaalde voorsprong van meisjes (Bakker en Schouten 1992; Blok en Saris 1980; Buegel 1991; Dronkers 1992; Faasse et al. 1986; Meesters et al. 1983; Mulder 1991). In de meeste publikaties wordt echter niet bijster veel aandacht aan deze voorsprong besteed. Het fenomeen wordt meestal maar kort genoemd met de expliciete vermelding dat het slechts om een klein effect gaat. Voorts wordt het belang van de bevinding vaak onmiddellijk weggeredeneerd door een verwijzing naar de achterstand die meisjes later opdoen als ze hun vakkenpakket moeten kiezen. Als het om verklaringen gaat, wordt er hooguit ingegaan op het inhalen van de achterstand, maar niet op de voorsprong.

We zullen nu enkele van dergelijke voorzichtige omschrijvingen van de gevonden voorsprong de revue laten passeren. Meesters et al. (1983) vonden bij het Brabantse deel van het SMVO-cohort (het CBS-cohort dat in 1977 naar het voortgezet onderwijs ging) een 'kleine' of 'lichte' voorsprong op prestaties van meisjes aan het eind van de lagere school, die doorwerkt op het advies en de schoolkeuze. Faasse et al. (1986) vonden bij dezelfde groep¹ vijf jaar na het betreden van het secundair

onderwijs nog steeds een 'lichte' voorsprong van meisjes in het toen bereikte onderwijsniveau. Zij wijzen er hierbij echter direct op dat jongens 'mogelijk' zwaardere pakketten hebben gekozen. Blok en Saris (1980) vonden een 'kleine' directe invloed van sekse op het advies in het voordeel van meisjes onafhankelijk van de schoolprestaties, en constateerden tevens dat de plaatsing bij meisjes dientengevolge 'iets' kansrijker uitvalt. Volgens Dronkers (1992) hebben meisjes hun aanvankelijke achterstand bij advies en keuze nu 'gedeeltelijk' omgezet in een voorsprong. In een aparte studie naar oorzaken van de verbeterde loopbanen van meisjes (Dronkers 1991) gaat dezelfde auteur echter uitsluitend uit van een ingehaalde achterstand en niet van een voorsprong. Bakker en Schouten (1992) ten slotte komen evenals Faasse et al. (1986) direct na de constatering van een voorsprong met de relativisering van een minder kansrijke vakkenpakket-keuze.

Tot zover enkele voorbeelden van voorzichtige omschrijvingen van de voorsprong van meisjes. In tegenstelling tot de studies die in het algemeen van een voorsprong spreken, beschouwt het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) in twee verschillende cohort-analyses (CBS 1988 en 1991) alleen de sekseverschillen bij lbo en mavo op advies en keuze als betekenisvol. Meisjes kiezen vaker voor de mavo en jongens vaker voor het lbo. Ook Jansen (1981) noemt alleen het verschil in keuze tussen deze twee schooltypen als een typerend onderscheid tussen jongens en meisjes bij de schoolkeuze.

Mulder (1991) is de enige die iets dieper op de materie ingaat. Zij constateert dat meisjes vergeleken met jongens een hoger advies krijgen bij gelijke prestaties, en dat zij tevens ten opzichte van dat hogere advies weer hoger kiezen dan jongens.

Aangezien de voorsprong van meisjes steeds zo summier en in voorzichtige bewoordingen ter sprake komt, maar tegelijkertijd wel in meerdere studies wordt gevonden, willen we in dit artikel deze kwestie eens als hoofdthema aan de orde stellen.

Een verdere aanleiding tot deze studie is gelegen in het feit dat de gangbare methode in dit onderzoeksveld, namelijk het werken met padmodellen en regressiecoëfficiënten vele vragen openlaat. Deze methode heeft immers naast vele voordelen ook de beperking dat veel informatie aan het zicht onttrokken wordt. Wat we ons precies moeten voorstellen bij zo'n regressiecoëfficiënt blijft vaak onduidelijk. Een zelfde regressiecoëfficiënt kan op vele manieren geïnterpreteerd worden. Een sekse-effect in het voordeel van meisjes zou in principe volledig verklaard kunnen worden door het gegeven dat meisjes vaker mavo kiezen en jongens vaker lbo, terwijl er in de hogere regionen van de schooltypenladder geen sekseverschillen meer hoeven te zijn. Het kan ook betekenen dat meisjes het over de hele ladder beter doen, dat wil zeggen dat het meisje-zijn ongeacht de relatieve positie op de fictieve capaciteitschaal de kans op een hoger advies of een hogere schoolkeuze vergroot.

Theoretisch willen we bij de bestudering van de sekse-effecten aanknopen bij Boudon (1974). Deze laat zien dat bij de keuze van het type voortgezet onderwijs

zogeheten secundaire effecten van sociaal milieu spelen, dat wil zeggen dat het sociaal milieu los van de capaciteiten van een kind nog een extra invloed op de schoolkeuze heeft. Dit terwijl verschillen in capaciteiten ook al deels zijn terug te voeren op het sociaal milieu vanwege verschillen in intellectuele stimulering in de vroege kinderjaren (het primair milieu-effect). Bij het secundair effect gaat het er dus om dat verschillende groepen kinderen in hun schoolloopbaan verschillende keuzes maken die niet noodzakelijk op de al aanwezige verschillen tussen deze groepen zijn terug te voeren.

Analoog aan deze terminologie aangaande milieu-effecten zou er voor sekseverschillen bij de keuze van het type voortgezet onderwijs gesproken kunnen worden van 'secundaire sekse-effecten' (waarbij sekseverschillen in vaardigheden ten gevolge van socialisatie in de vroege kinderjaren en eventuele biologische verschillen het primaire sekse-effect zouden zijn).

De momenten in de loopbaan waarop secundaire effecten hun werking kunnen doen gelden, noemt Boudon breekpunten. De overgang naar het secundair onderwijs is alleen al daarom zo'n cruciaal moment, omdat er hierbij meerdere van zulke breekpunten zijn te onderscheiden. Dit is het best te illustreren aan de hand van de inwerking van de variabele sociaal milieu. Het begint al bij het advies. Hierbij blijkt namelijk onafhankelijk van de prestaties van de leerling (CBS 1982; Dronkers 1986) of het op 6-jarige leeftijd gemeten IQ (Bosker 1990) het milieu van herkomst van betekenis te zijn. Vervolgens speelt het sociaal milieu opnieuw een rol bij de keuze van een eerste schooltype of een type gemengde brugklas (Bosker 1990; CBS 1982; Mulder 1991; Peschar 1983). Ten slotte kan ook de keuze voor het eerste categoriale schooltype na een gemengde brugklas nog als een apart breekpunt worden beschouwd.

Bovenstaande overwegingen brengen ons tot de volgende vraagstellingen: Wat heeft de in vele studies slechts voorzichtig genoemde voorsprong van meisjes bij de overgang naar het voortgezet onderwijs precies te betekenen? Is dit slechts een verwaarloosbaar klein effect of moet het als een belangrijk gegeven worden beschouwd? Waar is de voorsprong het sterkst, bij het advies, de eerste schoolkeuze of het uiteindelijke gekozen type onderwijs na de brugklas? Bij welk breekpunt zijn de grootste secundaire effecten te onderscheiden? Speelt de voorsprong zich over de hele schooltypenladder gespreid even sterk af (dat wil zeggen: is de kans dat meisjes vaker dan jongens mavo boven lbo verkiezen even groot als bij voorbeeld de kans vwo boven havo te verkiezen?) en geldt deze in gelijke mate voor kinderen uit hoog en laag milieu? Sommige studies (CBS 1988 en 1991; Jansen 1981) suggereren dat het sekseverschil vooral onder in de ladder geconcentreerd zit; als er gekozen moet worden tussen lbo en mavo kiezen jongens vaker voor een beroepsopleiding (lbo) en meisjes vaker voor algemene vorming (mavo). Aangezien deze schooltypen vooral door kinderen uit lagere milieus bezocht worden, zou dit betekenen dat de voorsprong vooral bij de lagere milieus gezocht moet worden. Hiertegenover staat dat

Faasse et al. (1986) de voorsprong ook vonden bij de best-presterende helft van het SMVO-cohort. Bij het Groningen-cohort (Bosker et al. 1985; Van der Velden 1991) bleek de voorsprong in keuze ten opzichte van het advies bovendien zelfs uitsluitend bij de hogere milieugroepen voor te komen.

Een volgende vraag heeft betrekking op de interpretatie van secundaire effecten. Wat betekent bij voorbeeld een secundair effect in het voordeel van meisjes? Het kan betekenen dat meisjes een opwaartse beweging maken en jongens gelijk blijven, maar ook dat meisjes gelijk blijven en jongens dalen. Ook is het mogelijk dat beide seksen stijgen of dalen, maar dat meisjes net wat meer stijgen of wat minder dalen.

Alvorens de vraag naar de precieze betekenis en reikwijdte van de sekse-effecten te kunnen beantwoorden, moeten we echter eerst de omvang van de effecten zelf kennen. Daarom zullen we vooraf de verschillende sekse-effecten op de chronologische reeks afhankelijke variabelen (advies, eerste schoolkeuze en huidig schooltype als maat voor het uiteindelijk gekozen schooltype) op de conventionele manier met een modelmatige analyse in kaart brengen. Om een totaalindruk te geven van de inwerkende secundaire effecten, zal ook het milieu-effect hierbij worden meegenomen.

2 Methode

Steekproef. Uitgangspunt voor dit onderzoek vormt de zogeheten Wendingen In de Levensloop (WIL)-steekproef. Dit is een steekproef van 2.918 Nederlandse jongeren in de leeftijd van 12 tot 24 jaar, die in het najaar van 1991 voor de eerste keer over een groot aantal onderwerpen zijn ondervraagd (Meeus en 't Hart 1993).

In de voorliggende studie hebben wij hieruit alleen de subgroep van de 12- tot en met 17-jarigen gebruikt. Deze bestaat uit 1.500 jongeren waarvan 718 jongens en 782 meisjes.²

Er zijn vier redenen om ons tot de jongste helft van de steekproef te beperken, namelijk:

- Retrospectiviteit: de vraagstelling betreft gebeurtenissen die op ongeveer 12-jarige leeftijd hebben plaatsgevonden. Voor de 24-jarigen is dit dus al 12 jaar geleden. De groep 12-17-jarigen komt globaal overeen met de groep die nog in het secundair onderwijs zit en die zich daarom naar verwachting de overgang naar dit type onderwijs redelijk nauwkeurig zal kunnen herinneren.
- Representativiteit: de steekproef van de 12-17-jarigen kan gezien worden als representatief voor de Nederlandse jeugd van die leeftijd ('t Hart 1992a, b, c en d; Meeus en 't Hart 1993).³ Voor de substeekproef van de 18-24-jarigen geldt dit in mindere mate wegens een ondervertegenwoordiging van uitwonende jongeren. Dit maakt een gedegen kwantitatieve analyse van de schoolkeuze bij deze groep onbetrouwbaar.
- Actualiteit: wij willen zo veel mogelijk actuele gegevens presenteren. Voor de

groep 18-24-jarigen is het schoolkeuzeproces te lang geleden om nog van toepassing te zijn op de huidige situatie.

- Afwezigheid van achtergrondkenmerken van het gezin bij veel uitwonende 18-24-jarigen.

Bij een groot deel van de analyses zullen de huidige brugklassers worden weggelaten om het gevolgde onderwijs na de brugklas bij de analyse te kunnen betrekken. In die gevallen resteren 1.276 jongeren (599 jongens en 677 meisjes).

Onafhankelijke variabelen. De onafhankelijke variabelen zijn sekse en sociaal milieu. Bij sekse hebben jongens de code '1' gekregen en meisjes de code '2'. Dit betekent dat een positief verband van een bepaalde variabele met sekse geïnterpreteerd moet worden als een hogere score van meisjes op die variabele. Voor de variabele 'sociaal milieu' is de oude versie van de 5-punts-sociale-klasse-indeling gebruikt zoals die gehanteerd wordt door vrijwel alle onderzoeksbureaus (VMO 1991). Deze indeling is gebaseerd op een kruising tussen opleiding en beroep van de hoofdkostwinner, waarbij de hoogste categorie (A) academici en mensen werkzaam in de hoogste functies omvat en de onderste categorie (D) ongeschoolde arbeiders met alleen lagere school betreft. De overige categorieën (B1, B2 en C) liggen hier qua opleiding en beroepsniveau tussenin.

Afhankelijke variabelen. De afhankelijke variabelen zijn zelfrapportage-gegevens met betrekking tot het schooladvies gegeven door de lagere school, de eerste schoolkeuze direct na de lagere school (vaak een gemengde brugklas) en het huidig schooltype. De laatste variabele kan als maat beschouwd worden voor het uiteindelijk gevolgde type vervolgonderwijs. Daar de leeftijden van de jongeren uiteenlopen van 12 tot 17 jaar heeft deze variabele voor de verschillende leeftijdsgroepen een verschillende betekenis. Bij de analyse zal hiermee rekening worden gehouden.

Alle drie de afhankelijke variabelen zijn geschaald op de volgende 7-punts-antwoordschaal: 1) lbo 2) lbo/mavo 3) mavo (en mbo) 4) mavo/havo 5) havo (en hbo) 6) havo/vwo 7) vwo (en wo). Een gecombineerde brugklas mavo/havo/vwo is gescoord op het gemiddelde niveau, namelijk havo. Bij het huidig schooltype zijn de tertiaire opleidingen mbo, hbo en wo gescoord op hetzelfde niveau als de secundaire opleidingen waarop zij aansluiting hebben, respectievelijk mavo, havo en vwo. De onderliggende schaal is dus eigenlijk een onderverdeling in lager, middelbaar, hoger en wetenschappelijk niveau. Het onderscheid tussen secundair en tertiair is leeftijdsafhankelijk en wordt hier buiten beschouwing gelaten om gebeurtenissen op verschillende leeftijden met elkaar te kunnen vergelijken.

Analyses. De analyses zijn op te splitsen in twee delen. In het eerste deel zullen we een modelmatige analyse uitvoeren met behulp van het programma LISREL 8 (Jöreskog en Sörbom 1989 en 1993). Hiermee willen we de (al dan niet secundaire)

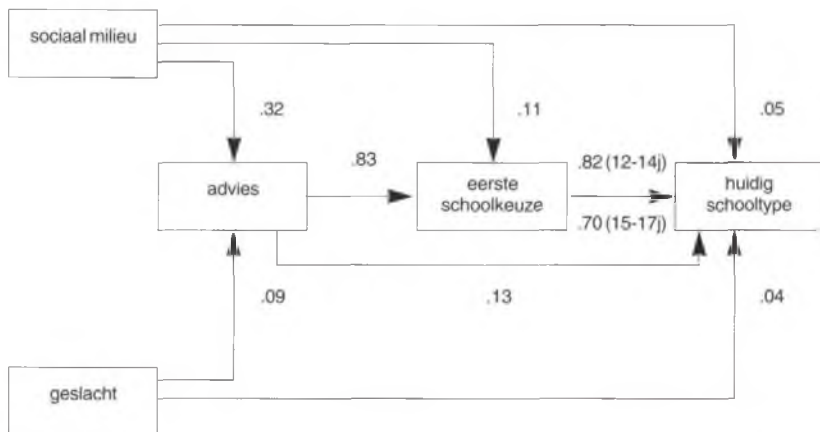
effecten van sekse en sociaal milieu op de chronologische reeks afhankelijke variabelen (advies, eerste schoolkeuze en huidig schooltype) vaststellen. Om na te gaan of de sekse-effecten milieu-afhankelijk zijn, zullen we deze invloeden ook voor hoog en laag milieu afzonderlijk schatten. In het tweede deel willen we nader onderzoeken hoe de betreffende effecten precies geïnterpreteerd moeten worden. Door voor alle drie de afhankelijke variabelen tabellen met cumulatieve percentages jongens en meisjes voor ieder schoolniveau op te stellen, kunnen we zien of de voorsprong van meisjes gelijk over de gehele schooltypenladder verdeeld is, of dat deze in een bepaald deel geconcentreerd zit. Voorts zullen we voor de secundaire sekse-effecten nagaan welke sekse zich precies in welke richting beweegt. De significantie van de beweging alsmede van het verschil in beweging tussen de seksen kan worden vastgesteld met t-toetsen.

3 Resultaten

Modelmatige analyse: Figuur 1 geeft in een model weer hoe groot de effecten zijn van sekse en milieu op het advies, de eerste keuze ten opzichte van het advies en het huidig schooltype ten opzichte van de eerste keuze. De weergegeven coëfficiënten zijn gestandaardiseerde regressieparameters. Het model is berekend met behulp van het programma LISREL 8. Aangezien de variabele 'huidig schooltype' een verschillende betekenis heeft voor verschillende leeftijdsgroepen, was een zogeheten multi-group-analyse noodzakelijk. Dit houdt in dat er voor verschillende subgroepen aparte correlatiematrices worden ingevoerd en zo bekeken kan worden welke verbanden gelijk dan wel verschillend zijn voor beide groepen. In dit geval hoefde slechts een tweetal voor onze vraagstelling minder relevante parameters (het effect van de eerste schoolkeuze op het huidig schooltype en de onverklaarde variantie van het huidig schooltype) verschillend gesteld te worden voor de twee leeftijdssubgroepen. De niet-significante χ^2 alsmede de hoge goodness of fit (.998) geeft aan dat het weergegeven model de data voor beide subgroepen goed voorspelt.

Het model brengt behalve milieu-effecten ook duidelijke sekse-effecten aan het licht. Zowel aan het begin van de door ons onderzochte reeks variabelen⁴ als bij het huidige schooltype vergeleken met het eerstgekozen schooltype is er voor beide leeftijdsgroepen sprake van een significante invloed van sekse en wel in het voordeel van meisjes (daar jongens als '1' en meisjes als '2' zijn gecodeerd duidt een positieve parameter op een voordeel van meisjes). Bij keuze ten opzichte van het advies wordt geen significant secundair sekse-effect gevonden, al blijkt de richting van dit effect voor beide leeftijdsgroepen ook in het voordeel van meisjes te liggen. En dit laatste brengt ons bij het meest opmerkelijke van onze resultaten. Zoals tabel 1 laat zien blijkt dat *alle* effecten van sekse, rechtstreeks of secundair, significant of niet significant (bij voorbeeld de secundaire effecten op keuze ten opzichte van advies), bij hoog of laag milieu, bij 12-14 of 15-17 jaar een voorsprong van meisjes te zien geven.

Figuur 1: Multigroep-LISREL-analyse met als ingevoerde groepen: 12-14-jarige niet-brugklassers (N = 389) en 15-17-jarigen (N = 828) (het groepsverschil is ingevoerd omdat de betekenis van de variabele huidig schooltype leeftijdsafhankelijk is; bij de regressiecoëfficiënt (bèta) van de eerste keuze op het huidig schooltype alsmede de residuele variantie (psi) van het huidig schooltype was om deze reden het invoeren van een groepsverschil noodzakelijk

Chi² = 13.35

df = 11

p = .27

goodness of fit = .998

N = 1215

Tabel 1: Afzonderlijke sekseparameters bij een vergelijkbaar model als weergegeven in figuur 1, maar dan voor alle subgroepen naar leeftijd en sociaal milieu afzonderlijk. Zowel de significante als de niet-significante parameters zijn weergegeven

	Advies	Eerste keuze	Huidig schooltype
12-14 jaar	.088*	.023	.039*
hoog milieu	.112*	.017	.040
laag milieu	.060	.026	.038
15-17 jaar	.082**	.004	.046*
hoog milieu	.034	.006	.067**
laag milieu	.158**	.011	.023

* = $p \leq .05$ ** = $p \leq .01$ (eenzijdig getoetst)

De parameters mogen dan misschien niet zo hoog zijn, het is vooral deze consistentie over verschillende typen subgroepen en vanuit verschillende invalshoeken die het effect overtuigend maakt. Verder moet hierbij gezegd worden dat hier ook geen

al te grootschalige sekse-effecten verwacht kunnen worden. Het is nu eenmaal niet zo dat meisjes massaal voor de hogere schooltypen kiezen en jongens massaal voor lagere schooltypen. Het verschil zit eerder in een grotere kans van meisjes om een half schooltype hoger uit te komen (dit is één schaalpunt verschil op de 7-puntsschaal van schooltypen). Het is er hier vooral om te doen om zulke kleine maar systematische verschillen bloot te leggen.

Tevens moet de kanttekening worden geplaatst dat deze voorsprong van meisjes alleen binnen de restricties van de hier onderzochte leeftijdscategorieën geïnterpreteerd moet worden. Boven de 18 jaar blijkt er immers een grote inhaalmanoeuvre van jongens in de hogere regionen van het onderwijsbestel plaats te vinden (De Goede en Hustinx 1993; De Waal 1989).

Tot zover de behandeling van de sekseverschillen met behulp van de regressiemethode. In de volgende paragraaf zullen we met behulp van een aantal andere methoden proberen meer zicht te krijgen op de interpretatie van deze effecten.

Concrete betekenis van de sekse-effecten. Wat betekenen deze gevonden sekse-effecten nu concreet? In deze paragraaf zullen we de reikwijdte van de sekse-effecten over de schooltypenladder onderzoeken alsmede nagaan hoe het significante secundaire effect op het huidig schooltype precies geïnterpreteerd moet worden. We beginnen met de vraag naar de reikwijdte. Wordt met de gevonden effecten alleen het uit de literatuur (CBS 1988 en 1992) bekende sekseverschil in het gebied lbo/mavo (meisjes kiezen vaker mavo, jongens vaker lbo) weergegeven of hebben meisjes over de hele schooltypenladder een grotere kans om hoger terecht te komen?

Tabel 2 toont de cumulatieve percentages jongens en meisjes die op advies, keuze en huidig schooltype op of onder het genoemde schooltype scoren, alsmede Pearson-correlaties van de drie genoemde variabelen met sekse. Bij de 12-14-jarigen zijn degenen die op het moment van onderzoek nog in de brugklas (= eerste leerjaar) zaten apart genomen, vanwege een duidelijk verschillend antwoordpatroon ten gevolge van de vele gemengde brugklassen.⁵ Bij de 12-14-jarige niet-brugklassers en de 15-17-jarigen is er voor advies, eerste keuze en huidig schooltype sprake van een significant verband met sekse in het voordeel van meisjes. Deze voorsprong is duidelijk over de hele schooltypenladder zichtbaar, al zijn de verschillen in het lbo/mavo-gebied dominant. Als we bij deze groepen naar de cumulatieve percentages kijken, zien we voor alle drie de variabelen een bijna consistent beeld dat er vanuit ieder schooltype bekeken meer jongens dan meisjes onder dat niveau zitten. Bij advies, eerste keuze en huidig schooltype bij de 12-14-jarigen en het huidig schooltype bij de 15-17-jarigen geldt dit consistent voor alle schooltypen. Bij de 15-17-jarigen zijn de sekseverhoudingen op het vwo bij advies en eerste keuze de enige uitzondering op deze regel. Volgens de onderwijsmatrices van het CBS (CBS 1980-1984, 1985-1988 en 1989-1991) is er echter geen reden om aan deze voor beide leeftijdsgroepen verschillende sekseverhoudingen in het eerste jaar van het

Tabel 2: Cumulatieve percentages van leerlingen per leeftijdsgroep en sekse op de verschillende variabelen alsmede Pearson-correlaties (r) van deze variabelen met sekse. De ruwe aantallen per cel zijn gewogen op basis van onafhankelijkheid van sekse en milieu¹

12-14-jarige niet-brugklassers						
	Advies		Eerste keuze		Huidig schooltype	
	j	m	j	m	j	m
lbo	21	14	27	17	35	19
lbo/mavo	34	23	35	22	37	23
mavo	52	44	54	49	62	60
mavo/havo	63	62	63	60	65	62
havo	82	79	81	76	86	78
havo/vwo	94	92	93.5	90.5	89	83
vwo ²	6	8	6.5	9.5	11	17
N=	186	206	187	210	188	210
	r=.09*		r=.09*		r=.12**	
15-17-jarigen						
	Advies		Eerste keuze		Huidig schooltype	
	j	m	j	m	j	m
lbo	23	15	26	17	25	16
lbo/mavo	35	24	33	23	26	16
mavo,mbo	54	48	60	55	68	59
mavo/havo	68	63	65	60	68	59
havo,hbo	82	80	81	79	85	81
havo/vwo	91.5	92.5	90	91	85	81
vwo,wo ²	8.5	7.5	10	9	15	19
N=	403	457	407	462	391	444
	r=.08**		r=.07*		r=.11***	
12-14-jarigen die nog in de brugklas zitten						
	Advies		Eerste keuze		Huidig schooltype	
	N=185		N=186		N=187	
	r=.01 ^{ns}		r=.02 ^{ns}		r=.00 ^{ns}	

¹ = Het verband tussen sekse en milieu in de steekproef van 12-14-jarigen (zonder brugklassers) bedraagt .063 en bij de 15-17-jarigen .022. Omdat de correlaties van de criteriumvariabelen met sekse niet veel hoger zijn dan de genoemde .063, is weging wenselijk om vertekening van het beeld te voorkomen.

² = Terwille van de overzichtelijkheid zijn voor de hoogste categorie de absolute percentages weergegeven in plaats van de cumulatieve percentages, die daar immers overal '100' bedragen.

* = $p \leq .05$

** = $p \leq .01$

*** = $p \leq .001$ (eenzijdig getoetst)

ns = niet significant

vwo veel waarde toe te kennen. De sekseverhouding hangt hier vooral af van de definitie van vwo.⁶

Ook hier is het misschien niet zozeer de grootte als wel de consistentie die aangeeft dat er aan dit sekse-effect betekenis moet worden gehecht. Een mogelijke tegenwerping zou kunnen zijn dat het om een steekproef-effect gaat. Behalve dat dan nog zo'n consistentie onwaarschijnlijk is, zijn hier twee argumenten tegen in te brengen:

- Het betreft hier resultaten van een gewogen steekproef voor onafhankelijkheid van sekse en sociaal milieu, zodat het niet mogelijk is dat het sekse-effect tot stand is gekomen doordat er meer meisjes uit hogere milieus in de steekproef zitten.
- Een gelijksoortige analyse op data van grotere steekproeven (CBS 1988 en 1992; Mulder 1991) levert vergelijkbare resultaten op.

Behalve een consistentie over verschillende variabelen en schooltypen, springt in het oog dat het verschil bij het huidige schooltype groter is dan bij het eerst gekozen schooltype (wat tot uiting komt in een hogere correlatie met sekse bij beide leeftijdsgroepen). Het aanvankelijk voordeel van meisjes wordt later dus nog eens versterkt. Dit was ook al te zien aan de extra parameter in het LISREL-model. Omrekeningen van gegevens uit het VOCL89-cohort – het CBS-cohort dat in 1989 het voortgezet onderwijs betrad (CBS 1992 en 1993) – laten een gelijksoortige conclusie toe. Meisjes blijken in het tweede en derde leerjaar vaker boven het advies te zitten en minder vaak eronder in vergelijking met jongens.

Bij de brugklassers zelf komt het sekseverschil nog niet zo duidelijk aan het licht. De correlaties met sekse zijn bij geen van de drie variabelen significant. Dit kan te maken hebben met het feit dat er in de brugklas nog minder gedifferentieerde keuzes zijn gemaakt, wat in de antwoordpatronen op alle vragen doorwerkt.⁷ Samen met de geringe omvang van de steekproef voor deze subgroep kan dit het op zich beperkte sekse-effect maskeren. Onderzoeken op basis van gegevens die rechtstreeks van de scholen afkomstig zijn geven wel degelijk een in de brugklas bestaand verschil aan dat, uitgedrukt in cumulatieve percentages, hetzelfde beeld oplevert als hierboven weergegeven voor de huidige niet-brugklassers (CBS 1991; Mulder 1991). Wel geeft de afwezigheid van het sekse-effect bij onze brugklassers reden te veronderstellen dat de grootste sekseverschillen pas na de brugklas uitkristalliseren, wanneer voor het eerst voor een categoriaal schooltype gekozen moet worden. De grotere sekseverschillen bij het huidige schooltype in vergelijking met de eerste keuze, die de andere leeftijdsgroepen laten zien, wijzen ook in deze richting.

Bij de brugklassers blijkt zich overigens al wel een sekseverschil in het lbo/mavo-gebied voor te doen. Dit verschil is op alle variabelen en bij alle leeftijdsgroepen prominent aanwezig en is duidelijk sterker dan het algemene sekse-effect dat over de hele schooltypenladder aanwezig is.

De eindconclusie is dus dat er sprake is van een algemene voorsprong van meisjes over alle schooltypen, die vooral bij de definitieve keuze na de brugklas duidelijk aan

het licht komt. Hierbinnen blijkt er een relatieve voorkeur van jongens voor het lbo tegenover een voorkeur van meisjes voor de mavo te bestaan, dat de grootte van het algemene sekse-effect overstijgt.

De sekseverschillen in het huidige schooltype zijn dus groter dan bij de eerste keuze. Dit kwam ook al tot uiting in een extra secundair effect in het LISREL-model. Wat moeten we ons hier concreet bij voorstellen? Tabel 3 geeft hierover meer duidelijkheid.

Tabel 3: Het gemiddeld verschil tussen huidige schooltype en eerste keuze naar sekse, leeftijd en sociaal milieu. Voor alle categorieën naar leeftijd en sociaal milieu is ook steeds het sekseverschil getoetst. Er is gewogen voor het verband tussen sociaal milieu en sekse in de steekproef

	Jongens verschil n	Meisjes verschil n	Sekseverschil
12-17 jaar	-.13** 577	.01 653	$p \leq .01$
12-14 jaar ¹	-.24*** 187	-.09 210	$p \leq .05$
15-17 jaar	-.08. 390	.05 443	$p \leq .05$
Hoog milieu:			
	Jongens verschil n	Meisjes verschil n	Sekseverschil
12-17 jaar	.20*** 316	.04 383	$p \leq .001$
12-14 jaar ¹	-.16* 97	.02 122	$p \leq .05$
15-17 jaar	-.21** 219	.04 261	$p \leq .01$
Laag milieu:			
	Jongens verschil n	Meisjes verschil n	Sekseverschil
12-17 jaar	-.05 261	-.03 272	ns
12-14 jaar ¹	-.32*** 90	-.23** 88	ns
15-17 jaar	.09 171	.07 184	ns

¹ = zonder brugklassers

* = $p \leq .05$

** = $p \leq .01$

*** = $p \leq .001$

ns = niet significant (t-toets)

Bij verschil huidige schooltype en eerste keuze: tweezijdige toetsing (geen gerichte hypothese). Bij sekseverschil: eenzijdige toetsing (gerichte toetsing van voorsprong meisjes)

Te zien is dat meisjes het in beide leeftijdsgroepen beter doen dan jongens. Bij de 12-14-jarigen dalen beide seksen, maar jongens meer dan meisjes, en bij de 15-17-jarigen dalen jongens, terwijl meisjes stijgen. Uitsplitsing naar sociaal milieu laat zien dat deze verschillen vooral in de hogere kringen voorkomen. Hier zijn de sekseverschillen voor beide leeftijdsgroepen significant, bij de lagere milieus nergens.

Uit ANOVA-analyses over deze gegevens blijkt dat bij de 12-14-jarigen sprake is van een zelfstandig sekse-effect ($F=3,568$, $df=1$, $p \leq .05$ bij eenzijdige toetsing). De 15-17-jarigen daarentegen geven naast een zelfstandig sekse-effect ($F=3,175$, $df=1$, $p \leq .05$ eenzijdig) tevens een interactie-effect ($F=3,372$, $df=1$, $p \leq .05$ eenzijdig) te zien dat aangeeft dat de sekseverschillen voornamelijk in het hoger milieu voorkomen.

Bij de 15-17-jarigen uit de lagere milieus is er helemaal geen sekse-effect op huidig schooltype ten opzichte van de eerste keuze waarneembaar. Echter de sekseverschillen in het huidig schoolniveau op zich blijken in deze subgroep juist het grootst te zijn. Maar deze bestonden hier al in dezelfde omvang bij de eerste keuze, zodat er in de bewegingen na de eerste keuze geen verschil meer te vinden is.

4 Conclusies en discussie

Samenvattend kunnen we over de voorsprong van meisjes het volgende zeggen. Deze blijkt aan het begin van de loopbaan in het voortgezet onderwijs consistent aantoonbaar te zijn, ook al gaat het uitgedrukt in een correlatiecoëfficiënt of regressiegewicht maar om een effect van beperkte omvang. Het blijkt namelijk dat er vanuit verschillende invalshoeken en voor verschillende subgroepen *altijd* een sekse-effect in het voordeel van meisjes gevonden wordt en *nooit* in het voordeel van jongens. Ook als dit effect een keer niet significant is bij een bepaalde subgroep, dan nog wijst het in de richting van een voorsprong van meisjes.

Dit effect is gevonden voor zowel 12-14- als 15-17-jarigen, voor hoog en laag milieu, voor zowel het advies en de eerste keuze als het huidig schooltype, en is bovendien vanuit alle schoolniveaus zichtbaar in een hoger cumulatief percentage jongens dan meisjes dat op of onder dat niveau zit. Tevens blijkt zowel het 'rechtstreekse' effect op de eerste variabele in onze reeks afhankelijke variabelen, het advies, als het secundaire effect op het na de brugklas gekozen schooltype in het voordeel van het vrouwelijk geslacht te liggen. Bij de eerste keuze ten opzichte van het advies vonden wij in tegenstelling tot Mulder (1991) nog geen significant secundair sekse-effect. Wel ligt de richting van de parameters ook hier in het voordeel van het vrouwelijk geslacht.

Veel van deze effecten zijn ook bij andere steekproeven gevonden en konden deels ook gevalideerd worden aan de hand van CBS-gegevens over absolute leerlingenaantallen (CBS 1980-1984, 1985-1988 en 1989-1991). Toch lijkt het zinvol om zulke andere gezaghebbende datasets eens aan dezelfde analysetechnieken te onderwerpen als hier zijn toegepast. Dit is met name zinvol om een eventuele vertekening veroorzaakt door het gebruik van retrospectieve zelfrapportage-data te elimineren. Daarbij komt dat onze steekproef vergeleken met vele andere steekproeven die gebruikt worden voor longitudinaal schoolloopbaanonderzoek van relatief geringe omvang is.

Met name het secundaire effect van sekse op het huidig schooltype ten opzichte

van de eerste keuze zou verder onderzocht moeten worden. Hier zal in het bijzonder moeten worden gekeken naar de leeftijd tot waarop dit effect precies geldig is. Ook zal moeten worden nagegaan of er hierbij verschillen bestaan tussen schooltypen. De CBS-onderwijsmatrices (op basis van absolute aantallen) wijzen bij voorbeeld uit dat de voorsprong van meisjes op het vwo vanaf de vierde klas (de leerlingen zijn dan ongeveer 16 jaar) voorbij is (CBS 1980-1984, 1985-1988 en 1989-1991; De Goede en Hustinx 1993). Na de vierde klas zijn de jongens in de meerderheid, maar dit komt grotendeels door een instroom in de examenklassen vanuit de havo. Dit zijn leerlingen die ouder zijn dan de door ons onderzochte groep tot en met 17 jaar.

Een volgende vraag betreft de oorzaak van deze voorsprong. Een mogelijke verklaring wordt gegeven door De Waal (1989). Zij concludeerde op grond van een diepgaande kwalitatieve studie dat meisjes in het begin van hun middelbare-schooltijd zeer ijverig en gemotiveerd zijn om gewaardeerd te worden door leraren en ouders. Ook het feit dat ze hun eigen capaciteiten vaak negatief inschatten, maakt dat ze extra ijverig worden om toch goede resultaten te behalen. Jongens daarentegen zijn in het begin van hun schoolcarrière nog niet zo gemotiveerd. Het carrière-bewustzijn, dat hen uiteindelijk een voorsprong geeft, komt pas later.

Deze conclusies van De Waal zijn gebaseerd op een kleinschalige kwalitatieve studie. Om de algemene geldigheid ervan na te gaan zou het goed zijn om ze eens in een grootschalige kwantitatieve studie te toetsen, zodat er meer duidelijkheid kan komen over de oorzaak van de consistente voorsprong van meisjes aan het begin van de loopbaan door het voortgezet onderwijs.

Noten

1. Meesters et al. hebben zowel de totaalgroep als de best-presterende helft onderzocht. Faasse et al. daarentegen hebben zich beperkt tot de best-presterende helft. Deze selectie is gemaakt om een vergelijking mogelijk te maken met een ouder cohort, dat in 1952 tot het voortgezet onderwijs toetrad. Hier waren alleen bij de best-presterende helft alle variabelen gemeenten.

2. Dat er meer meisjes dan jongens in de steekproef zitten, maakt voor de vergelijking van de seksen onderling niets uit. De substeekproeven voor jongens en meisjes zijn ieder op zich representatief voor de betreffende sekse.

3. Een uitvoerige representativiteitsanalyse is gedaan door 't Hart (1992). Hij heeft de samenstelling van de WIL-steekproef op diverse variabelen getoetst aan voorhanden zijnde CBS-cijfers op die gebieden. Op variabelen als provincie, urbanisatiegraad, kerkelijk gezindte en frequentie van kerkgang bleek de steekproef niet substantieel af te wijken van CBS-cijfers. Ook een validering aan WODC(=justitie)-cijfers aangaande crimineel gedrag liet geen verschillen van betekenis zien. De grootste mankementen bleken te liggen in een ondervertegenwoordiging van allochtonen en uitwonenden. De laatste groep bevindt zich echter vooral in de leeftijdsgroep van 18 jaar en ouder, een deel van de steekproef dat we om deze, maar ook om andere in de tekst genoemde redenen buiten deze studie willen houden. (Overigens is inmiddels een aanvullende steekproef van uitwonenden aan het WIL-panel toegevoegd.) De grotendeels afwezigheid van allochtonen hoeft voor de vraag naar sekseverschillen geen bezwaar te zijn,

mits we maar beseffen dat de conclusies voornamelijk op de autochtone Nederlandse jeugd betrekking hebben. Aanwezigheid van allochtonen kan ook het beeld van de lagere milieus vertroebelen, daar zij vaak bij kwesties als schoolkeuze een totaal ander patroon vertonen dan autochtone Nederlandse kinderen uit lagere milieus.

4. In tegenstelling tot de weergegeven effecten op eerste schoolkeuze en huidig schooltype betreft het effect op advies geen secundair effect. Omdat er geen variabelen van vóór het advies bekend zijn, is het niet na te gaan of deze sekseverschillen pas bij het advies ontstaan zijn of dat zij zijn terug te voeren op eerder bestaande verschillen, zoals schoolprestaties. Wel is hier uit de literatuur het een en ander over bekend. Zo vonden zowel Mulder (1991) als Blok en Saris (1980) dat meisjes bij gelijke prestaties een hoger advies krijgen. Ook Buegel (1991) meldt in een overzichtsartikel dat meisjes bij gelijke prestaties hoger worden doorverwezen. CBS-publikaties over de cohorten uit 1982 en 1989 (CBS 1988 en 1991) laten zien dat de sekseverschillen in CITO-scores klein zijn en eerder in het voordeel van jongens dan van meisjes uitvallen. Er zijn wel domein-specifieke sekseverschillen, maar die compenseren elkaar redelijk in de totaalscore.

5. Bij de 12-14-jarigen zijn de gegevens van de brugklassers (=eerste klassers) om de volgende redenen apart geanalyseerd. Ten eerste is er voor de brugklassers nog geen schooltype na de brugklas bekend. Om de drie variabelen goed te kunnen vergelijken, moeten we bij advies en keuze dezelfde groep nemen als die waarvoor een schooltype na de brugklas bekend is. Ten tweede blijkt het antwoordpatroon van de groep brugklassers systematisch te verschillen van dat voor de andere groepen. Doordat zij nog in de brugklas zitten zal hun antwoord naar de precieze reikwijdte van hun brugklas waarschijnlijk nauwkeuriger zijn, maar de gegevens laten zien dat de antwoorden daardoor minder gedifferentieerd zijn. Met name bij de hogere schooltypen, worden er vaker combinaties genoemd als mavo/havo/vwo en havo/vwo dan afzonderlijke schooltypen. Deze lagere differentiatiegraad kan een verklaring zijn dat de voor de andere groepen gevonden sekseverschillen hier afwezig zijn.

6. Wanneer vwo gedefinieerd wordt als een reeds in het eerste leerjaar exclusieve vwo-school ligt de verhouding in de eerste klas nog in het voordeel van jongens, maar verder zijn meisjes in de hele onderbouw van het vwo al meer dan tien jaar consistent in de meerderheid. Vanuit de beleving is dan ook heel goed mogelijk dat ook meer meisjes zich al in de brugklas vwo'er voelen. Het antwoord op de vraag naar het eerste schooltype kan naar gelang de beleving verschillen. Iemand die in een gemengde brugklas havo/vwo gezeten heeft met het duidelijke doel naar het vwo te gaan zonder de havo ook maar te hebben overwogen, zal geneigd zijn om ook 'vwo' als eerste schooltype op te geven in tegenstelling tot iemand voor wie beide mogelijkheden nog open waren.

7. Verschillen in frequenties van de verschillende antwoordcategorieën tussen de verschillende leeftijdsgroepen alsmede valideringen van de WIL-cijfers aan ander onderzoek (CBS 1988 en 1992; Mulder 1991) wijzen erop dat de antwoorden op de variabelen betreffende de eerste keuze bij de niet-brugklassers waarschijnlijk retrospectief zijn beïnvloed door het meer uitgedifferentieerde huidige schooltype. Een vergelijking van de genoemde schooltypen door brugklassers en niet-brugklassers laat zien dat niet-brugklassers overeenkomstig deze hypothese vaker enkelvoudige schooltypen als eerste schoolkeuze opgeven dan jongeren die nog in de brugklas zitten.

Geraadpleegde literatuur

Bakker, B.F.M. en S.P. Schouten (1992) Trends in onderwijskansen: Een vergelijking van de overgang naar het voortgezet onderwijs van de generaties geboren rond 1953, 1965 en 1971. *Sociale Wetenschappen* 34: 1-21.

- Blok, H. en W.E. Saris (1980) Relevante variabelen bij het doorverwijzen na de Lagere School: Een structureel model. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch* 5: 63-79.
- Bosker, R.J. (1990) *Extra kansen dankzij de school: Het differentieel effect van schoolkenmerken op loopbanen in het voortgezet onderwijs voor lager versus hoger milieu leerlingen en jongens versus meisjes*. Nijmegen: OOMO/ITS.
- Bosker, R.J., W.H.A. Hofman en R.K.W van der Velden (1985) *Een generatie geselecteerd*. (3 delen). Groningen: RION.
- Boudon, R. (1974) *Education, Opportunity and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.
- Buegel, K. (1991) Sekseverschillen in onderwijsprestaties in Nederland: Een overzicht van de literatuur en enkele nieuwe gegevens. *Pedagogische Studiën* 68: 350-370.
- CBS (1982) *Schoolloopbaan en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs. Deel 2. Cohort 1977: Schoolkeuze*. Den Haag: SDU.
- CBS (1988) *Schoolloopbaan en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs SLVO-cohort 1982. Deel 1: Schoolkeuze*. Den Haag: SDU.
- CBS (1991) *Schoolloopbaan en Achtergrond van leerlingen. Deel 1: Cohort 1989: Instroom*. Den Haag: SDU.
- CBS (1980-1984) *Statistiek van het vwo, havo en mavo: In-, door- en uitstroom van de leerlingen*. Den Haag: Staatsuitgeverij.
- CBS (1985-1988) *Statistiek van het vwo, havo en mavo: Scholen en leerlingen*. Den Haag: Staatsuitgeverij.
- CBS (1989-1991) *Statistiek van het vwo, havo en mavo: Scholen, leerlingen en examens*. Den Haag: Staatsuitgeverij.
- CBS (1992) *Schoolloopbaan en achtergrond van leerlingen (VOCL '89, cohort 1989, peildatum september 1991)*. Mededelingen CBS, No. 7927. Oktober 1992. Voorburg/Heerlen: CBS.
- CBS (1993) *Schoolloopbaan en achtergrond van leerlingen (cohort 1989, VOCL '89, peildatum september 1992)*. Mededelingen CBS, No. 7934. Mei 1993. Voorburg/Heerlen: CBS.
- Dronkers, J. (1986) Onderwijs en sociale ongelijkheid. In: J.A. van Kemenade, N.A.J. Lagerweij, J.M.G. Leune en J.M.M. Ritzen, *Onderwijs: Bestel en beleid 2: Onderwijs en samenleving* A. Groningen: Wolters-Noordhoff.
- Dronkers, J. (1991) Verbeterden de loopbanen in het voortgezet onderwijs van meisjes door de Mammoetwet of door veranderingen in het gezin? *Pedagogische Studiën* 68: 125-138.
- Dronkers, J. (1992) Komt de afname van het belang van sociaal milieu in het onderwijs door vergroting van onderwijsdeelname of door meritocratisering? In: P. Dijkstra, P. Kooij, J.C.C. Rupp, *Onderwijs in de tijd: Ontwikkelingen in onderwijsdeelname en curricula. Mens en Maatschappij: Boekaflevering*. Houten: Bohn Stafleu Van Loghum.
- Faasse, J.H., B. Bakker, J. Dronkers en H. Schijf (1986) Voor en na de mammoet: Vergelijking van individuele schoolloopbanen in het voortgezet onderwijs in Noord-Brabant voor en na de invoering van de mammoetwet. *Mens en Maatschappij* 61: 75-97.
- Goede, M.P.M. de, en P.W.J. Hustinx (1993) School en beroep. In: W. Meeus en H. 't Hart, *Jongeren in Nederland: Een nationaal survey naar ontwikkeling in de adolescentie en naar intergenerationele overdracht*. Amersfoort: Academische uitgeverij.
- Hart, H. 't (1992a) *Opzet en uitvoering van het WIL-panel, deel 1*. Utrecht: Interne publikatie Vakgroep Jeugd, Gezin en Levensloop.
- Hart, H. 't (1992b) *Opzet en uitvoering van het WIL-panel, deel 2*. Utrecht: Interne publikatie Vakgroep Jeugd, Gezin en Levensloop.
- Hart, H. 't (1992c) *Overwegingen bij de herweging van de WIL-steekproef*. Utrecht: Interne publikatie Vakgroep Jeugd, Gezin en Levensloop.

- Hart, H. 't (1992d) *Vergelijking WODC-onderzoek 1990 en WIL 1991 zelfrapportage crimineel gedrag*. Utrecht: Interne publikatie Vakgroep Jeugd, Gezin en Levensloop.
- Jansen, M.G.H. (1981) Sekse en schoolsucces in de overgang van lager naar voortgezet onderwijs. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch* 6: 51-60.
- Jöreskog, K.G en D. Sörbom (1989) *LISREL 7: A Guide to the Program and Applications*. Chicago: SPSS.
- Jöreskog, K.G en D. Sörbom (1993) *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. Chicago: SSI.
- Meesters, M., J. Dronkers en H. Schijf (1983) Veranderende onderwijskansen?: Een derde voorbeeld en afrondende conclusies. *Mens en Maatschappij* 58: 5-27.
- Meeus, W. en H. 't Hart (1993) *Jongeren in Nederland: Een nationaal survey naar ontwikkeling in de adolescentie en naar intergenerationele overdracht*. Amersfoort: Academische uitgeverij.
- Mulder, L. (1991) *De overgang van Basis- naar Voortgezet Onderwijs van de OVB-doelgroepen: Advies, schoolkeuze en rapportcijfers in het eerste leerjaar*. Nijmegen: ITS.
- Peschar, J.L. (1983) *Schoolloopbanen in het voortgezet onderwijs: Achtergrondstudies ten behoeve van de planning van het voortgezet onderwijs. Enkele resultaten van sociologisch onderzoek naar veranderingen in schoolloopbanen in het Nederlandse onderwijs tussen 1952 en 1977*. 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- Velden, R.K.W. van der (1991) *Sociale herkomst en schoolsucces: Het effect van culturele en sociale hulpbronnen op de schoolloopbaan*. Groningen: RION.
- VMO (1991) *Normvraagstellingen bij markt- en opinie-onderzoek op het gebied van socio-economische en demografische criteria*. Amsterdam: VMO.
- Waal, M. de (1989) *Meisjes. Een wereld apart: Een etnografie van meisjes op de middelbare school*. Meppel/Amsterdam: Boom.