

Hangen opleiding en scheiding negatief samen in landen waar veel relaties worden verbroken?

Jaap Dronkers¹

Inleiding

In hun artikel *Intelligentie, opleiding en echtscheiding in Nederland* concluderen de Graaf en Kalmijn (2003: 272) dat in Nederland hoogopgeleiden een grotere scheidingskans hebben dan laagopgeleiden. Deze conclusie trekken zij uit hun analyse van de Familie-enquête Nederlandse bevolking en het survey Scheiding in Nederland. Deze conclusie staat haaks op de resultaten die ik verkreeg met de analyse van de data van het zogenaamde Enschede-cohort. Daarin wordt een negatieve relatie gevonden tussen echtscheiding enerzijds en opleiding of intelligentie anderzijds. De minder opgeleiden of minder intelligente respondenten in dit cohort van 34-jarigen scheidden meer dan de hoger opgeleiden of de intelligentere respondenten (Dronkers, 2002). De Graaf en Kalmijn wijzen op het lage aantal van 67 scheidingen in het Enschede-cohort en zij menen dat dit geringe aantal het schatten van betrouwbare effecten problematisch maakt. De uitkomsten met het Enschede-cohort beschouwen zij daarom als niet generaliseerbaar naar de Nederlandse bevolking¹.

De Graaf en Kalmijn wijzen erop dat Nederland ten aanzien van de relatie tussen opleiding en echtscheiding een uitzondering zou zijn, hoewel zij geen argument geven voor die uitzonderingspositie, behalve het onderzoek van Goode (1962). Goode veronderstelde dat de relatie tussen klasse en scheiding afhankelijk is van de ontwikkelingsfase waarin een land zich bevindt. In een samenleving met weinig scheidingsmogelijkheden of hoge echtscheidingskosten zullen de hogere klassen meer kunnen scheiden. Maar naarmate door industrialisatie scheiding meer mogelijk wordt voor allen (bijvoorbeeld door een soepeler echtscheidingswetgeving, betere sociale voorzieningen, hogere inkomens) zal het aantal scheidingen in de lagere klassen toenemen. Omdat de familiespanningen onder de lagere klassen groter zouden zijn, verwacht Goode in samenlevingen met zeer lage echtscheidingsbarrières een negatieve relatie tussen scheiding en klasse. In Dronkers (2002) veronderstelde ik een soortgelijke ontwikkeling, hoewel ik klasse verving door opleiding en intelligentie, omdat die in een meritocratische samenleving de grondslag voor de moderne ongelijkheid vormen. Een soortgelijke redenering was dan ook mijn verklaring voor het verschil tussen de uitkomsten van het Noord-Brabant cohort en het Enschede-cohort: opgevoed en gehuwd vóór of ná het mogelijk worden van echtscheiding voor velen. Goode rapporteert in 1962 dat Nederland een uitzonderingspositie was in het algemene patroon. In Nederland was de scheidingskans het hoogst in de hogere vrije beroepen. Dat Nederland in de vijftiger jaren (Goode's tabel bestrijkt de periode 1955-57) nog een uitzondering tussen de andere Europese samenlevingen op het punt van scheiding was, is echter niet vreemd. Door de late secularisering en het nog bestaan van krachtige zuilen werden kerkelijke normen nog strikt in Nederland nageleefd, strikter dan in de omringende landen (het hogere kindertal in Nederland is daarvan een krachtig voorbeeld, Van Heek, 1954). Die strikte kerkelijke normen leidden ertoe dat de religieuze en maatschappelijke barrières tegen scheiding in

¹ European University Institute, Department of Political and Social Sciences, Via dei Roccettini 9, I-50016 San Domenico di Fiesole, Italy. E-mail: jaap.dronkers@iue.it. Ik bedank Paul de Graaf voor het beschikbaar stellen van de data en de syntax, waardoor ik in staat was de heranalyses uit te voeren. Ik bedank Matthijs Kalmijn voor zijn verhelderend commentaar op eerdere versie van deze reactie.

Nederland nog hoger waren dan in even ver ontwikkelde buurlanden en Nederland dus een uitzondering kon zijn: alleen beoefenaren van vrije beroepen scheidden toen meer. In feite zijn de uitkomsten van mijn analyse met het Noord-Brabant cohort tot hetzelfde verschijnsel te herleiden. De late secularisering en de kracht van de zuilen in de vijftiger jaren zijn dus een goede verklaring voor de uitzonderingspositie van Nederland in de analyse van Goode. Maar deze oude verklaring gaat volgens mij nu niet meer op: Nederland is gesecculariseerd, de zuilen zijn verdwenen, en er bestaan nauwelijks nog wettelijke, religieuze of maatschappelijke barrières tegen scheiding. Er is dus geen goede verklaring voor een Nederlandse uitzonderingspositie, die de Graaf en Kalmijn nog voor de negentiger jaren claimen.

In dit artikel wil ik derhalve allereerst nagaan of de veronderstelling van Goode, dat de relatie tussen echtscheiding en maatschappelijke positie afhankelijk is van het scheidingsniveau van samenlevingen, nog steeds steek houdt en of in een dergelijke cross-nationale analyse Nederland inderdaad nog steeds een uitzondering vormt. Indien Nederland geen uitzondering meer is, zal ik als tweede stap nagaan waarom de Graaf en Kalmijn in hun analyse toch nog een positieve relatie vinden tussen opleidingsniveau en echtscheiding in het Nederland van de negentiger jaren.

Ik ga hier om redenen van ruimte niet in op de vraag of het om een negatieve relatie tussen scheiding en intelligentie of opleiding gaat². De uitkomsten met het Enschede-cohort, zowel als men intelligentie als opleiding als onafhankelijke variabele gebruikt, zijn tegengesteld aan die van de Graaf & Kalmijn. Op deze tegenstelling wil ik mij concentreren, omdat die nu het belangrijkste is. Als zou blijken dat ook in de data van de Graaf en Kalmijn voor de jongere generatie toch een negatieve relatie tussen opleiding en scheiding bestaat, is het gezien de sterke band tussen intelligentie en opleiding³ meer dan plausibel dat er ook een verband bestaat tussen intelligentie en scheiding. Uiteraard had ik graag het laatste graag direct vastgesteld, maar er zijn maar geen databestanden met zowel informatie over scheiding als over opleiding en intelligentie in Nederland, buiten de twee die ik in Dronkers (2001) gebruikte. Ik moet het dus doen met een indirect bewijs.

Is Nederland echt een uitzondering?

Om de geclaimde uitzonderingspositie van Nederland vast te stellen, maak ik gebruik van de PISA-data van de OECD. Het gaat hier om een data-set die is opgezet om onderwijsstelsels binnen de OECD cross-sectioneel te vergelijken. Het grote voordeel van deze data-set is de hoge kwaliteit van de verzamelde data en hun onderlinge vergelijkbaarheid. Deze vergelijkbaarheid is bij sommige andere internationale databestanden geringer of de data-sets hebben alleen betrekking op de Europese samenlevingen. Het gaat bij de PISA-data om een representatieve steekproef uit alle 15-jarige scholieren in 2000 in een groot aantal OECD landen. De leeftijd van hun moeders ligt dus tussen de 30 en 55 jaar. Gedetailleerde informatie is beschikbaar over de gezinsvormen, waarin deze leerlingen leven. Die informatie werd verkregen door de leerlingen te vragen met welke gezinsleden zij samenwonen (zie *Manual for the PISA 2000 Database* en *PISA 2000 Technical Report*). Ik gebruik een dichotome variabele: leerlingen die met hun beide ouders leven (eventueel met andere familieleden erbij) versus leerlingen die alleen met hun moeder (eventueel aangevuld met een stiefvader) leven. Hierbij speelt de juridische vorm, waarin de leerling met zijn beide ouders leeft, geen rol: het kan zowel een samenlevingsrelatie als een formeel huwelijk zijn. In beide gevallen behandel ik het als een niet-gescheiden relatie. Hoewel niet bekend is om welke reden de leerling niet meer met zijn biologische vader leeft, zal gezien de leeftijd van leerling en moeder, in het overgrote

deel van de gevallen scheiding (al dan niet met juridische bezegeling) de oorzaak zijn. Bovendien heeft deze wijze van meting door PISA het voordeel dat niet-getrouwde ouders die uit elkaar zijn gegaan, ook als gescheiden worden beschouwd (komt vaak voor in de Noord-Europese landen). Ook gezinnen, waarin de vader niet meer thuis woont maar die niet formeel gescheiden zijn, worden zo als gescheiden beschouwd (komt vaak voor in de Zuid-Europese landen en Ierland). Gezien de door mij gemaakte selectie van 19 OECD landen is het onwaarschijnlijk dat de sterftkans van vaders tussen de 20 en 60 jaar tussen deze landen zo sterk zal verschillen dat dit de uitkomsten zal vertekenen. Het nadeel van de PISA-data is echter dat het scheidingsgedrag van kinderloze paren (de groep met het hoogste scheidingsrisico) per definitie niet in de analyse betrokken kan worden. Dit betekent dat met de PISA-data alleen scheidingen geanalyseerd kunnen worden van die paren die reeds een investering (kind) in hun relatie hebben gedaan. Ook is er een probleem met de Nederlandse data binnen PISA: de non-response (vooral onder vbo-scholen) was te groot, waardoor het aandeel laaggeschoolde moeders en dus mogelijk ook gescheiden moeders in de Nederlandse PISA te klein is. Maar deze onderschatting behoeft niet de samenhang tussen opleiding en scheiding ernstig aan te tasten. Het opleidingsniveau (uitgedrukt in de ISCED schaal, waarbij 1 het laagste onderwijsniveau is en 6 het hoogste) van alle moeders is beschikbaar en zo kan per land het verschil in opleidingsniveau vastgesteld worden tussen de moeders die met hun man samenleven (in het vervolg aan te duiden als niet-gescheiden moeders) en moeders die alleen of met een nieuwe man leven (in het vervolg aan te duiden als gescheiden moeders). De resultaten staan in tabel 1: indien het getal positief is, ligt het opleidingsniveau van de niet-gescheiden moeder boven dat van de gescheiden moeder; bij een negatief getal ligt het opleidingsniveau van de gescheiden moeder hoger dan dat van de niet-gescheiden moeder. De 19 landen zijn geordend naar het percentage gescheiden moeders volgens de PISA-leerlingen. De tabel laat zien dat er een relatie bestaat tussen het percentage gescheiden moeders en het verschil in opleidingsniveau tussen getrouwde en gescheiden moeders ($r=.51$) of tussen de scheidingsratio land en het verschil in opleidingsniveau tussen getrouwde en gescheiden moeders ($r=.52$). Goede krijgt ook met deze nieuwe data in de 21^{ste} eeuw postuum gelijk. Maar Nederland is geen uitzondering in deze tabel. De Nederlandse gescheiden moeder is lager geschoold, maar het verschil in opleidingsniveau met de niet-gescheiden moeder is niet significant. Ook figuur 1 demonstreert dat Nederland geen uitzonderingspositie meer inneemt aan het begin van de 21ste eeuw. Figuur 1 geeft de relatie tussen opleiding van de moeder en het al dan niet gescheiden zijn, voor elk land afzonderlijk. De horizontale as is het opleidingsniveau en de verticale as is de kans op het gescheiden zijn. Deze figuur is gemaakt met het multi-level programma MIWin. Nederland is de een na onderste bijna horizontale lijn, terwijl Griekenland de onderste, omhoog lopende lijn (hoe hoger de opleiding, hoe groter de kans op scheiding) is. Zweden en de USA zijn de twee bovenste lijnen, die omlaag lopen (hoe hoger de opleiding, hoe kleiner de kans op scheiding).

Met het eerder genoemde multilevel-programma kan getoetst worden in hoeverre de verschillende hellinghoeken van deze lijnen (de *slope*) significant verschillen en of deze hellinghoeken significant samenhangen met het aantal gescheiden moeders in de verschillende landen (de intercept). De verschillen in hellingshoek blijken inderdaad significant en er is een significante negatieve relatie tussen hellingshoek en intercept. Dus hoe groter het percentage gescheiden moeders, hoe negatiever de relatie tussen scheiding en opleidingsniveau wordt. Ook opname van scheidingsratio's van landen in de multi-level vergelijking verandert niets aan

deze uitkomst. De toevoeging van de interactie-variabele *scheidingsratio*opleidingsniveau* maakt echter de negatieve relatie tussen hellingshoek en intercept insignificant, overeenkomstig de hypothese van Goode.

Kortom, Goode heeft nog steeds gelijk: hoe meer relaties beëindigd worden in een samenleving, hoe vaker dat voorkomt bij lager geschoolden in vergelijking tot de hoger geschoolden. Nederland is geen uitzondering meer, in tegenstelling tot de claim van de Graaf & Kalmijn. De Nederlandse uitkomsten passen nu bij die van de buurlanden. Dit gelijk van Goode steunt mijn uitkomsten over de relatie intelligentie en scheiding: als er weinig gescheiden wordt, is de relatie positief (Noord-Brabant-cohort), maar als er veel gescheiden wordt is de relatie negatief (Enschede-cohort).

Wanneer start een relatie: bij trouwen of samenwonen?

Maar waarom komen de Graaf & Kalmijn dan toch tot een tegengestelde conclusie in hun analyse van het survey *Scheiding in Nederland*? Het antwoord is tweeledig:

1. Zij analyseren in dat artikel alleen gehuwden (al dan niet na samenwonen), maar alle nooit getrouwde samenwonenden laten zij buiten beschouwing. Omdat juist de jongere generaties aanzienlijk meer nooit-getrouwd samenwonen, kan het buiten beschouwing laten van de niet-trouwende samenwonenden leiden tot een fatale vertekening in uitkomsten. Gehuwden in de jongere generaties (al dan niet na samenwonen) zijn immers een selectieve populatie, die meer in hun relatie geïnvesteerd hebben (trouwbeloften, kinderen, huis; Mulder, 1997). Daarom betrok ik expliciet alle samenwonenden (ook de ongehuwden) in mijn analyse van het Enschede-cohort (Dronkers, 2002: 32).
2. De Graaf & Kalmijn nemen als startdatum van een relatie het huwelijksjaar en niet het jaar van het samenwonen, als dat vroeger was dan het huwelijksjaar. Uit een felle discussie in Duitsland (Brüderl, Diekmann & Engelhardt, 1999; Niephaus, 1999a, 1999b; Bruderl & Kalter, 2001), die ik ook aanhaalde in Dronkers (2002: 32), is duidelijk gebleken dat het huwelijksjaar geen geschikt uitgangspunt is bij het analyseren van scheidingskansen van (al dan niet later trouwend) samenwonenden en (al dan niet onmiddellijk) gehuwden. Daarom gebruikte ik in mijn analyse van de Enschede-data het jaar van samenwonen als de start van de relatie in plaats van het huwelijksjaar.

Dit zijn de twee redenen waardoor de Graaf & Kalmijn tot afwijkende resultaten komen. Tabel 2 laat zien hoe fataal de vertekening is. Ik geef in tabel 2 dezelfde analyse als de Graaf & Kalmijn met de *Scheiding in Nederland*⁴ in hun tabel 2a lieten zien, maar ik betrek daarbij ook de nooit-getrouwde samenwoonrelaties, en ik gebruik het jaar van samenwonen als jaar van de start van de relatie, als dat jaar afwijkt van het huwelijksjaar. Daardoor wordt allereerst het aantal respondenten met valide waarden groter (58)⁵. Ook verandert door het betrekken van de tijd van samenwonen voor het huwelijk ook de tijdafhankelijke variabelen⁶. Ook gebruik ik in de analyse steeds de eerste relatie die in een scheiding eindigt, ongeacht of daarna een tweede relatie, al dan niet getrouwd, voorkomt. In het voorbijgaan wijs ik er nog op dat de opzet van het *Scheiding in Nederland* survey heeft geleid tot een systematische onderschatting van nooit-getrouwde samenwoonrelaties, omdat de twee deelpopulaties van gescheidenen moesten worden geselecteerd uit de Burgerlijke Stand op grond van de daar geregistreerde formele scheiding na huwelijk (Kalmijn, de Graaf & Poortman, 2004). Daarom onderschat zelfs mijn heranalyse van dit survey nog de mate van vertekening als gevolg van het verwaarlozen van de nooit-getrouwde

samenwonenden. De resultaten van de eerste kolom van tabel 2 laten zien dat de correcte meting van de relatieduur en de toevoeging van 46 gescheiden nooit-getrouwde samenlevenden⁷ de interactievariabele cohort*opleiding significant maakt. Dit betekent dat het positieve effect van het opleidingsniveau op de scheidingskansen voor de jongere cohorten significant kleiner is. De volgende vier kolommen van tabel 2 laten dit nogmaals duidelijk zien: het positieve effect van het opleidingsniveau in de twee oudste cohorten verandert in een bijna significant⁸ negatief effect in het jongste cohort⁹. De laatste kolom laat zien dat met name het kiezen van het onjuiste startjaar van de relatie (huwelijksjaar, ook als eerder wordt samengewoond) de belangrijkste reden is waarom de Graaf & Kalmijn tot een resultaat komen, waardoor Nederland een uitzondering zou zijn. De uitkomsten van de laatste kolom (met alleen de uiteindelijk gehuwden met het juiste startjaar van hun relatie) lijken op die van de eerste kolom van tabel 2 (alle relaties, ongeacht hun juridische status, met het juiste startjaar). Dus het nemen van het juiste startjaar van relaties (ongeacht de juridische status ervan) leidt tot een significante verandering van het effect van opleiding op scheidingskans in de opeenvolgende generaties. Deze beperkte analyse van deze nationaal representatieve steekproef leidt dus tot resultaten, die mijn analyse van de Enschede-data niet meer weerleggen en overeenkomstig zijn met mijn analyse van de Noord-Brabant data.

Conclusie

De verwachting van Goode, dat naarmate de mogelijkheden voor scheiding in een samenleving toenemen mensen met weinig hulpmiddelen (opleiding, intelligentie, etc) meer scheiden dan mensen met veel hulpmiddelen, blijkt ook aan het begin van de 21^{ste} eeuw voor de OECD landen nog aardig op te gaan. Nederland vormt bovendien daarin geen uitzondering meer, maar past tussen de buurlanden. De verschillen in uitkomsten bij het Noord-Brabant cohort en het Enschede-cohort (intelligentere scheiden meer versus intelligente scheiden minder) weerspiegelen deze verandering in het karakter van huwelijken gesloten voor en na de zeventiger jaren, toen scheiding in Nederland algemeen geaccepteerd raakte. Mijn heranalyse van het *Scheiding in Nederland* survey, waarin het juiste startjaar van relaties gebruikt wordt, bevestigt het bestaan van deze verschuiving: de positieve en significante relatie tussen scheiden en opleiding bij het oudste geboortecohort verandert in een bijna significante negatieve relatie bij het jongste geboortecohort. Deze uitkomsten met het *Scheiding in Nederland* survey zijn niet in strijd met mijn uitkomsten met het Enschede-cohort, want door de sterke relatie tussen opleiding en intelligentie betekent dit resultaat dat een negatieve relatie tussen intelligentie en scheiding in het jongste geboortecohort ook zal bestaan.

Maar dat is alleen zo als alle reëel bestaande samenlevingsvormen (trouwen en samenleven) volwaardig in de analyse betrokken worden, zoals ik ook in de analyse van de Enschede-data heb gedaan. Daarom is het voor het debat over de betekenis van scheiding essentieel dat alle samenlevingsvormen, ongeacht hun juridische status, in de analyse betrokken worden. Zoals de Deense grondlegger van het ongelijkheidsonderzoek Kaare Svalastoga eens zei naar aanleiding van mogelijke verschillen tussen gehuwden en samenwonenden: “We as social scientists are not interested in forms, but in content.”

Literatuur

- Brüderl, J., Diekmann, A. & Engelhardt, H. (1999). Artefakte in der Scheidungsursachenforschung? Eine Erwiderung auf einen Artikel von Yasemin Niephaus. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 51, 744-753.
- Bruderl, J., & Kalter, H. (2001). The dissolution of marriages: the role of information and marital-specific capital. *Journal of Mathematical Sociology*, 25: 403-421.
- Dronkers, J. (2002). Bestaat er een samenhang tussen echtscheiding en intelligentie? *Mens en Maatschappij*, 77, 25-42.
- Goode, W. J. (1962). Marital satisfaction and instability: A cross-cultural class analysis of divorce rates. In R. Bendix & S. M. Lipset (eds.), *Class, status, and power* (pp. 377-387) New York: The Free Press.
- Graaf, P. M. de & Kalmijn, M. (2003). Intelligentie, opleiding en echtscheiding in Nederland. *Mens en Maatschappij*, 78, 264-272.
- Heek, F. van (1954). *Het geboorte-niveau der Nederlandse rooms-katholieken. Een demografisch-sociologische studie naar een geëmancipeerde minderheidsgroep*. Leiden: Stenfert Kroese.
- Kalmijn, M., Graaf, P. M. de & Poortman, A.-R. (2004). Interactions Between Cultural and Economic Determinants of Divorce in the Netherlands. *Journal of Marriage and Family*, 66, februari.
- Mulder, C. H. (1997). Een kind of eerst een koophuis? Veranderingen in het tijdstip van het kopen van een huis ten opzichte van relatievorming en vruchtbaarheid. *Mens en Maatschappij*, 72, 4-20.
- Niephaus, Y. (1999a). Der Einfluss vorehelichen Zusammenlebens auf die Ehestabilität als methodischer Artefact? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 51, 124-139.
- Niephaus, Y. (1999b). Über die Notwendigkeit der Einheit von Entstehungs- und Begründungszusammenhang wissenschaftlichen Arbeitens. Antwort auf Josef Brüderl, Andreas Diekmann und Henriette Engelhardt. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 51, 754-758.
- OECD (2000). *Manual for the PISA 2000 Database*. Parijs: OECD. Verkrijgbaar op <http://www.pisa.oecd.org/>.
- OECD (2000). *PISA 2000 Technical Report*. Parijs: OECD. Verkrijgbaar op <http://www.pisa.oecd.org/>
- United Nations (1996). *Demographic yearbook*. New York: United Nations.

Tabel 1: Het percentage 15-jarige leerlingen in moeder-gezinnen (al dan niet met stiefvader), het verschil in opleiding tussen niet-gescheiden moeders minus dat van gescheiden moeders en het percentage scheidingen en scheidings ratios in 1994 (bron Demographic Yearbook 1996, UNO, tabel 14)

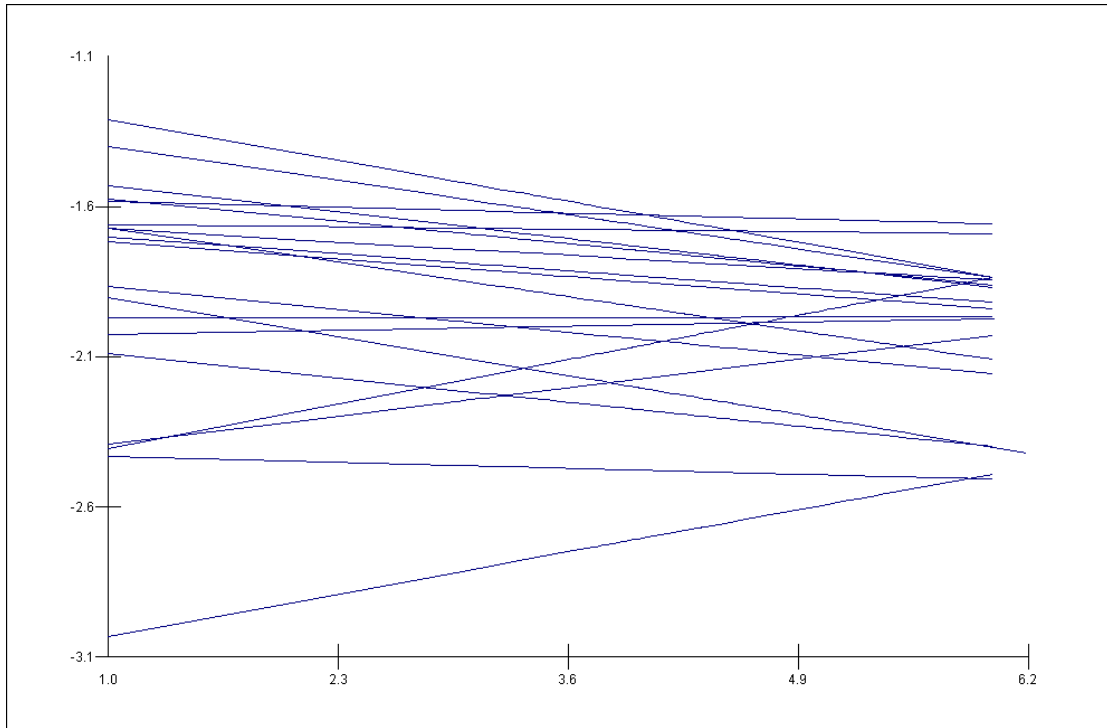
Land	Percentage gescheiden moeders volgens PISA leerlingen	Opleiding niet-gescheiden minus gescheiden moeder	Scheidingsratio
USA	32,1	0,15**	4,57
Nieuw Zeeland	25,8	0,00	2,65
UK	24,2	0,09*	2,97
Zweden	23,2	0,15**	2,53
Noorwegen	22,5	0,12	2,54
Denemarken	22,5	0,05	2,63
Finland	21,8	0,09	2,70
Australië	20,7	0,21**	4,34
Frankrijk	19,6	0,08	2,01
Canada	18,9	0,12**	2,70
Duitsland	17,5	-0,03	2,04
Italië	17,5	-0,03	0,48
Oostenrijk	17,0	-0,24**	2,11
België	16,9	0,14*	3,45
Spanje	14,3	-0,02	0,80
Portugal	12,5	-0,24**	1,24
Nederland	11,7	0,11	2,35
Ierland	11,4	0,18	0,00
Griekenland	7,2	-0,35**	0,74

t-toets **p<0,01; * p<0,05

Tabel 2: Modellen voor de invloed van opleidingsniveau op scheiding (ongeacht de juridische status van de relatie en met huwelijksjaar/samenlevingsjaar als gebin van de relatie) naar geboortecohort en naar uiteindelijk gehuwden: Cox regressie (bron: Scheiding in Nederland 1998).

	Allen	Cohort <1940	Cohort 1941-1950	Cohort 1951-1960	Cohort 1961-1970	Alleen uiteindelijk gehuwden
Opleidingsniveau (1-5)	0,20**	0,11*	0,13**	0,07	-0,10	0,20**
Kinderen tijdsafhankelijk (0=nee, 1=ja)	-0,62**	-0,45*	-0,83**	-0,47**	-0,71**	-0,61**
Cohort (1= <1940; 5= 1961-1970)	0,59**					0,61**
Opleiding*cohort	-0,05*					-0,06*
-2 loglikelihood	24810	4128	6616	74382	2454	24097
Df	4	2	2	2	2	4
Aantal scheidingen	1792	366	567	623	236	1746
Aantal respondenten	2343	500	699	790	354	2285

** p<0,01, * p<0,05



Figuur 1: De samenhang tussen de kans op een gescheiden moeder van 15-jarig kind (y-as) en het opleidingsniveau van moeder in verschillende 19 OECD landen (x-as).

Noten

¹ Een soortgelijk bezwaar hebben de Graaf & Kalmijn niet tegen de analyse van de data van het Noord-Brabant cohort in datzelfde artikel (Dronkers, 2002), hoewel het aantal scheidingen in dat cohort niet veel groter was (71). Wellicht hebben zij geen bezwaar tegen de uitkomsten van de Noord-Brabant data, omdat die overeenkomt met de dominante verwachting in Nederland: scheiden gebeurt meer door hoogopgeleiden of intelligentere personen.

² Ik wil in mijn artikel laten zien dat de relaties tussen echtscheiding en intelligentie in het Enschede-cohort en in het Noord-Brabant-cohort niet omgekeerd zouden worden door rekening te houden met opleiding. Dat gebeurt niet, ook niet in de heranalyse door de Graaf en Matthijs van de Enschede-data. Mijn gebruik van de opleidingsvariabele als een reeks categorieën lijkt mij inhoudelijk beter dan dat van de Graaf en Kalmijn die onderwijs als een interval-variabele behandelen. De afwijkende scheidingsfrequentie van HBO-ers in vergelijking met VWO-ers/HAVO-ers en Universitair afgestudeerden rechtvaardigt mijn voorkeur. Door onderwijs dan toch als interval variabele te gebruiken, verandert de onderwijsvariabele gedeeltelijk van een meting van culturele kwalificaties in een meting van intellectuele vaardigheden. Dat vervolgens intelligentie bij gelijktijdige opname met opleiding niet meer significant is, komt volgens mij dat opleiding veranderd is in een meting van intellectuele vaardigheden.

³ De correlatie tussen opleiding en IQ in het Enschede-cohort is .39.

⁴ Een soortgelijke her-analyse op het *Familie survey* is niet mogelijk door een gebrek aan voldoende informatie over eerdere relaties en de daaruit voortvloeiende onderschatting van nooit-getrouwde samenwonenden, die gescheiden zijn.

⁵ Deze extra 58 respondenten zijn dus het aantal respondenten dat samengewoond heeft, maar nooit getrouwd is. Omdat de Graaf en Kalmijn de lengte van de relatie hebben vastgesteld met het huwelijksjaar, verdwijnen alle nooit-getrouwde samenwonenden in de missing-values afvalbak.

⁶ Met name de lengte van de eerste relatie.

⁷ Hieruit volgt dat in de survey *Scheiding in Nederland* 12 samenwonende, nooit-getrouwde respondenten, die ook nog niet gescheiden zijn, voorkomen.

⁸ ($p=0,15$)

⁹ Als in het *Scheiding in Nederland* survey geen ondervertegenwoordiging van de nooit-getrouwde samenwonenden zou zijn, zou dit bijna significante negatieve effect zondertwijfel wel significant zijn.