

Bestaat er een samenhang tussen echtscheiding en intelligentie?

Jaap Dronkers¹

Summary

Does a relationship exist between divorce-risk and intelligence in the Netherlands?

*Herrnstein and Murray reported a negative relation between intelligence and divorce-risks in *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*. In this article I analyse the relationship between intelligence and divorce-risks during the early '90s for two different Dutch longitudinal cohorts, for which intelligence measured during their childhood is available. A positive relation between intelligence and divorce-risk is found for fifty year-olds born around 1940: divorced respondents have a higher average intelligence than respondents who stayed together. A negative relation between intelligence and divorce-risks is found for thirty year-olds born around 1958: divorced respondents have a lower average intelligence than respondents who stayed together. A possible explanation for the contradictory findings is the democratisation of divorce, which happened after the oldest cohort got married and which altered the nature of divorce from a highly selective to a more normal event.*

1. Inleiding

Durkheim liet aan het eind van de 19^{de} eeuw in zijn paradigmatische studie over zelfmoord empirisch zien dat ook de meest individuele en eenzame handeling in een mensenleven door de maatschappelijke omstandigheden wordt beïnvloed. Toch blijft het moeilijk te accepteren dat maatschappelijke omstandigheden de meest intieme beslissingen, zoals echtscheiding, beïnvloeden. Met name in Europa, waar gedurende de jaren zestig en zeventig van de vorige eeuw de echtscheidingswetten werden versoepeld, is onderzoek naar de maatschappelijke achtergronden en gevolgen van echtscheiding op zijn minst verdacht. De verdenking van conservatisme of van het willen terugdraaien van de echtscheidingswetgeving (ernstige beschuldigingen voor sociale wetenschappers) komt dan snel op. De ernst van deze verdenking wordt nog versterkt door de opkomst van de 'family values' in het maatschappelijke en politieke debat, eerst in de Verenigde Staten en het Verenigd Koninkrijk en dus nu ook in Nederland.

Gelukkig heeft deze verdenking een aantal veelal jongere sociologen en demografen er niet

van weerhouden om onderzoek te doen naar de sociologische aspecten van echtscheiding. Dit onderzoek betreft de oorzaken van echtscheiding (jonge leeftijd bij huwelijk of samenwonen, grote verschillen in opleiding en herkomst tussen beide partners, een egalitaire rolverdeling tussen beide partners, werkende vrouwen, gescheiden ouders, eerdere huwelijken of relaties; Fokkema & Liefbroer, 1999; Janssen & De Graaf, 2000; Janssen, Poortman, de Graaf & Kalmijn, 1998), de gevolgen van echtscheiding voor de eigen verdere levensloop (Dykstra & Liefbroer, 1998; Fokkema & Dykstra, 2001) en de gevolgen van echtscheiding voor de kinderen (Bosman, 1993; Dronkers, 1996; Fischer & De Graaf, 2001; Spruyt & De Goede, 1997). Deze onderzoeken laten duidelijk zien dat in Nederland maatschappelijke factoren een duidelijke maar niet allesbepalende rol spelen bij echtscheiding. De gevolgen van echtscheiding blijken negatief te zijn voor zowel de eigen levensloop als voor die van de kinderen, maar die gevolgen zijn minder groot dan vele conservatieven of aanhangers van 'family values' menen.

Een interessante vraag bij dit sociologisch onderzoek naar de negatieve gevolgen van echtscheiding is of ze verschillen tussen samenlevingen (bijvoorbeeld door verschillen in echtscheidingswetgeving, in gezinsbeleid of in sociale zekerheid) of tussen generaties (door een grotere acceptatie van echtscheiding in jongere generaties). Tot nu toe is er geen bewijs voor de veronderstelling dat de intergenerationale overdracht van echtscheidingsrisico's kleiner is in jongere generaties (voor Nederland zie Dronkers, 1997). Wel zijn er aanwijzingen dat samenlevingen verschillen in de mate van overdracht van echtscheidingsrisico's. Engelhardt, Trappe en Dronkers (1999) lieten zien dat in de voormalige DDR de mate van intergenerationale overdracht van echtscheidingsrisico's kleiner was dan in de voormalige Bondsrepubliek Duitsland, hoewel het echtscheidingsniveau in de DDR aanzienlijk hoger was dan in de BRD. Dit verschil in intergenerationale overdracht van echtscheidingsrisico's bleek overigens verklaard te kunnen worden uit de levensbeschouwelijke samenstelling van beide delen van Duitsland en niet door de hoogte van het echtscheidingsniveau. Pong, Dronkers en Thompson (2001) laten zien dat de effecten van eenoudergezinnen op schoolprestaties van kinderen uit een aantal westerse samenlevingen significant verschillen, ook als men rekening houdt met de sociaal-economische verschillen tussen deze kinderen. Dit sociologisch-comparatieve bestuderen van oorzaken en effecten van echtscheiding acht ik van groot belang voor het wetenschappelijke en maatschappelijke debat over echtscheiding in Europese samenlevingen. In dit artikel staan vooral de mogelijke verschillen tussen de generaties centraal.

Dat maatschappelijke factoren een rol spelen bij de oorzaken en gevolgen van echtscheiding betekent niet dat andere factoren irrelevant zijn. Psychologische, economische en demografische factoren kunnen eveneens van belang zijn. Dit artikel behandelt één van die mogelijke factoren, namelijk intelligentie. In de Nederlandse onderwijssociologie (Dronkers, 1986; Peschar, 1975), maar ook in het Nederlandse ongelijkheidsonderzoek (Dronkers, 1999; Dronkers & Ultee, 1995) is het gebruikelijk rekening te houden met intelligentieverschillen. Intelligentie, zo blijkt uit dit Nederlandse ongelijkheidsonderzoek, speelt naast ouderlijk milieu en eigen opleiding een niet te verwaarlozen rol bij het ontstaan van beroeps- en inkomensverschillen in onze samenleving. Dit is ook de kern van een van de stellingen uit het geruchtmakende boek van Herrnstein en Murray *The Bell Curve. Intelligence and Class Structure in American Life*, hoe-

wel op hun bewijsvoering, interpretatie en conclusies veel valt af te dingen.

Een van de stellingen die Herrnstein en Murray in dit boek naar voren brengen is dat er in de Verenigde Staten een negatieve relatie bestaat tussen echtscheiding en intelligentie. Gegeven het empirische belang van intelligentie bij de verklaring van beroeps- en inkomensverschillen in Nederland, is het mogelijk dat intelligentie ook een rol speelt bij echtscheidingen. Intelligentieverschillen zijn immers niet alleen een belangwekkend individueel verschijnsel, maar ze hangen ook samen met maatschappelijke verhoudingen (beroep en inkomen) en zijn daarom ook voor sociologen interessant. Omdat een mogelijke verklaring correcter wordt naarmate meer relevante variabelen in de analyses betrokken zijn, is het ook voor Nederlandse onderzoekers van belang intelligentie als een van de verklaringsfactoren te onderzoeken en wel met Nederlandse data.

Daar komt nog bij dat wij in Nederland beschikken over twee databestanden waarin intelligentie op jonge leeftijd is gemeten (6 en 12 jaar), een voordeel boven de Amerikaanse data van Herrnstein en Murray, waarin intelligentie pas tijdens de late adolescentie is gemeten. Bij een dergelijke late meting is het immers denkbaar dat de hoogte van de intelligentie beïnvloed wordt door de kwaliteit van de relaties, die deze late adolescenten al aan het vormen zijn. Als dat het geval is, zou de causale relatie tegengesteld zijn aan de in de analyses veronderstelde relatie. Bij een meting van intelligentie op jonge leeftijd kan een dergelijke beïnvloeding door de kwaliteit van de relaties niet optreden. Bovendien gebruikten Herrnstein en Murray maar één databestand uit de late jaren tachtig, wanneer echtscheiding een veelvoorkomend verschijnsel in de Verenigde Staten is geworden. De twee Nederlandse databestanden hebben daarentegen betrekking op twee uiteenlopende generaties, de eerste geboren rond 1940, de tweede rond 1958.

2. Echtscheiding en intelligentie

Herrnstein en Murray (1994) noemen een aantal mogelijke redenen voor het bestaan van een negatieve relatie tussen echtscheiding en intelligentie:

1. Mensen met een hogere intelligentie trouwen minder vaak in een opwelling, waardoor zij minder kans hebben op rampzalige en kortstondige huwelijken.
2. Mensen met een hogere intelligentie handelen minder impulsief, waardoor het minder waarschijnlijk is dat zij overhaast tijdens de eerste jaren van hun huwelijk scheiden.
3. Mensen met een hogere intelligentie zijn beter in staat meningsverschillen, die hun huwelijk kunnen vernietigen, te overbruggen.

Allereerst laten zij aan de hand van de data uit de *Amerikaanse National Longitudinal Survey of Youth* zien dat personen met de hoogste vijf procent intelligentiescores een kans van één op tien hebben in de eerste vijf jaar van hun huwelijk te scheiden, terwijl personen met de laagste 75 procent intelligentiescores een kans van één op 3,5 hebben om in die periode te scheiden. Dit betekent dat er een verschil in scheidingsrisico's bestaat tussen de bovenkant en de rest van de intelligentieverdeling.

Vervolgens gaan Herrnstein en Murray na of dit negatieve effect van intelligentie op echt-

scheidingskansen niet veroorzaakt wordt door leeftijd, ouderlijk milieu en leeftijd bij eerste huwelijk. Zij blijven echter ook na controle voor deze variabelen een negatief effect vinden, terwijl zij een positief effect van ouderlijk milieu op echtscheidingskans rapporteren. Bovendien was dit negatieve effect van intelligentie op echtscheidingskansen het sterkst bij respondenten die meer dan een high school-diploma hadden: de echtscheidingskans gedurende de eerste vijf jaar huwelijk is bij personen met een intelligentiecoëfficiënt van 100 28 procent en negen procent bij personen met een intelligentiecoëfficiënt van 130. Daarentegen was de samenhang tussen echtscheidingskansen en intelligentie niet significant bij personen met alleen een high school-diploma. Samenvattend concluderen Herrnstein en Murray dat aan het eind van de jaren tachtig een grotere kans op echtscheiding gedurende de eerste vijf jaar van het huwelijk samenhangt met een lagere intelligentie.

Herrnstein en Murray bespreken niet de mogelijke samenhang tussen intelligentie en echtscheiding na de eerste vijf jaar huwelijk. Hun derde argument (hogere intelligentie en het overbruggen van meningsverschillen) blijft gedurende het gehele huwelijk geldig, maar de eerste twee argumenten verliezen een deel van hun geldigheid nadat de eerste vijf tot tien jaren van een huwelijk zijn verstreken. Daarentegen komen er dan twee argumenten voor een positieve relatie tussen intelligentie en echtscheiding, die ongeacht de lengte van het huwelijk geldig zijn:

1. Mensen met een hogere intelligentie hebben een grotere behoefte aan complexiteit (Ganzeboom, 1989). Deze behoefte wordt minder bevredigd als een huwelijk door zijn lengte een grotere kans loopt sleur te worden.
2. Mensen met een hogere intelligentie hebben meer mogelijkheden een onbevredigend huwelijk succesvol te eindigen omdat zij beter in staat zijn uitgangen uit dit onbevredigend huwelijk te vinden.

Gegeven deze mogelijk tegengestelde samenhangen tussen intelligentie en echtscheiding is het van belang empirisch na te gaan of er ook in Nederland een significante relatie tussen echtscheiding en intelligentie bestaat. De Nederlandse data staan het immers toe een langere huwelijksduur te analyseren dan de eerste vijf jaar, zoals Herrnstein en Murray deden.

Ook hebben wij, in tegenstelling tot Herrnstein en Murray twee verschillende generaties: de generatie geboren rond 1940 (Noord-Brabant-cohort) voor wie echtscheiding pas een reële mogelijkheid werd nadat de meesten al geruime tijd getrouwd waren en de generatie geboren rond 1958 (Enschede-cohort) voor wie echtscheiding vanaf het begin van hun huwelijk een reële mogelijkheid was. Enerzijds kan men veronderstellen dat dezelfde relatie tussen intelligentie en echtscheiding bestaat. De bovengenoemde verklaringen voor het bestaan van een positieve of negatieve samenhang tussen intelligentie behoeven immers niet te verschillen voor verschillende generaties: ze verwijzen naar waarschijnlijkheden die onder alle omstandigheden opgaan. Anderzijds kan men veronderstellen dat voor beide generaties een verschillende samenhang tussen intelligentie en echtscheiding bestaat, want echtscheiding betekende voor beide generaties iets anders. Voor het oudste cohort, geboren rond 1940, was echtscheiding pas een reële mogelijkheid nadat zij al getrouwd waren. Voor het jongste cohort, geboren rond 1958, was echtscheiding vanaf het begin van hun huwelijk een reële mogelijkheid. Het percentage echtscheidingen neemt immers in de jaren zestig en zeventig sterk toe, om in de loop van de

jaren tachtig stabiel te worden. In zekere zin kan men zeggen dat echtscheiding in deze jaren werd gedemocratiseerd: het kwam binnen het bereik van iedereen, zowel door de veranderde echtscheidingswet van 1961 en het nihilbeding van 1971 als door de voortschrijdende secularisering van het dagelijkse leven.

Deze democratisering van echtscheiding kan betekenen dat de kenmerken van de scheidende paren verschillen tussen cohorten van voor en na deze democratisering. De scheidende paren van voor de democratisering moesten allerlei maatschappelijke weerstanden overwinnen voordat zij konden scheiden: zij moesten daarom over meer hulpbronnen beschikken, zoals opleiding, een goed ouderlijk milieu en intelligentie. Zij zijn daardoor een selectieve groep, waarvoor de redenen van Herrnstein en Murray voor het bestaan van een negatieve relatie tussen echtscheiding en intelligentie minder opgaan, maar meer de twee genoemde argumenten opgaan voor het bestaan van een positieve relatie tussen intelligentie en echtscheiding. De scheidende paren van na de democratisering behoeften slechts weinig maatschappelijke weerstanden te overwinnen voordat zij konden scheiden: zij zullen daarom maar weinig verschillen in hulpbronnen van niet gescheiden paren. Zij vormen niet meer een selectieve groep, waarvoor de bovengenoemde redenen van Herrnstein en Murray voor het bestaan van een negatieve relatie tussen echtscheiding en intelligentie meer opgaan, in plaats van de twee genoemde argumenten voor het bestaan van een positieve relatie tussen intelligentie en echtscheiding. Een consequentie van deze veranderende kenmerken van scheidende paren als gevolg van de democratisering van echtscheiding zou kunnen zijn dat in het jongste Nederlandse cohort dezelfde negatieve samenhang aanwezig is als die in het Amerikaanse cohort dat Herrnstein en Murray analyseerden, maar dat die negatieve samenhang in het oudste cohort afwezig is.

South (2001) heeft een verwante redenering voor de mogelijke tegengestelde gevolgen van het toegenomen aandeel van werkende vrouwen in de opeenvolgende geboortecohorten voor de verhoogde echtscheidingskans van gezinnen, waarvan beide partners werken. Het toegenomen aandeel werkende gehuwde vrouwen zou enerzijds kunnen leiden tot een grotere maatschappelijke acceptatie van het werken door vrouwen en dus tot minder spanningen in huwelijken als gevolg van dat werken. Anderzijds zou het toegenomen aandeel werkende gehuwde vrouwen kunnen betekenen dat de selectiviteit van de werkende gehuwde vrouwen verminderd is, waardoor de echtscheidingskans van die grotere, minder selectieve groep werkende vrouwen juist toeneemt.

3. Data

Er bestaan twee Nederlandse bestanden met gegevens over jeugdige intelligentie, ouderlijk milieu, opleidings- en beroepsniveau, huwelijks- en echtscheidingsdata en kindertal: het Noord-Brabant-cohort en het Enschede-cohort.

Het Noord-Brabant-cohort omvat een kwart van alle leerlingen die in 1952 in de zesde klas van alle lagere scholen van Noord-Brabant zaten (Rapport, 1957; N=5771). Naast vele andere zaken werden het beroep van de vader en de intelligentie van de leerling (Progressive Matrices;

Raven, 1958) gemeten. In 1957, 1983 en 1993 zijn deze leerlingen weer opgezocht en opnieuw geïnterviewd (Hartog & Pfann, 1985; Matthijssen & Sonnemans, 1958; Van Praag 1992).

In 1983 vonden Hartog en Pfann (1985) 82 procent van de adressen van de 5771 leerlingen van de oorspronkelijke steekproef van 1952 terug, en zij stuurden deze 4706 ex-leerlingen een schriftelijke vragenlijst. De mannelijke non-respondenten werden opnieuw benaderd voor een mondeling interview.² De uiteindelijke respons in 1983 van de leerlingen van wie het adres was teruggevonden, was 58 procent of 2641 ex-leerlingen. In deze 1983-survey werd informatie verzameld over het onderwijs en beroepsniveau van de respondent. Informatie over de partner werd alleen verzameld als de respondent getrouwd was, waardoor kenmerken van de partner niet bruikbaar zijn voor de analyses van dit artikel. De non-respons van 1983 tastte voor mannen niet de representativiteit van de steekproef aan als wij de respons van 1983 met de oorspronkelijke steekproef voor mannen van 1952 vergelijken (Vermunt, 1988).

Van Praag (1992) vond vervolgens in 1993 de adressen van 81 procent of 5602 leerlingen van de oorspronkelijke steekproef uit 1952 terug en zond deze 4558 ex-leerlingen een schriftelijke vragenlijst.³ Alleen de mannelijke non-respondenten werden opnieuw benaderd voor een telefonisch interview. De uiteindelijke respons in 1993 voor de leerlingen van wie de adressen zijn teruggevonden, was 46 procent of 2397 ex-leerlingen. De respons bij mannen in 1993 was substantieel hoger (54%) dan die bij vrouwen (37%). Naast informatie over de onderwijs- en beroepsloopbaan werd de burgerlijke status van de respondent alsmede het jaar van het begin en het einde van zijn of haar huwelijken in kaart gebracht. In dit artikel analyseer ik alleen de gegevens van die leerlingen die aan de 1993-enquête deelnamen en die een geldige score op de Progressive Matrices test van 1952 hadden.

De in 1952 op school afgenomen test is een Nederlandse replicatie van de Britse Progressive Matrices van Raven (1958). Deze test wordt algemeen beschouwd als een meting van het probleemoplossend vermogen van individuen omdat deze test, in tegenstelling tot metingen van verbaal vermogen, geen algemene of taalkundige kennis vraagt. Daardoor is het een van de minst cultureel gekleurde intelligentietests (Cooper & Regan, 1982). Bij Engelstalige kinderen hangen scores op de Progressive Matrices hoog (0,54 tot 0,84) samen met scores op de Binet en Wechsler test, maar de samenhang met verbale intelligentie- en woordenschattesten is over het algemeen lager (Burke, 1956).

Omdat alleen de burgerlijke staat in 1993 bekend was, heb ik alle respondenten die niet opgaven gescheiden te zijn maar die wel meer dan één huwelijk achter de rug hadden uit het analysebestand verwijderd. Daarmee bereikte ik dat gescheiden en hertrouwde respondenten niet ten onrechte als niet-gescheiden werden beschouwd. Maar het betekent wel dat de analyses zich beperken tot eerste huwelijken. Weduwen en weduwnaars met slechts één huwelijk zijn als niet-gescheiden beschouwd en dus meegenomen in de analyse. Deze beperking tot eerste huwelijken kan de uitkomsten vertekenen, daar de gemiddelde intelligentiescore van respondenten bij meerdere huwelijken (al dan niet na scheiding (63%) of verweduwing (37%)) bijna significant hoger (3,4) is dan die van respondenten met één huwelijk ($t=1,93$; $p=0,06$). Deze mogelijke vertekening betekent dan dat ik het verschil in intelligentie tussen gescheiden en niet-gescheiden respondenten onderschat, ten koste van de eerstgenoemde. Alleenstaande respon-

denten zijn uit het bestand verwijderd, evenals diegenen die geen valide intelligentiescore hadden. Op deze wijze houd ik 1725 respondenten over, van wie in 1993 88 (4,1%) gescheiden zijn (43 mannen en 45 vrouwen) en 1637 (95,9%) getrouwd zijn (974 mannen en 663 vrouwen). Deze 1725 respondenten hebben op alle variabelen geldige scores.

Tabel 1 geeft voor de verschillende variabelen gemiddelden, standaarddeviaties of percentages. Het ouderlijk milieu wordt alleen gemeten met vaders beroep in 1952, omdat het opleidingsniveau van de beide ouders maar van een deel van de populatie bekend is. De volgende beroeps categorieën worden onderscheiden: hoger beroep (leidinggevende/academicus; 2%); middelbaar personeel, inclusief onderwijzer (7%); zelfstandige agrariër (15%); zelfstandige ambachtsman (12%); lagere employee (2%); arbeider (31%). Het behaalde onderwijsniveau is gemeten met de gebruikelijke Standaard Onderwijsindeling, waarbij van het derde niveau één categorie is gemaakt. De ontbrekende waarden van de leeftijd bij eerste huwelijk zijn berekend op basis van de coëfficiënten uit een regressievergelijking met de bekende waarden voor leeftijd bij eerste huwelijk.⁴ Dezelfde procedure heb ik gevolgd bij het berekenen van de huwelijksduur van gescheidenen, in die gevallen waarin die onbekend was.⁵ Deze schatting van ontbrekende waarden was nodig om niet te veel respondenten te verliezen voor de regressievergelijkingen. De variabele *betaald werk* geeft aan of de respondent in 1983 of 1993 betaalde arbeid verrichtte. Het niveau van de laatst verrichte arbeid is gemeten op grond van de beroepstitels. Deze zijn gehercodeerd in een zevenpuntschaal, ontwikkeld door het Ministerie van Sociale Zaken, als basis voor CAO-onderhandelingen. Het meet de complexiteit van de beroepsactiviteiten. Het eerste niveau is simpel werk dat op grond van een paar dagen ervaring goed verricht kan worden. Het hoogste niveau is werk van academisch niveau. Respondenten waarvan de beroepsactiviteiten onbekend waren, hebben de gemiddelde score gekregen.

Het Enschede-cohort bouwt voort op de gegevens van leerlingen geboren rond 1958, die in 1964-65 in de eerste klassen van – op één na – alle lagere scholen in de Gemeente Enschede instroomden. Deze gegevens zijn indertijd door Van Calcar c.s. verzameld met het oog op het initiëren en begeleiden van onderwijsvernieuwingen (Bros, 2000; van Calcar, 1967). Over de lagere schoolperiode van de generatie 1964-65 (maar ook over andere generaties) zijn verschillende soorten data beschikbaar. Hier gaat het om een IQ-score en het beroep van de vader, beide gemeten toen de leerlingen gemiddeld zes jaar oud waren. Deze oude data zijn gekoppeld aan nieuwe data, verzameld in het najaar van 1992 (Bros, 1992). Van 80 procent van de totaal 2893 cohort-leerlingen is het actuele adres teruggevonden en hen is een vragenlijst toegestuurd over hun levensloop na het verlaten van de lagere school. De vragenlijst kent drie onderdelen: schoolloopbaan (voortgezet en eventueel hoger onderwijs), beroepsloopbaan (inclusief deelname aan het volwassenonderwijs) en kenmerken van de ouderlijke en eigen samenlevingsvorm of gezinssituatie. 1123 leerlingen (48,5% van de 2315 leerlingen met bekende adressen) hebben hun enquête geretourneerd. Uit een vergelijking van de bekende kenmerken tussen diegenen die in de oorspronkelijke groep van 2893 leerlingen zaten en de 1123 leerlingen die responderden, bleek dat het enige verschil was dat leerlingen met een zeer lage IQ-score minder vaak de vragenlijst ingevuld terugstuurden. Andere verschillen (bijvoorbeeld in ouderlijk milieu) waren er niet tussen de categorie respondenten en niet-respondenten, of bleken herleidbaar tot het

eerdergenoemde verschil in IQ-score op 6-jarige leeftijd. Wij mogen derhalve aannemen dat de gecombineerde dataset van 1123 levenslopen van deze Enschedese generatie een betrouwbaar beeld geeft van een generatie die in 1964 de lagere school instroomde. Het overgrote deel van de generatie heeft nauwelijks een grote geografische mobiliteit gekend (ruim 70% van de teruggevonden leerlingen woont nog steeds in de RBA-regio Twente, waarvan 56% in de Gemeente Enschede).

Bij de meting van de intelligentie van de leerling in 1964 is gebruikgemaakt van de Primary Mental Ability 5-7 test van Thurstone en Thurstone (1954). Volgens de makers van deze test gaat het om een goede schatter van het Stanford-Binet IQ van kinderen die hoog correleert met algemene indicatoren van prestaties in het lager onderwijs en die primair geïnterpreteerd mag worden als een meting van de algemene leervaardigheid van de leerling.

Alleen die respondenten zijn in het analysebestand opgenomen, die getrouwd waren of samenwoonden of dat in het verleden waren geweest en die een geldige score hadden op de intelligentietest. Helaas kan ik door de dataverzameling geen onderscheid maken tussen gehuwde en samenwonende respondenten. Echtscheidingsonderzoek laat echter zien dat de scheidingskansen van samenwonenden en gehuwden in Europa ten principale niet verschillen, maar dat is alleen het geval als men de duur van het samenwonen en de duur van het huwelijk samenvoegt tot de duur van de relatie (Brüderl, Diekmann & Engelhardt, 1999; Niephaus, 1999a, 1999b). Daarom meen ik dat de onmogelijkheid een onderscheid te maken tussen samenwonenden en gehuwden de uitkomsten niet vertekent. Voor de vaststelling van scheiding is gebruikgemaakt van het jaar waarin de respondenten opgaven gescheiden te zijn. De respondenten die wel getrouwd geweest waren, maar opgaven alleenstaand te zijn en een onbekend scheidingsjaar te hebben, zijn ook uit het analysebestand verwijderd, omdat niet zeker was of zij gescheiden of verweduwd zijn. Het gaat in dit databestand dus om alle relaties en niet alleen om eerste huwelijken of samenleven. Gezien de aard van de data kan ik geen onderscheid maken tussen eerste huwelijken en latere huwelijken, maar gezien de leeftijd van de respondenten mogen wij aannemen dat het aantal hertrouwden nog zeer beperkt zal zijn. Ik houd zo 904 respondenten over, waarvan in 1992 67 (7,4%) gescheiden zijn (33 mannen en 34 vrouwen) en 837 (92,6%) getrouwd zijn (418 mannen en 419 vrouwen). Deze 904 respondenten hebben op alle variabelen geldige scores.

Tabel 1 geeft voor de verschillende variabelen gemiddelden, standaarddeviaties of percentages. Het ouderlijk milieu is het gemiddelde van drie variabelen (vaders beroep, vaders opleiding, moeders opleiding) die tezamen één schaal vormen (Cronbachs Alfa 0,70). Het behaalde onderwijsniveau is gemeten met de gebruikelijke Standaard Onderwijsindeling. Het aantal jaren dat de respondent getrouwd is geweest, is als volgt vastgesteld: voor de gescheiden respondenten is dat het aantal jaren tussen het scheidingsjaar en het trouw- of samenwoonjaar, voor de getrouwde respondenten is dat het aantal jaren tussen 1992 en het trouw- of samenwoonjaar. Het niveau van het betaalde werk is vastgesteld aan de hand van de beroepsstatusladder van Sixma en Ultee (1983). Respondenten van wie het niveau van het betaalde werk onbekend was, hebben de gemiddelde score gekregen.

Tabel 1: De gemiddelden, standaarddeviaties en percentages van de gebruikte variabelen uit Noord-Brabant- en Enschede-cohort

	Noord-Brabant-cohort	Enschede-cohort
% scheidingen	4,1	7,4
Intelligentie	103,2 (26,5)	101,2 (9,4)
% Vrouw	40	49
Ouderlijk milieu	Zie tekst	2,8 (1,0)
Opleiding	4,6 (1,6)	3,6 (1,1)
Leeftijd bij huwelijk	25,1 (3,7)	24,5 (3,8)
Lengte huwelijk	28,4 (4,5)	10,4 (3,9)
Kindertal	2,2 (0,9)	1,7 (1,1)
% Betaald werk	83	76
Niveau werk	4,6 (1,6)	51,5 (16,5)
N met geldige waarden	1.725	904

Eerdere analyses met het Noord-Brabant- en het Enschede-cohort gericht op het verklaren van opleidings-, beroeps- en inkomensniveau laten slechts geringe verschillen tussen beide cohorten op het punt van de betekenis van intelligentie zien (Bros & Dronkers, 1994). Er is dus geen reden om aan te nemen dat er belangrijke regionale verschillen in de maatschappelijke betekenis van intelligentie bestaan.

De bevolking van Noord-Brabant en Twente verschilt in religieuze samenstelling: de eerstgenoemde is meer katholiek, de laatstgenoemde meer protestant of onkerkelijk. Gezien de verschillen in opvatting over echtscheiding tussen de katholieke kerk en de protestantse kerken is het mogelijk dat het scheidingspatroon tussen beide gebieden zodanig verschilt, dat een mogelijk verschil in samenhang tussen intelligentie en echtscheiding verklaard zou kunnen worden door de verschillende religieuze samenstelling. Helaas ontbreekt in beide databestanden een meting van kerklidmaatschap (hetzij van de respondenten, hetzij van hun ouders), zodat ik niet kan controleren voor de mogelijke betekenis van dit verschil in religieuze samenstelling voor de onderzoeksresultaten. Toch meen ik dat dit verschil in religieuze samenstelling niet overschat moet worden. Twente behoort tot een van de meest katholieke streken van Nederland boven de grote rivieren, terwijl het deel van de Betuwe dat bij de provincie Noord-Brabant behoort, zeer protestant is. Daarom meen ik dat dit verschil in religieuze samenstelling hoogstens een ondergeschikte rol speelt bij verschillen in uitkomsten. Als dit verschil in religieuze samenstelling toch van belang zou zijn, betekent het dat gescheiden paren in Noord-Brabant nog meer maatschappelijke weerstanden moesten overwinnen en dus over meer hulpbronnen (waaronder intelligentie) moesten beschikken dan gescheiden paren in Twente.

4. Het cohort geboren rond 1940

De resultaten van het Noord-Brabant-cohort geven een beeld van het verloop van hun huwelijk tot 1993. Het gaat hier om mensen geboren rond 1940, die gemiddeld 28,4 jaar getrouwd zijn (geweest). Het gaat hier om een generatie die rond 1965 voor het eerst huwde en voor wie echtscheiding pas in de loop van de jaren zeventig gemakkelijker en meer geaccepteerd werd. Scheiden werd voor hen dus toen pas een reële mogelijkheid. De eerste die in dit cohort scheidde, deed dat pas in het vijfde huwelijksjaar.

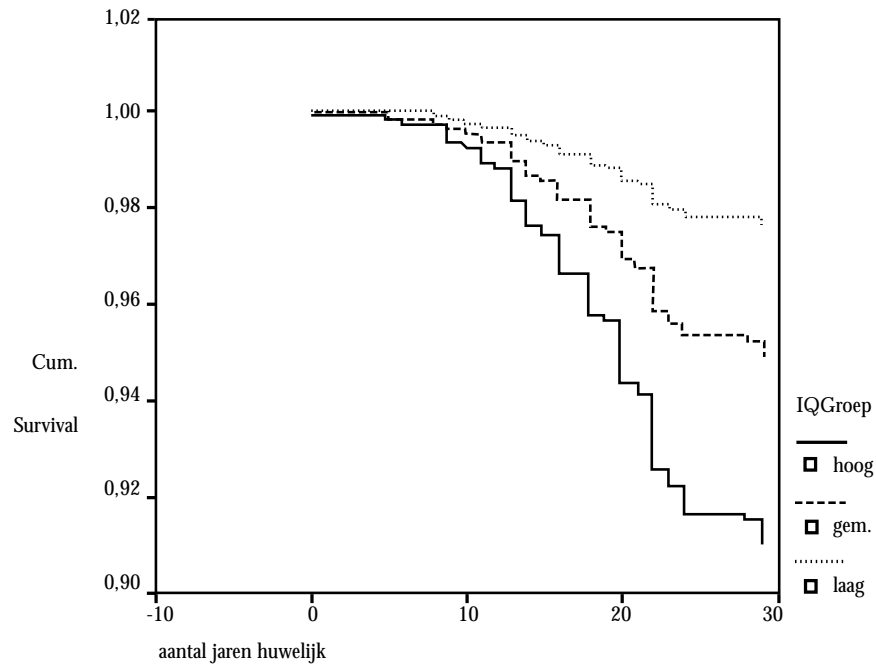
Tabel 2: De intelligentiescores van gescheiden en nog getrouwde respondenten uit het Noord-Brabant-cohort, gesplitst naar duur van hun huwelijk (tussen haakjes standaarddeviaties)

	Getrouwd	Gescheiden	<i>N</i>
Totaal	102,9 (27,0)	108,7 (13,8)	1.725
16 jaar of korter gehuwd	110,1 (12,7)	110,7 (12,3)	55
17 jaar of langer gehuwd	102,8 (27,2)	107,4 (14,8)	1.670

Tabel 2 laat de gemiddelde intelligentiescores van de gescheiden en nog getrouwde respondenten zien. Dit verschil van 5,8 tussen deze twee categorieën is significant ($t = -3,56$; $p = 0,00$): dat betekent dat gescheiden respondenten een hogere intelligentiescore hebben dan de (nog) getrouwden. Het tweede deel van tabel 2 laat zien dat dit verschil in intelligentie vooral geldt voor de langgehuwden; respondenten die langer dan 16 jaar bij elkaar bleven alvorens zij scheidden hebben een hogere intelligentiescore (4,6) dan gehuwde respondenten die langer dan 16 jaar getrouwd zijn ($t = -2,17$; $p = 0,03$). De intelligentiescores van de kortgehuwden (16 jaar of minder) verschillen nauwelijks (0,6). Het is niet mogelijk in dit bestand gescheiden en gehuwde personen die slechts vijf jaar of korter gehuwd zijn te analyseren, omdat in dit cohort de eerste respondent pas in het vijfde huwelijksjaar scheidt. Tabel 2 geeft alleen het resultaat voor respondenten met één (al dan niet beëindigd) huwelijk, omdat wij geen informatie over de reden van beëindiging van het eerste huwelijk hebben. Maar indien wij zouden aannemen dat alle hertrouwde respondenten hun eerdere huwelijk door scheiding hebben beëindigd, dan blijft de gemiddelde intelligentie van de gescheiden respondenten hoger (4,6) dan die van getrouwde respondenten ($t = 3,44$; $p = 0,00$). Indien wij daarentegen zouden aannemen dat alle hertrouwde respondenten hun eerdere huwelijk beëindigd zagen door het overlijden van hun partner, dan blijft de gemiddelde intelligentie van de gescheiden respondenten nog steeds hoger (5,6) dan die van getrouwde respondenten ($t = 3,50$; $p = 0,00$). De resultaten uit tabel 2 zijn dus geen artefact van de helaas noodzakelijke beperking tot eerste huwelijken.

Figuur 1 laat zien dat de mogelijk uiteenlopende huwelijksduur van respondenten met een verschillend intelligentieniveau deze uitkomsten niet vertekent. Respondenten met de hoogste 25 procent intelligentiescores ($IQ > 112$) lopen een significant groter risico om te scheiden (dus een lager survivalratio van hun huwelijk) dan respondenten met gemiddelde intelligentiescores

Figuur 1: Huwelijksurvival per IQ

Tabel 3: De effecten van intelligentie op de scheidingskansen van het Noord-Brabant-cohort en de significante controlevariabelen (cox-regressie: exponenten van beta's)^a

	Totale populatie		Korter of langer gehuwd	
	Interval variabele	IQ-groepen	16 jaar of korter	17 jaar of langer
Intelligentie	1,002	n.v.t.	1,067**	1,001
Gemiddeld IQ	n.v.t.	1,875	n.v.t.	n.v.t.
Hoog IQ	n.v.t.	2,845**	n.v.t.	n.v.t.
Vrouw	1,882**	1,839**		
Leeftijd bij huwelijk	1,115**	1,104**	0,907*	1,118*
Vader middelbare employee	2,099*	1,902*		
Vader zelfstandige agrariër	0,299*	0,321*		0,098*
Betaald werk			0,233**	3,289*
-2 log likelihood	1.182	1.173	168	728

* = $p < 0,05$ ** = $p < 0,01$

a. Gebruikte controlevariabelen: vaders beroep, geslacht, behaald onderwijsniveau, leeftijd bij huwelijk, kindertal, betaald werk, niveau van de laatste verrichte arbeid, alle interacties tussen geslacht, intelligentie en de controlevariabelen, het kwadraat van intelligentie.

(111 > IQ > 93) of met de 25 procent laagste intelligentiescores (IQ < 92), ook als men rekening houdt met hun huwelijksduur.

Tabel 3 laat de resultaten van verschillende Cox-regressies zien, waarbij steeds rekening wordt gehouden met de verschillen in huwelijksduur, met de rechtse censurering van de afhankelijke variabele (nog niet alle respondenten die kunnen gaan scheiden, zijn al gescheiden omdat nog niet de gehele huwelijksduur in kaart gebracht kan worden) en met de verschillen in achtergrondkenmerken. Alle achtergrondkenmerken genoemd in tabel 1 zijn in de regressies stapsgewijze meegenomen. Ook alle interactietermen tussen intelligentie, geslacht en de andere onafhankelijke variabelen en de kwadratische term van intelligentie zijn in deze regressies stapsgewijze meegenomen. Tabel 3 toont alleen de significante coëfficiënten, behalve voor intelligentie, die ongeacht significantie is opgenomen.

De resultaten van de eerste kolom van tabel 3 laten zien dat er geen significant effect van intelligentie bestaat, als wij rekening houden met het grotere aantal vrouwen dat zegt gescheiden te zijn, met het effect van de leeftijd bij huwelijk en met bepaalde beroepen van vaders. Gedeeltelijk kan het verdwijnen van het effect van intelligentie verklaard worden door deze verschillen in achtergrondkenmerken. Het zijn respondenten uit de hogere milieus (maar niet het hoogste milieu) die meer scheiden. Ook scheiden respondenten die op latere leeftijd huwen, meer. Dit afwijkende resultaat zou verklaard kunnen worden door de klimaatsverandering die dit Noord-Brabant-cohort meemaakt. De laatgetrouwden trouwen al meer in een maatschappelijk klimaat waarin echtscheiding geaccepteerd is.

De resultaten uit de tweede kolom van tabel 3 laten zien dat de eerder gevonden samenhang tussen intelligentie en echtscheiding door de hogere scheidingskans van de respondenten met het hoogste intelligentieniveau wordt veroorzaakt. Ook na controle voor achtergrondkenmerken scheiden alleen respondenten met een intelligentiescore hoger dan 112 meer. Dat betekent dat het scheidingsrisico in dit cohort vooral samenhangt met een hoge cognitieve vaardigheid. Dit is dus een volledig ander resultaat dan Herrnstein en Murray vonden voor de Verenigde Staten. De laatste twee kolommen van tabel 3 laten zien dat dit positieve effect van intelligentie op echtscheidingskansen vooral optreedt bij de kortgehuwden, wat ook in strijd is met de resultaten van Herrnstein en Murray.

Tabel 4: De intelligentiescores van gescheiden en nog getrouwde respondenten uit het Enschede-cohort, gesplitst naar duur van hun huwelijk

	Getrouwd	Gescheiden	<i>N</i>
Totaal	101,4 (9,5)	99,3 (9,0)	904
5 jaar of korter gehuwd	102,5 (10,1)	98,3 (9,7)	122
6 jaar of langer gehuwd	101,2 (9,4)	99,9 (8,5)	782

5. Het cohort geboren rond 1958

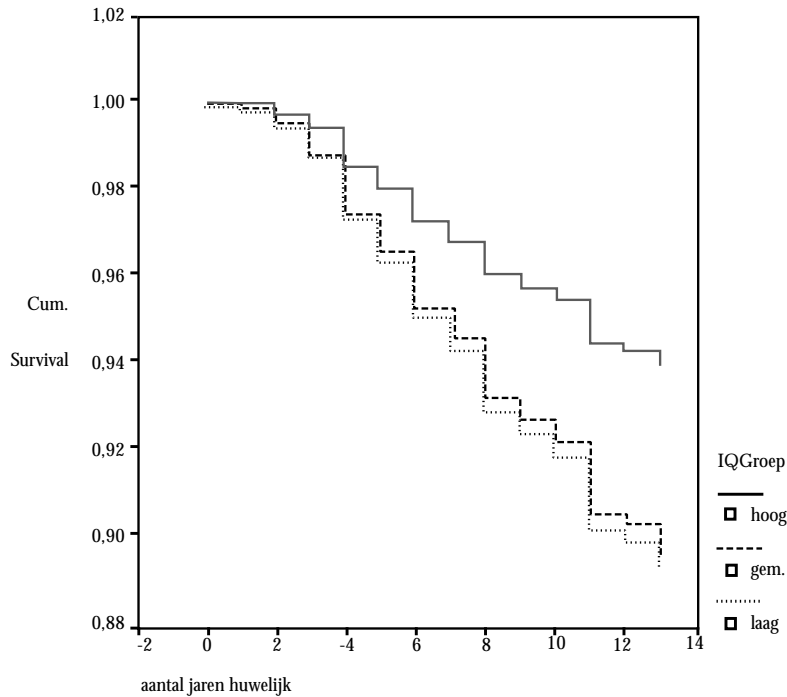
De resultaten van het Enschede-cohort geven een beeld op bijna hetzelfde tijdstip (1992), maar voor een andere generatie in een andere fase van hun leven. Het gaat nu om het cohort geboren rond 1958 dat gemiddeld tien jaar getrouwd is (geweest). Maar dit cohort heeft al een hoger scheidingspercentage dan het oudere Noord-Brabant-cohort. Dat is niet vreemd want voor deze generatie was echtscheiding vanaf het begin van hun huwelijk een reële mogelijkheid. De eerste die in dit cohort scheidde, deed dat al in het eerste huwelijksjaar.

Tabel 4 laat de gemiddelde intelligentiescores van de gescheiden en nog getrouwde respondenten zien. Gehuwden scoren hoger (2,1) op de intelligentietest dan gescheiden respondenten, maar het verschil is net niet significant ($t=1,82$; $p=0,07$). Het verschil in intelligentie is het grootst (4,3) en bijna significant ($t=1,95$; $p=0,06$) bij respondenten die niet langer dan vijf jaar getrouwd zijn (geweest): gescheiden respondenten hebben een lagere intelligentiescore dan (nog) gehuwden. Daarentegen is het verschil in intelligentie bij respondenten die zes jaar of langer gehuwd zijn (geweest) gering (1,3) en niet significant ($t=0,94$; $p=0,35$). Dit grote verschil tussen lang en kort gehuwden kan een artefact zijn, omdat hooggeschoolden laat trouwen en dus nog veel voorkomen in de categorie kortgehuwden en omdat de meeste scheidingen gedurende de eerste jaren van het huwelijk optreden en dus de snelle scheidingen veel in de categorie kortgehuwden voorkomen.

In figuur 2 wordt rekening gehouden met deze verschillen in huwelijksduur. De uiteenlopende survivalratio's van de verschillende groepen respondenten laten zien dat vooral de respondenten met de hoogste 25 procent intelligentiescores ($IQ > 108$) significant minder risico lopen te scheiden, ook als men rekening houdt met hun kortere huwelijksduur.

Tabel 5 laat de resultaten van verschillende Cox-regressies zien. Alle achtergrondkenmerken genoemd in tabel 1 zijn in de regressies stapsgewijze meegenomen. Ook alle interactietermen tussen intelligentie, geslacht en de andere onafhankelijke variabelen en de kwadratische term van intelligentie zijn in deze regressies stapsgewijze meegenomen. De resultaten van de eerste kolom laten zien dat er nog steeds een negatief effect van intelligentiescore op echtscheidingsrisico bestaat, ook als wij rekening houden met het al dan niet hebben van kinderen en het aantal kinderen. De tweede kolom van tabel 5 laat zien dat het negatieve effect van intelligentie vooral ontstaat door de lagere scheidingskans van respondenten met het hoogste intelligentieniveau. Dit resultaat is dus tegengesteld aan de uitkomsten met het Noord-Brabant-cohort, maar stemt overeen met de resultaten van Herrnstein en Murray. De laatste twee kolommen van tabel 5 laten echter zien dat deze negatieve samenhang tussen intelligentiescores en echtscheidingsrisico niet in de eerste vijf huwelijksjaren optreedt. En dat is wel in strijd met Herrnstein en Murray.

Figuur 2: Huwelijksurvival per IQ



Tabel 5: De effecten van intelligentie op de scheidingskansen van het Enschede-cohort (cox-regressie: exponenten van beta's)^a

	Totale populatie		Korter of langer gehuwd	
	Interval variabele	IQ-groepen	5 jaar of korter	6 jaar of langer
Intelligentie	0,98*	n.v.t.	1,00	0,98
Gemiddeld IQ	n.v.t.	0,91	n.v.t.	n.v.t.
Hoog IQ	n.v.t.	0,51*	n.v.t.	n.v.t.
1 kind	0,53	0,52*		0,42
2 kinderen	0,22**	0,22**		0,25**
3 kinderen	0,23**	0,23**		0,11**
Leeftijd bij huwelijk			0,73**	
Betaald werk			3,15*	
-2 log likelihood	848	848	173	494

* = $p < 0,05$

** = $p < 0,01$

a. Gebruikte controlevariabelen: ouderlijk milieu, geslacht, behaald onderwijsniveau, leeftijd bij huwelijk, kindertal, betaald werk, niveau betaald werk, alle interacties tussen geslacht, intelligentie en de controlevariabelen, het kwadraat van intelligentie.

6. Conclusies

Wij hebben dus tegengestelde onderzoeksresultaten: er is een positieve samenhang tussen intelligentie en echtscheidingsrisico bij het Nederlandse cohort geboren rond 1940; er is een negatieve samenhang tussen intelligentie en echtscheidingsrisico bij Nederlandse en Amerikaanse cohorten geboren na 1960. Deze tegengestelde resultaten kunnen echter vanuit de verschillende maatschappelijke context waarbinnen deze drie groepen scheidden goed verklaard worden.

Voor het Nederlandse cohort geboren rond 1940 werd echtscheiding pas een reële mogelijkheid nadat zij al geruime tijd gehuwd waren. Voor hen was echtscheiding een nieuwe mogelijkheid die 'uitgevonden' moest worden: alleen personen met een hogere intelligentie konden deze uitgang uit een onbevredigend huwelijk vinden en zij vonden deze uitgang sneller. Men zou kunnen zeggen dat echtscheiding voor deze generatie nog een 'eliteverschijnsel' was: alleen de meer intelligente personen durfden er gebruik van te maken.

Voor het Nederlandse cohort geboren rond 1958 was echtscheiding al vanaf het begin van hun huwelijk een reële mogelijkheid. Zij hadden reeds echtscheidingen van hun ouders of van de ouders van hun vrienden (iets ouder dan de generatie van het Noord-Brabant-cohort) meegemaakt, want die kwamen vanaf de jaren zeventig steeds meer voor. Echtscheiding was al gedemocratiseerd en voor iedereen bereikbaar. Daardoor was echtscheiding geen 'eliteverschijnsel' meer en verviel de basis voor een positieve samenhang tussen intelligentie en echtscheiding. Door deze democratisering van echtscheiding was voor dit cohort het instandhouden van hun huwelijk een grotere uitdaging geworden dan het vinden van de echtscheidingsuitgang uit een onbevredigend huwelijk. Dat instandhouden van een huwelijk, vooral op langere termijn, vereist het vermogen meningsverschillen te overbruggen. Dit vermogen van meer intelligente personen zou het negatieve verband tussen intelligentie en echtscheidingsrisico kunnen verklaren, overeenkomstig de veronderstellingen van Herrnstein en Murray. Bovendien zal dit cohort al hebben gemerkt dat echtscheiding bij hun ouders niet een gelukkiger verdere levensloop garandeerde, want gescheiden personen die hertrouwen hebben een grotere kans nogmaals te scheiden dan personen die maar eenmaal gehuwd zijn (Booth & Edwards, 1992). Zij zullen daarom meer op zoek gaan naar andere uitgangen uit een onbevredigend huwelijk, bijvoorbeeld een familitherapie of een comfortabel arrangement tussen beide partners. Het vermogen van meer intelligente personen om deze andere uitgangen uit een onbevredigend huwelijk te vinden zou ook het negatieve verband tussen intelligentie en echtscheidingsrisico kunnen verklaren.

Voor de Amerikaanse twintigers geldt nog sterker dat echtscheiding in hun samenleving en voor hun generatie een volledig gedemocratiseerd verschijnsel is. In die omstandigheden is het instandhouden van een huwelijk een grotere uitdaging dan het scheiden. Daarmee kan de basis voor een negatieve samenhang tussen intelligentie en echtscheidingsrisico verklaard worden.

De mate van democratisering van de mogelijkheden voor echtscheiding en de reactie van mensen op de negatieve gevolgen van echtscheiding lijken een goede verklaring voor deze tegengestelde resultaten. Zolang echtscheiding een 'eliteverschijnsel' is en de negatieve gevolgen van echtscheiding nog niet groot zijn (want alleen de zeer slechte huwelijken worden door scheiding beëindigd), gebruiken mensen met meer intelligentie deze uitweg. Zodra echtschei-

ding gedemocratiseerd is en de negatieve gevolgen van echtscheiding zichtbaar zijn geworden (want ook de 'kille' huwelijken worden nu door scheiding beëindigd), proberen mensen met meer intelligentie deze uitweg te vermijden. Het is dus onjuist dat de discussie over de positieve en negatieve gevolgen van echtscheiding nog wordt gedomineerd door de babyboomgeneratie die voor het eerst gebruikmaakte van die uitweg, zoals in Nederland thans het geval is. De ervaringen met en rechtvaardigingen van hun eigen echtscheidingen hebben geen geldigheid voor de volgende generaties, maar zijn daarmee eerder in strijd.

Noten

1. Dit is de bewerkte tekst van het college gegeven op 4 juli 2001 ter gelegenheid van mijn afscheid als hoogleraar empirische sociologie aan de Universiteit van Amsterdam. Ik dank Lisette Bros en Joop Hartog voor het ter beschikking stellen van de Enschede- en de Noord-Brabant-data. Correspondentieadres: Department of Political and Social Sciences, European University Institute, Badia Fiesolana, Via dei Roccettini 9. I-50016 San Domenico di Fiesole (FI), Italië. E-mail: jaap.dronkers@iue.it.
2. Deze beslissing alleen de mannelijke non-respondenten te benaderen weerspiegelt het arbeidsmarktperspectief van de econoom Hartog en de zwakke arbeidsmarktpositie van de vrouwen van deze generatie.
3. Het verschil van 169 leerlingen tussen 1983 en 1993 kan verklaard worden door overlijden of emigratie van de respondenten.
4. Leeftijd bij eerste huwelijk = $23,98 - 1,024 \cdot \text{aantal kinderen} - 1,365 \cdot \text{vrouw} + 0,616 \cdot \text{advies basisschool} - 0,853 \cdot \text{betaald werk} + 0,02326 \cdot \text{IQ} + 0,646 \cdot \text{vader boer}$ (adjusted R^2 0,13).
5. Huwelijksduur van gescheidenen = $14,831 + 9,153 \cdot \text{betaald werk} - 1,956 \cdot \text{onderwijs} + 3,949 \cdot \text{vader arbeider}$ (adjusted R^2 0,35).

Literatuur

- Booth, A & Edwards, J.N. (1992). Starting over: Why remarriages are more unstable. *Journal of Family Issues*, 13, 179-194.
- Bosman, R. (1993). *Opvoeden in je eentje. Een onderzoek naar de betekenis van het moedergezin voor de onderwijskansen van kinderen*. Lisse: Swets & Zeitlinger.
- Bros, L. (2001). *Reproductie of emancipatie? Loopbanen van de Enschedese schoolgeneratie 1964*. Leuven/Apeldoorn: Garant.
- Bros, L. & Dronkers, J. (1994). Jencks in Twente: over de sleutelmacht van het onderwijs en de arbeidsmarkt positie van vrouwen. *Amsterdams Sociologisch Tijdschrift*, 21, 67-88.
- 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.
- Burke, H.R. (1956). Raven's Progressive Matrices: A review and critical evaluation. *Journal of Genetic Psychology*, 93, 199-228.
- Calcar, C. van (1967). *Leren lezen. Enschedese onderzoekingen*. Groningen: Wolters-Noordhoff.
- Cooper, L.A. & Regan, D.T. (1982). Attention, perception, and intelligence. In J. Sternberg (ed.), *Handbook of Human Intelligence* (pp. 123-169). Cambridge: Cambridge University Press.

- Dronkers, J. (1986). Onderwijs en sociale ongelijkheid. In J.A. van Kemenade, N.A.J. Lagerwey, J.M.G. Leune & J.M.M. Ritzen (eds.), *Onderwijs: bestel en beleid. Onderwijs en samenleving A* (pp. 42-151). Groningen: Wolters-Noordhoff.
- Dronkers, J. (1996). Het effect van ouderlijke ruzie en echtscheiding op het welzijn van middelbare scholieren. *Comenius*, 16, 131-147.
- Dronkers, J. (1997). Zoals de ouden zongen piepen de jongen. Intergenerationele overdracht van de kans op scheiding in Nederland. *Mens & Maatschappij*, 72, 146-165.
- Dronkers, J. (1999). Jeugdige intelligentie en later succes in onderwijs en beroep. *Psychologie en Maatschappij*, 23, 152-165.
- Dronkers, J. & Ultee, W.C. (1995). *Verschuivende ongelijkheid in Nederland: Sociale gelaagdheid en mobiliteit*. Assen: Van Gorcum.
- Dykstra, P.A. & Liefbroer, A.C. (1998). Kinderloos en toch gelukkig? Over de gevolgen van kinderloosheid voor de ouderdom. *Mens & Maatschappij*, 73, 108-129.
- Engelhardt, H., Trappe, H. & Dronkers, J. (1999). Verschilt de intergenerationele overdracht van echtscheidingsrisico's tussen samenlevingen? Een vergelijking tussen de Bondsrepubliek en de DDR. *Mens & Maatschappij*, 74, 360-379.
- Fischer, T. & Graaf, P.M. de (2001). Ouderlijke echtscheiding en de levensloop van kinderen: negatieve gevolgen of schijnverbanden? *Sociale Wetenschappen*, 44, 138-163.
- Fokkema, T. & Liefbroer, A.C. (1999). Brengt werken echtscheiding dichterbij? De invloed van economische onafhankelijkheid op de echtscheidingskans van vrouwen geboren in de periode 1903-1937. *Mens & Maatschappij*, 74, 62-81.
- Fokkema, T. & Dykstra, P.A. (2001). Verschillen in depressie tussen gehuwde en gescheiden vrouwen in Nederland: op zoek naar een verklaring. *Sociale Wetenschappen*, 44, 115-137.
- Ganzeboom, H. (1989). *Cultuurdeelname in Nederland. Een empirisch-theoretisch onderzoek naar determinanten van deelname aan culturele activiteiten*. Assen/ Maastricht: Van Gorcum.
- Hartog, J. & Pfann, G. (1985). *Vervolg onderzoek Noord-Brabantse zesde klassers*. Amsterdam: University of Amsterdam.
- Herrnstein, R.J. & Murray, C. (1994). *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*. New York: Free Press.
- Janssen, J.P.G., Poortman, A.-R., Graaf, P.M. de & Kalmijn, M. (1998). De instabiliteit van huwelijken en samenwonenrelaties in Nederland. *Mens & Maatschappij*, 73, 4-26.
- Janssen, J.P.G. & Graaf, P.M. de (2000). Heterogamie en echtscheiding: gebrek aan overeenkomst in voorkeuren of gebrek aan sociale steun? *Mens & Maatschappij*, 75, 298-319.
- Matthijssen, M.A.J.M. & Sonnemans, G. (1958). *Schoolkeuze en schoolsucces bij VHMO en ULO in Noord-Brabant*. Tilburg: Zwijsen.
- 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.

Mens & Maatschappij

- Peschar, J.L. (1975). *Milieu, school, beroep: een achteraf-experiment over de periode 1958-1973 naar de invloed van het sociaal milieu op school- en beroepsloopbaan*. Groningen: H.D. Tjeenk Willink.
- Pong, S.-L., Dronkers, J. & Thompson, G. (2001). *An International Comparison of the Effects of Single-parent Family on Math and Science Achievement*. Paper presented at the Family Section Roundtables at ASA Annual Conference in Anaheim (Ca), August 18-22, 2001.
- Praag, M. van (1992). *Zomaar een dataset. 'De Noord-Brabantse Zesde Kllassers'. Een Presentatie van 15 jaar Onderzoek*. Amsterdam: Vakgroep Micro-economie, Universiteit van Amsterdam.
- Rapport over een onderzoek naar de stand van het gewoon lager onderwijs in Noord-Brabant*. (1957). Den Bosch: Provinciaal Bestuur Noord-Brabant.
- Raven, J.C. (1958). *Standard progressive matrices*. London: Lewis & Co.
- Sixma, H. & Ultee, W.C. (1983). Een beroepsprestigeschaal voor Nederland in de jaren tachtig. *Mens & Maatschappij*, 58, 360-382.
- South, S.J. (2001). Time-dependent effects of wives' employment on marital dissolution. *American Sociological Review*, 66, 226-245.
- Spruijt, E. & Goede, M. de (1997). Het welbevinden van jongeren uit verschillende gezinstypen. *Comenius*, 17, 99-116.
- Thurstone, T.G. & Thurstone, L.L. (1954). *Examiner manual for the SRA Primary Mental Abilities for ages 5 to 7*. Chicago: Science Research Associates.
- Vermunt, J. (1988). *Loglineaire modellen met latente variabelen en missing data*. Tilburg: University of Tilburg.