

PDF hosted at the Radboud Repository of the Radboud University Nijmegen

The following full text is a publisher's version.

For additional information about this publication click this link.

<http://hdl.handle.net/2066/63214>

Please be advised that this information was generated on 2021-06-24 and may be subject to change.

Intelligentie, opleiding en echtscheiding in Nederland

Paul M. de Graaf en Matthijs Kalmijn¹

Summary

Intelligence, education and divorce in the Netherlands

In his 2002 article in Mens en Maatschappij, Dronkers argues that data for the Netherlands (Enschede Panel Study 1964-1992) offer support to Herrnstein and Murray's hypothesis that more intelligent persons have a lower divorce risk than less intelligent people. The replication of the data analyzed by Dronkers presented in this article shows that Dronkers' conclusion is based on an incorrectly specified model in which educational attainment is not included. In a model that includes educational attainment the effect of intelligence is insignificant and educational attainment has a negative effect on divorce. This negative effect is conflicting with results from more representative data on the Netherlands. This may be due to the low number of divorces in the Enschede Panel Study (67), and to some flaws in the Enschede data. Models estimated on the Family Survey Dutch Population 1998 (123 divorces) and the survey Divorce in the Netherlands 1998 (1746 divorces) show that in the Netherlands the effect of educational attainment on divorce is positive.

In het artikel *Bestaat er een samenhang tussen echtscheiding en intelligentie?* concludeert Dronkers (2002) dat intelligentie en de kans om te gaan scheiden tegenwoordig negatief met elkaar samenhangen. Terwijl echtscheiding in het verleden een taboe was en vooral de intelligentste mensen het doorbreken daarvan aandurfd, zouden tegenwoordig personen met een hoge intelligentie juist minder snel scheiden. Daarmee dacht Dronkers een ondersteuning te hebben gevonden voor de hypothese van Herrnstein en Murray (1994) over een negatieve samenhang tussen intelligentie en echtscheiding. In onze moderne samenleving, waarin echtscheiding is geïnstitutionaliseerd en daarmee binnen ieders bereik is gekomen, redeneert Dronkers, zien vooral intelligente mensen in dat een echtscheiding nadelige gevolgen heeft voor hun kinderen en voor henzelf en gebruiken zij hun goede verstand om voorkomende huwelijksproblemen op te lossen. Verder zouden intelligente mensen er ook vaker in slagen een passende partner te vinden. Dronkers lijkt daarmee te suggereren dat minder intelligente mensen een slordig leven leiden en de capaciteiten missen om hun relatie in stand te houden.

De hypothese over intelligentie en scheiding is in andere vorm al langer onderwerp van discussie in de gezinssociologie. De socioloog Goode opperde veertig jaar geleden al de hypothese die Dronkers nu naar voren schuift, hoewel Goode's interpretatie vooral in termen van sociale

klasse wordt gegoten. In zijn klassieke artikel uit 1962 (door Dronkers overigens niet geciteerd), stelde Goode dat de relatie tussen klasse en scheiding afhankelijk was van de ontwikkelingsfase waarin een land verkeert: 'in the early industrialization period of Western nations, the upper classes will have higher divorce rates ... As a western nation industrializes, its divorce procedures are gradually made available to all classes. Since family strain toward the lower strata is greater, the proportion of lower strata divorces will increase, and eventually there should be an inverse relation between class and divorce rate' (Goode, 1962: 383). Goode probeerde de hypothese ook nog voor verschillende landen te toetsen aan de hand van registratiegegevens. Opmerkelijk is dat Nederland in Goode's gegevens een uitzondering leek op het algemene patroon. In het ver ontwikkelde Nederland bleek de scheidingskans juist hoger te zijn in de hogere vrije beroepen dan in andere beroepen en was er van een inverse relatie tussen klasse en scheiding dus geen sprake.

Met zijn bevinding dat juist minder intelligente mensen tegenwoordig meer scheiden heeft Dronkers veel aandacht getrokken en zeker in de media werd zijn conclusie breed uitgemeten. De auteurs van dit artikel hadden echter weinig vertrouwen in de houdbaarheid van Dronkers' bevinding: had eerder onderzoek juist niet laten zien dat er in Nederland een positieve samenhang bestaat tussen iemands opleidingsniveau en de echtscheidingskans? En waarom wordt er in de modellen van Dronkers geen rekening gehouden met het opleidingsniveau van de respondenten? Omdat er verder ook nog een duidelijk aanwijsbare fout zat in de opname van tijdsafhankelijke kenmerken van de respondenten in de modellen, hadden we aanleiding genoeg om deze data eens opnieuw te analyseren.

We geven eerst een korte samenvatting van de gegevens die Dronkers heeft gebruikt. Dronkers' conclusies berusten op een gebeurtenissenanalyse van de levensloop van 904 personen uit het zogenaamde Enschede-cohort. In 1964 is bij alle leerlingen die in de gemeente Enschede in de eerste klas van de lagere school zaten, de intelligentie gemeten (Van Calcar, 1967). In 1992 zijn deze leerlingen, inmiddels ongeveer 34 jaar oud, opgespoord door Bros (2001). De informatie uit het 1992-interview over de levensloop van de respondenten bevat gedetailleerde informatie over hun levensloop, waaronder informatie over hun relatievorming en -ontbinding. De door Bros gekoppelde informatie is door Dronkers gebruikt om de invloed van intelligentie op scheiding te onderzoeken. Wanneer wij de door Dronkers gepresenteerde modellen opnieuw schatten, komen we tot exact dezelfde bevindingen, maar onze verdere analyse toont aan dat de modellen niet correct zijn gespecificeerd en dat een correcte modelspecificatie de conclusies van Dronkers niet ondersteunt.

De eerste twee kolommen van tabel 1 (Modellen 1 en 2) laten de belangrijkste modellen van Dronkers zien. In model 1 is intelligentie lineair opgenomen (intervalvariabele) en in Model 2 is intelligentie in drie categorieën opgenomen (ordinale variabele). Dronkers concludeert dat vooral de categorie met de intelligentste respondenten de laagste echtscheidingscijfers zou moeten laten zien. We wijzen erop dat in deze modellen niet de exponenten van de effecten zijn weergegeven (zoals in Dronkers' artikel), maar de effecten zelf. Het negatieve effect van intelligentie (model 1) is significant als we de ruime overschrijdingswaarde van $p=0,10$ aanhouden. Het verschil in *log likelihood* tussen modellen 1 en 2 is overigens niet significant, wat betekent

Tabel 1: Modellen voor de invloed van intelligentie en opleidingsniveau op scheiding (Cox regressie)

	modellen van Dronkers		model met kinderen dynamisch	modellen met opleiding	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	intelligentie interval	intelligentie categorieën	kinderen tijdsafhankelijk	opleiding categorieën	opleiding interval
Intelligentie	-0,024-		-0,024-	-0,014	-0,013
Gemiddelde intelligentie (vs. lage)		-0,094			
Hoge intelligentie (vs. lage)		-0,677-			
1 kind in 1992 (vs. geen kinderen)	-0,635-	-0,651-			
2 kinderen in 1992 (vs. geen)	-1,510**	-1,499**			
3 of meer kinderen in 1992 (vs. geen)	-1,450**	-1,452**			
Kinderen tijdsafhankelijk (0=nee, 1=ja)			-1,255**	-1,309**	1,309**
Niveau 2, 1e trap, lbo+mavo (vs. lo)				-0,360	
Niveau 2, 2e trap, mbo+havo+vwo (vs. lo)				-0,500	
Niveau 3, 1e trap, hbo (vs. lo)				-1,041*	
Niveau 3, 2e trap, wo (vs. lo)				-0,918	
Opleidingsniveau (1-5)					-0,274*
-2 log likelihood	848,4	848,1	853,3	848,2	848,7
df	4	5	2	6	3
aantal scheidingen	67	67	67	67	67
aantal respondenten	904	904	904	904	904

** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, - $p < 0,10$

Bron: Enschede paneldata 1964-1992

dat de opsplitsing van intelligentie in drie groepen niets toevoegt aan de analyse. In het vervolg van onze heranalyse zullen we deze opsplitsing daarom niet meer gebruiken.

Opmerkelijk is dat er geen verschil bestaat in gemiddelde intelligentie tussen respondenten die wél en respondenten die niet gescheiden zijn en dat het negatieve effect van intelligentie pas

tevoorschijn komt als er in de tabellen rekening wordt gehouden met het kindertal. Het kindertal blijkt een zogeheten *suppressor* variabele te zijn. Omdat kindertal en intelligentie blijkbaar negatief samenhangen en er tussen kindertal en scheiding ook een negatief verband bestaat, ontstaat er een positieve druk op de correlatie tussen intelligentie en scheiding. Deze positieve druk kan een 'waar' negatief effect verhullen. Na controle voor kindertal wordt het eerdere nul-effect dus negatief.

Hoewel controleren voor kindertal dus een goede keuze is, is de manier waarop Dronkers dat doet niet juist: de huwelijksvruchtbaarheid is op een incorrecte manier in de modellen opgenomen. Het hebben van gezamenlijke kinderen is een belangrijke variabele in het onderzoek naar de determinanten van echtscheiding. Veel onderzoek heeft laten zien dat het hebben van gezamenlijke kinderen een van de belangrijkste determinanten is voor een stabiele relatie. Men dient daarbij echter wel op de causaliteit te letten, want het verband tussen kindertal en scheidingskans is voor een deel ook omgekeerd: een scheiding zorgt ervoor dat een relatie minder kinderen voortbrengt. De analyse van Dronkers houdt hier geen rekening mee, omdat de modellen alleen informatie bevatten over de kinderen die een relatie heeft voortgebracht op het moment van de dataverzameling in 1992. Technisch komt dit erop neer dat het kindertal een tijdsafhankelijke variabele is die door Dronkers is behandeld als een tijdsafhankelijke variabele. Een incorrecte analyse levert een incorrect effect op van de invloed van het hebben van kinderen op echtscheiding en zal daardoor misschien ook het effect van intelligentie vertekenen, zeker als dat intelligentie-effect pas opduikt als er wordt gecontroleerd voor het kindertal.

Het causaliteitsprobleem kan men beter aanpakken door het hebben van kinderen als tijdsafhankelijke variabele in de modellen op te nemen. Dat is mogelijk doordat de data informatie geven over het jaar waarin het eerste kind is geboren: er wordt dan in het model een variabele opgenomen die waarde 0 heeft tot aan het moment dat het eerste kind komt en die daarna waarde 1 heeft. Voor paren die nooit kinderen hebben gekregen, blijft de variabele de hele observatieperiode de waarde 0 hebben. In model 3 wordt dit gedaan maar dit heeft geen invloed op het effect van intelligentie; dat verandert niet en het blijft statistisch significant, zij het dan bij de overschrijdingswaarde van $p=0,10$.

De belangrijkste omissie in de analyse van Dronkers is echter dat hij de variabele opleidingsniveau niet heeft opgenomen in zijn uiteindelijke model. Intelligentie en opleidingsniveau hangen samen ($r=0,39$) en als het opleidingsniveau een invloed heeft op de scheidingskans, negatief of positief, levert een model waarin het opleidingsniveau niet is opgenomen een te grote invloed van intelligentie op. Dit is theoretisch een belangrijke zaak, want als zou blijken dat het effect van intelligentie indirect verloopt, via het opleidingsniveau, wordt de interpretatie anders. Er zijn namelijk veel meer redenen waarom hoger opgeleiden een andere echtscheidingskans hebben dan lager opgeleiden. Sommige van die redenen leiden tot een hypothese dat een hoger opleidingsniveau de echtscheidingskans verhoogt, en andere redenen leiden juist tot de hypothese dat een hoger opleidingsniveau de echtscheidingskans vermindert. We noemen hier drie van zulke redenen. In de eerste plaats hangt opleiding samen met individualistische en niet-traditionele opvattingen, waardoor hoger opgeleiden een hogere echtscheidingskans zullen hebben. In de tweede plaats hangt opleiding samen met inkomen en bestaanszekerheid. Daarom

hebben hoger opgeleide paren minder vaak financiële problemen dan lager opgeleiden, wat kan leiden tot een lagere echtscheidingskans. In de derde plaats zorgt een goede opleiding ervoor dat vrouwen financieel onafhankelijk kunnen zijn buiten het huwelijk en dus gemakkelijker aan een slecht huwelijk kunnen ontsnappen.

Argumenten genoeg om het onderwijsniveau van de respondenten expliciet op te nemen in de modellen. In Modellen 4 en 5 wordt dit gedaan en de uitkomsten laten zien dat er in de Enschede-data een sterk negatief effect is van het opleidingsniveau op de scheidingskans en dat het effect van intelligentie dan niet langer statistisch significant is ($p > 0,10$). Communicatie met Dronkers heeft opgeleverd dat hij ook naar de uitkomsten van Model 4 heeft gekeken (zij het dan met een incorrecte specificatie van het hebben van kinderen) en dat hij op basis van het niet-significante verschil in de *log-likelihood* van Modellen 3 en 4 ($p > 0,10$) heeft besloten het opleidingsniveau niet in het model op te nemen. Dat is een aanvechtbare beslissing, want op basis van de uitkomsten van Model 4 had Dronkers er net zo goed voor kunnen kiezen om intelligentie uit het model te verwijderen. Ernstiger is nog dat de invloed van het opleidingsniveau in de specificatie van Model 4 wordt uitgesmeerd over vijf onderwijscategorieën en dus vier vrijheidsgraden kost. In Model 5 hebben we het opleidingsniveau daarom als intervalvariabele opgenomen. Dat kost slechts één vrijheidsgraad en het verschil in de *log-likelihood* tussen Modellen 3 en 5 is dan wel statistisch significant ($p < 0,05$). Het is duidelijk dat Model 5 het te prefereren model is voor deze data. Het levert een gering en niet-significant effect op van intelligentie en een sterk negatief effect van het opleidingsniveau. Dat blijft overigens zo als het hebben van kinderen uit het model wordt verwijderd, zij het dat het effect van opleiding dan iets kleiner wordt ($b = -0,22$) en het slechts significant is bij een overschrijdingswaarde van $p < 0,10$.

Onze eerste conclusie is dat een correcte analyse van de Enschedese data laat zien dat de scheidingskans niet wordt bepaald door iemands intelligentie maar door iemands opleidingsniveau. Uiteraard hangen deze begrippen samen maar voor een opleidingseffect zijn er meer verklaringen mogelijk dan alleen een cognitieve verklaring. Immers, hoger en lager opgeleiden verschillen ook van elkaar wat betreft hun normen en waarden en wat betreft hun inkomensituatie. De cognitieve verklaring komt er niet goed van af omdat in het model met zowel intelligentie als opleidingsniveau het effect van intelligentie verwaarloosbaar is.

Vervolgens gaan we in op het gevonden opleidingseffect zelf. Naar ons idee is dit een merkwaardige bevinding. Eerder Nederlands onderzoek heeft op basis van verschillende datasets laten zien dat het opleidingsniveau van de vrouw een positieve invloed heeft op de scheidingskans (Poortman & Kalmijn, 2002; Fokkema & Liefbroer, 1999). Er zijn ook wel aanwijzingen dat er geen invloed is van opleiding (Manting, 1994), maar een negatieve invloed is in Nederland niet eerder gevonden. In de literatuur zijn voor een positief opleidingseffect verschillende economische en culturele verklaringen aangevoerd, zoals de al aangestipte (potentiële) economische zelfstandigheid van hoogopgeleide vrouwen en de individualistische waarden van hoger opgeleiden.

In tabellen 2a en 2b presenteren we analyses die zijn uitgevoerd op grootschalige, voor Nederland representatieve databestanden. Dat zijn de Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1998 (De Graaf, De Graaf, Kraaykamp & Ultee, 1998) en het survey Scheiding in Nederland

1998 (Kalmijn & De Graaf, 1998). We hebben het opleidingsniveau in deze analyse op dezelfde manier geoperationaliseerd als in de Enschede-data en ook het hebben van gemeenschappelijke kinderen is in de modellen opgenomen. Dit zorgt ervoor dat de effecten van het opleidingsniveau direct vergelijkbaar zijn met het effect van opleiding in Model 5 van tabel 1. In tabel 2a analyseren we alle scheidingen die voorkomen in de data. In tabel 2b maken we een striktere vergelijking met de Enschede-data door de analyse te beperken tot de levensloop tot en met leeftijd 34. Amerikaans onderzoek heeft laten zien dat in de Verenigde Staten scheiden op jonge leeftijd anders samenhangt met opleiding dan scheiden op oude leeftijd: op oudere leeftijd is het verband positief maar op jongere leeftijd is het negatief (South & Spitze, 1986). Het kan dus goed zijn dat het negatieve effect uit de Enschede-data berust op de nog jonge leeftijd van de respondenten. Het weglaten van de gegevens over de levensloop na leeftijd 34 brengt met zich mee dat er in tabel 2b iets minder huwelijken en flink wat minder scheidingen worden geanalyseerd.

Tabel 2a: Modellen voor de invloed van opleidingsniveau op echtscheiding naar geboortecohort (Cox regressie)

	Bron: Fnb 1998 cohorten 1951-1970		Bron: Scheiding in Nederland 1998			
	allen (1)	cohort <1940 (2a)	cohort 1941-1950 (2b)	cohort 1951-1960 (2c)	cohort 1961-1970 (2d)	
Opleidingsniveau (1-5)	0,153	0,125**	0,109*	0,129**	0,128**	0,064
Kinderen tijdsafhankelijk (0=nee, 1=ja)	-1,175**	-0,617**	-0,382*	-0,840**	-0,480**	-0,698**
Cohort 1941-1950 (vs. cohort < 1940)		0,554**				
Cohort 1951-1960 (vs. cohort < 1940)		1,075**				
Cohort 1961-1970 (vs. cohort < 1940)		1,665**				
-2 log likelihood	746,2	23948,7	4107,3	6436,2	7117,7	2322,7
df	5	5	2	2	2	2
Aantal scheidingen	59	1746	364	553	603	226
Aantal respondenten	912	2285	498	683	766	338

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

Tabel 2b: Modellen voor de invloed van opleidingsniveau op echtscheiding vóór leeftijd 34 naar geboortecohort (Cox regressie)

	Bron: Fnb 1998		Bron: Scheiding in Nederland 1998			
	cohorten 1951-1970 (1)	allen (2)	cohort <1940 (2a)	cohort 1941-1950 (2b)	cohort 1951-1960 (2c)	cohort 1961-1970 (2d)
Opleidingsniveau (1-5)	0,332*	0,090**	-0,040	0,069**	0,123*	0,095
Kinderen tijdsafhankelijk (0=nee, 1=ja)	-1,163**	-0,751**	-1,487**	-1,106**	-0,478*	-0,717**
Cohort 1941-1950 (vs. cohort < 1940)		0,700**				
Cohort 1951-1960 (vs. cohort < 1940)		1,258**				
Cohort 1961-1970 (vs. cohort < 1940)		1,883**				
-2 log likelihood	574,8	11803,9	667,3	2390,9	4467,6	2185,4
df	5	5	2	2	2	2
Aantal scheidingen	46	852	61	204	373	214
Aantal respondenten	858	2197	474	660	728	335

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

In Modellen 1 van tabellen 2a en 2b worden de resultaten op basis van de Familie-enquête Nederlandse Bevolking gepresenteerd. We hebben de steekproef beperkt tot respondenten die geboren zijn tussen 1950 en 1970, om een goede vergelijking te kunnen maken met het Enschede-cohort dat immers in 1958 is geboren. Het effect van opleidingsniveau is positief maar statistisch niet significant. De analyse van scheidingen vóór leeftijd 34 laat een groter effect van opleiding zien dat nu ook wel significant is. Gezien het geringe aantal scheidingen in deze data moeten we voorzichtig zijn met conclusies, maar het ziet er niet naar uit dat het effect van opleiding negatief is.

In de overige modellen van tabellen 2a en 2b worden resultaten weergegeven van onze analyse van het survey Scheiding in Nederland. Dit survey heeft een oververtegenwoordiging van ooit gescheidenen en laat daardoor een historische vergelijking van het effect van het opleidingsniveau op echtscheiding toe. Modellen 2 uit tabel 2 hebben betrekking op alle respondenten. De aanname hier is dat het opleidingseffect gelijk is voor de onderscheiden geboortecohor-

ten. Dit model laat opnieuw een significant en positief effect zien van het opleidingsniveau. Het effect is iets kleiner voor de analyse van scheidingen vóór leeftijd 34 maar ook hier statistisch significant. Modellen 2a, 2b, 2c en 2d uit tabellen 2a en 2b laten zien dat het opleidingseffect positief is voor de vier onderscheiden cohorten, met uitzondering voor scheidingen vóór leeftijd 34 in het oudste cohort. Overigens zijn de cohortverschillen in het opleidingseffect statistisch niet significant ($p > 0,10$). Voor het cohort waar het bij de Enschedese data om gaat (geboren in 1957 en 1958) is er in deze data dus geen enkele aanwijzing voor een negatieve invloed van het opleidingsniveau op de echtscheidingskans.

Onze tweede conclusie luidt dan ook dat in Nederland hoogopgeleiden een grotere scheidingskans hebben dan laagopgeleiden. Deze conclusie bevestigt de oorspronkelijke bevinding van Goode waarin hij Nederland ziet als een uitzondering op de regel dat er in moderne samenlevingen een inverse relatie bestaat tussen klasse en scheiding. Dat het Enschede-cohort een negatieve invloed laat zien van het opleidingsniveau op de scheidingskans doet eraan twijfelen of deze data wel geschikt zijn voor onderzoek naar de determinanten van scheiding. Het is niet gemakkelijk om uit te maken waarom de Enschede-data een negatieve invloed laten zien, maar het is duidelijk dat het aantal van 67 scheidingen nogal gering is wat het schatten van betrouwbare effecten problematisch maakt.

We vatten onze conclusies nog eens samen. Onze eerste conclusie is dat Dronkers ten onrechte suggereert dat de door hem geanalyseerde data aantonen dat minder intelligente mensen een grotere kans hebben op echtscheiding. Als we rekening houden met het opleidingsniveau is de invloed van intelligentie nihil. Merkwaardig is dat de Enschede-data suggereren dat lager opgeleiden een grotere echtscheidingskans hebben dan hoger opgeleiden. Daarom hebben we deze analyse gerepliceerd met andere, meer representatieve Nederlandse data. De uitkomsten laten zien dat in Nederland juist de hoger opgeleiden een grotere echtscheidingskans hebben. Onze tweede conclusie is derhalve dat de Enschedese bevinding dat hoger opgeleiden een kleinere scheidingskans zouden hebben dan lager opgeleiden niet generaliseerbaar is naar de Nederlandse bevolking. Dat Nederland daarmee anders is dan de Verenigde Staten, waar wel vaak een negatief effect van opleiding wordt gevonden (South, 2001), doet daar niets aan af. Nederland werd veertig jaar geleden in de studie van Goode al 'anders' genoemd en is dat nu nog steeds.

Noten

1. Paul M. de Graaf is universitair hoofddocent, Sectie Sociologie, Katholieke Universiteit Nijmegen; Matthijs Kalmijn is hoogleraar sociologie, Departement Sociologie, Universiteit van Tilburg. Correspondentieadres: Paul M. de Graaf, Sectie Sociologie, Katholieke Universiteit Nijmegen, Postbus 9104, 6500 HE Nijmegen, e-mail:

pdegraaf@mailbox.kun.nl. We danken Lisette Bros voor het ter beschikking stellen van een uittreksel uit de Enschede-data. Dankzij de medewerking van Jaap Dronkers waren we in staat zijn operationaliseringsaanpak te houden waardoor we de door hem gepubliceerde modellen exact konden repliceren.

Literatuur

- Bros, L. (2001). *Reproductie of emancipatie? Loopbanen van de Enschedese schoolgeneratie 1964*. Leuven/Apeldoorn: Garant.
- Calcar, C. van (1967). *Leren lezen: Enschedese onderzoekingen*. Groningen: Wolters Noordhoff.
- Dronkers, J. (2002). Bestaat er een samenhang tussen echtscheiding en intelligentie? *Mens en Maatschappij*, 77, 25-42.
- Fokkema, T. & Liefbroer, A.C. (1999). Brengt werken echtscheiding dichterbij? *Mens en Maatschappij*, 74, 62-81.
- Graaf, N.D., de Graaf, P.M., Kraaykamp, G. & Ultee, W.C. (1998). *Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1998*. Databestand. Nijmegen: Sectie Sociologie.
- 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). Londen: Routledge.
- Herrnstein, R.J. & Murray, C. (1994). *The Bell curve: intelligence and class structure in American life*. New York: Free Press.
- Kalmijn, M. & Graaf, P.M. de (1998). *Scheiding in Nederland*. Databestand. Utrecht: Vakgroep Sociologie.
- Manting, D. (1994). *Dynamics in marriage and cohabitation: An inter-temporal, life course analysis of first union formation and dissolution*. Amsterdam: Thesis Publishers.
- Poortman, A.R. & Kalmijn, M. (2002). Women's labour market position and divorce in the Netherlands: Evaluating economic interpretations of the work effect. *European Journal of Population*, 18, 175-202.
- South, S.J. (2001). Time-dependent effects of wives' employment on marital dissolution. *American Sociological Review*, 66, 226-245.
- South, S.J. & Spitze, G. (1986). Determinants of divorce over the marital life course. *American Sociological Review*, 51, 583-590.