Zoals de ouden zongen, piepen de jongen
Intergenerationele overdracht van de kans op scheiding in Nederland

J. Dronkers [1]

Summary

The young pig grunts like the old sow; intergenerational transmission of divorce in the Netherlands

The intergenerational transmission of divorce risk in the Netherlands is analyzed with the data of the Netherlands Family Survey 1992-1994. We control for factors which might explain divorce of parents and children. The aim of this controls is to see whether the intergenerational transmission of divorce can be explained by three possible mechanisms of this transmission: stress, economic deprivation or stigmatisation. We find that these three mechanisms cannot explain the intergenerational transmission of divorce risk in the Netherlands. We don't find a lower effect of parental divorce for a younger generation or a different effect of parental divorce on their sons' or daughters' divorce risk.

1. Inleiding

'En al die geluiden over de onderwijsachterstand en geringere maatschappelijke kansen van kinderen uit "gebroken" gezinnen dan, de grotere kans op problemen van adoptiekinderen, de problemen van kinderen van gescheiden ouders, is dat allemaal onzin? Nee, niet allemaal. (...) Uit de Verenigde Staten komen alarmerende berichten over de steeds grotere groep kinderen van ongehuwde moeders. Armoede, criminaliteit, slechte schoolresultaten, onmiskenbaar. Maar zijn die criminaliteit en die talrijke tienerzwangerschappen nu een gevolg van armoede, of omgekeerd? Vergelijken we alleenopvoedende ouders met een behoorlijk inkomen en een goede opleiding met echtparen met eenzelfde inkomensniveau, dan is de achterstand van de kinderen van alleenstaande ouders vrijwel verdwenen. Wat ongehuwde moeders dus missen, is niet zozeer een man als wel een mannensalaris. (...) Kinderen van gescheiden ouders hebben het gemiddeld vaker moeilijk dan kinderen van niet-gescheiden ouders. Hoewel ik zelf nogal geleden heb onder het feit dat mijn ouders vonden dat ze pas uit elkaar mochten als de kinderen groot waren, met als gevolg een depressieve moeder en een in zijn werk vluchtende vader (ik had liever één gelukkige ouder gehad dan twee ongelukkige), wil ik dat wel geloven. Voor kinderen is het een levenscrisis wanneer een situatie zo

drastisch verandert. Maar veel van de schade die kinderen oplopen, heeft meer te maken met de spanning voorafgaand aan de scheiding dan met de scheiding zelf. Verder geldt hetzelfde als bij de ongehuwde moeder: het ontbreken van een behoorlijk inkomen. (...) Het zou alleen mogelijk zijn iets te zeggen over de kansen van kinderen van gescheiden ouders als wij wisten hoe het diezelfde kinderen zou zijn gegaan wanneer diezelfde ouders bij elkaar waren gebleven. Elke vergelijking met kinderen van niet-gescheiden ouders gaat mank.(...) En natuurlijk, stigmatisering is schadelijk, zoals de kinderen van ongehuwde moeders van vroeger weten. Maar naar mate er meer varianten in vormen van ouderschap komen, zal die stigmatisering afnemen.' (Meulenbelt, 1995, pp. 15-16).

Deze citaten uit een recent artikel over het afscheid van het traditionele gezin en de voordelen van dat afscheid in *Opzij* maken terecht een onderscheid tussen ouderlijke conflicten en scheiding en wijzen terecht op het negatieve effect van die ouderlijke conflicten op de kinderen. Maar ze suggereren ook dat de gevolgen van scheiding voor de daarbij betrokken kinderen niet ernstig zijn indien er geen inkomensachterstand zou zijn en er geen stigmatisering zou plaatsvinden.

Dit laatste is echter in strijd met de resultaten van wetenschappelijk onderzoek. Scheiding heeft negatieve gevolgen voor het welzijn van minderjarige kinderen, niet alleen in de USA (overzichtstudies: Acock & Demo, 1994; Amato & Keith, 1991; McLanahan & Sandefur, 1994), maar ook in Europese samenlevingen: Nederland, Zweden, Duitsland, Zwitserland en het Verenigd Koninkrijk (zie voor referenties: Borgers, Dronkers & van Praag, 1996; Bosman, 1993; Spruijt, 1993). Uit deze onderzoeksliteratuur kan worden geconcludeerd dat Meulenbelt in haar essay in *Opzij* terecht de negatieve gevolgen van het opvoeden door één ouder in Europese samenlevingen relativeert, want die zijn nihil. Ook onderstreept deze literatuur dat Meulenbelt gelijk had door te wijzen op de nadelige gevolgen van ouderlijke conflicten in relatie tot scheiding. Maar zij schuift ten onrechte de negatieve gevolgen van scheiding voor de kinderen geheel af op ouderlijk inkomen, beroep of opleiding en op stigmatisering door de samenleving en eist vervolgens een onmogelijke bewijsvoering voor het bestaan van die effecten. In tegenstelling tot haar betoog blijkt uit het beschikbare onderzoek dat ouderlijke scheiding voor kinderen meer is dan een levenscrisis ontstaan door een ingrijpende verandering en dat de schade niet alleen wordt veroorzaakt door de spanning voorafgaand aan de scheiding.

Eigenlijk mag Meulenbelt deze bagatellisering van de gevolgen van scheiding voor kinderen niet verweten worden, omdat tot nu toe de Nederlandse gezinsonderzoekers dit onderwerp óf negeren óf beweren dat er geen blijvende negatieve gevolgen zijn. Een goed voorbeeld daarvan is een recent verschenen handboek over gezinnen en familie. Daarin zegt Zwaan (1993, p. 294): *'Over de gevolgen van scheiding voor kinderen zijn de meningen van onderzoekers diepgaand verdeeld. Sommigen wijzen bij voorbeeld op relatief teruglopende schoolprestaties en toenemende problemen bij de emotionele ontwikkeling, anderen menen dat hiervan geen of minder sprake is. In het algemeen lijkt het onderzoek nog teveel beïnvloed door de morele of ideologische standpunten van de onderzoekers'.* Gegeven de literatuur geeft dit citaat volstrekt niet het huidig inzicht weer. Wellicht hebben Nederlandse gezinsonderzoekers te veel last van de eigen ideologische

vooringenomenheid of zijn ze bang uitgemaakt te worden voor verdedigers van het zogenaamde traditionele gezin.[2] Aan het slot van de hierboven geciteerde passage komt Zwaan tot een krachtige uitspraak, die hij echter niet ondersteunt met een literatuurverwijzing: de kwantitatieve ontwikkeling van de scheiding *'illustreert de eerder gesignaleerde ontwikkeling dat kinderen een minder prominente plaats in het leven van volwassenen aan het innemen zijn. Ironisch genoeg zal overigens diezelfde kwantitatieve ontwikkeling wellicht de nadelen van scheiding voor kinderen verminderen: ze worden minder gestigmatiseerd dan voorheen en ze delen hun lot met een groeiend aantal anderen.*[3]

Een goede illustratie van het ingrijpend karakter van ouderlijke scheiding op het welzijn van de daarbij betrokken kinderen is dat negatieve effecten van scheiding niet alleen gedurende de eerste jaren na de scheiding worden gevonden. Ook worden negatieve effecten van scheiding op de langere termijn gevonden bij de daarbij betrokken kinderen (bereikt onderwijsniveau, werkloosheid, sociale mobiliteit, leeftijd bij eerste relatie, leeftijd bij geboorte eerste kind, levensduur). Het bestaan van een significant langetermijneffect is interessant, want veel effecten van belangrijk geachte keuzen in een mensenleven (bijvoorbeeld keuze van een studierichting, zie Waslander en Glebbeek, 1996) verdwijnen na verloop van tijd: die effecten verdwijnen in de gevolgen van daarop volgende beslissingen en keuzen. Blijkbaar zijn de negatieve effecten van ouderlijke scheiding bestand tegen de helende werking van de tijd.

In dit artikel wordt op één specifiek langetermijneffect van scheiding ingegaan: de intergenerationele overdracht van scheidingskansen. Minder formeel geformuleerd: hebben kinderen van gescheiden ouders een grotere kans om zelf ook te scheiden? In de USA is het bestaan van deze verhoogde kans reeds meerdere malen vastgesteld, bijvoorbeeld door Bumpass en Sweet (1972), Pope en Mueller (1976), Mueller en Pope (1977), Kulka en Weingarten (1979), Mott en Moore (1979), Teachman (1982), Greenberg en Nay (1982), Kitson, Babri en Roach (1985), Mueller en Cooper (1986), Glenn en Kramer (1987), Keith en Finlay (1988), McLanahan en Bumpass (1988), Kuh en Maclean (1990), Bumpass, Martin en Sweet (1991), Amato en Booth (1991), Webster, Orbuch en House (1995) en Wolfinger (1996). Maar ook in Duitsland (Diekmann en Engelhardt, 1995; Wagner, 1993) is het bestaan van deze verhoogde kans op scheiding aangetoond. Omdat deze intergenerationele overdracht van scheidingskansen zou wijzen op een belangrijk langetermijneffect van ouderlijke scheiding in de Nederlandse samenleving is een empirische vaststelling daarvan met behulp van verschillende datasets van belang. De omvang van het Nederlandse onderzoek is beperkt. Klijzing (1992, p. 61) vond bij mannen en vrouwen geboren tussen 1928 en 1965 geen effect van het niet-opgroeien in een eenoudergezin op de kans op scheiding in hun eerste huwelijk, maar Klijzing maakte niet het essentiële onderscheid tussen eenoudergezinnen ontstaan door scheiding of door andere oorzaken. Spruijt (1993) vond dat jongeren tussen de 12 en 24 jaar uit eenoudergezinnen ontstaan door scheiding in vergelijking met jongeren uit stabiele én instabiele twee-oudergezinnen al meer relaties hebben meegemaakt, op jeugdiger leeftijd hun eerste coïtus ervaring hebben, vaker reeds met iemand naar bed zijn geweest, vaker met een losse partner voor de eerste keer seks hadden, minder traditioneel dachten over relaties en minder vaak een gezin wilden stichten, ook na controle voor de invloed van de ouderlijke sociale klasse en

de mate van moderne opvattingen bij de ouders. Bosch, Dronkers, Goor, Groot, Oei, Punt, Selleger en Windhorst (1994) lieten zien dat kinderen van gescheiden ouders én vaker meer dan één relatie hebben gehad én vaker geen enkele relatie hebben gehad dan kinderen van niet gescheiden ouders. Manting (1994) vond dat vrouwen geboren tussen 1950 en 1969 in hun eerste relatie een groter scheidingsrisico hadden indien hun ouders gescheiden waren, maar dat dit grotere risico kon verklaard worden uit kenmerken van het huwelijk van deze vrouwen.[4] Dykstra (1996) vond dat kinderen van mannen en vrouwen geboren tussen 1903 en 1937 een grotere kans op scheiding hadden als hun ouders gescheiden waren, maar zij controleerde hierbij alleen voor leeftijd van het kind en de ouderlijke gezinsgrootte. De Graaf (1996) vond dat de kans om te scheiden tijdens een periode van (on)gehuwd samenwonen bij mannen en vrouwen geboren tussen 1951 en 1975 en afkomstig uit eenoudergezinnen anderhalf keer zo groot is als bij personen uit tweeoudergezinnen. Bij mannen is dat 16% versus 10%, bij vrouwen 20% versus 12%. Ook vond hij dat respondenten uit eenoudergezinnen 'een gelukkig gezinsleven' minder vaak een belangrijk doel in het leven vinden, maar vaker de voorkeur uitspreken voor 'van het leven genieten'. De Graaf controleert echter niet voor gemeenschappelijke achtergrondkenmerken van ouders en kinderen (bijvoorbeeld kerkelijke gezindte). Spruijt en De Goede (1996) vonden dat adolescenten afkomstig uit eenoudergezinnen ontstaan door scheiding, meer conflicten met hun partners hebben of vaker hun relatie hebben verbroken dan adolescenten afkomstig uit twee-oudergezinnen (zowel die met als zonder conflict) en uit stiefgezinnen, ook na controle voor ouderlijk inkomen, geslacht, leeftijd en eigen opleidingsniveau.

Het karakter van dit artikel is in hoofdzaak beschrijvend. Bij deze beschrijving kan ik echter gebruik maken van de verklaringen die het Amerikaanse onderzoek geeft voor het bestaan van deze relatie. McLanahan en Bumpass (1988) noemen drie mechanismen die het bestaan van deze relatie kunnen verklaren: 1. De spanning-hypothese. De spanning die samenhangt met de scheiding van de ouders is een 'push' factor waardoor kinderen vaker voortijdig het ouderlijk huis verlaten om te trouwen en vaker op jeugdige leeftijd volwassen rollen op zich nemen; 2. De socialisatie-hypothese. De socialiserende omstandigheden in het ouderlijk gezin voor en na de scheiding leiden tot het verwerven van bepaalde gedragingen en attitudes bij hun kinderen, waardoor zij later slechter in staat zouden zijn hun relatie in stand te houden of een onbevredigende relatie sneller te verlaten; 3. De economische hypothese. De economische omstandigheden na de ouderlijke scheiding beïnvloeden de levensloop van hun kinderen negatief (bereikt opleidings- en beroepsniveau), waardoor de scheidingskansen van hun kinderen kunnen toenemen.

Spruijt (1993) voegt daaraan nog een vierde mechanisme toe: de negatieve stereotypering van scheiding. Het stigma van de ouderlijke scheiding zou de levenskansen van hun kinderen negatief beïnvloeden. Wij noemen dit de stigmatisering-hypothese. De stigmatisering-hypothese kan voorlopig getoetst worden aan de hand van het afgenomen gevolg van de ouderlijke scheiding voor de jongere generaties. In dit artikel zal voor het eerst voor Nederland worden nagegaan of er inderdaad sprake is van een afnemend negatief effect van scheiding. Veranderingen in de kracht van intergenerationele overdracht van scheidingsrisico is niet vaak onderzocht, ook niet in de USA. Kulka en Weingarten (1979) en McLanahan en Bumpass

(1988) vonden geen systematische trend in de mate van deze intergenerationele overdracht. Wolfinger (1996) vindt in recentere steekproeven wel een kleiner effect van ouderlijke scheiding op die van hun kinderen in vergelijking met oudere steekproeven. Zijn verklaring voor dit resultaat is afnemende stigmatisering van kinderen van gescheiden ouders als gevolg van de sterke toename van scheiding. Deze mogelijke afname in de intergenerationele overdracht van scheidingsrisico's als gevolg van het verdwijnen van het stigma, die Meulenbelt en Zwaan veronderstellen, zal in de één na laatste paragraaf aan de orde komen. Indien deze afname zich niet voordoet, moet dat betekenen dat de stigmatisering-hypothese het bestaan van de relatie tussen de intergenerationele scheidingsrisico's niet goed kan verklaren.

Het is niet duidelijk of het scheidingsrisico van kinderen van gescheiden ouders verschilt voor hun zonen en dochters: er worden wisselende resultaten gevonden. In een meta-analyse van 24 Amerikaanse studies door Amato en Keith (1991) bleek dat dochters van gescheiden ouders een iets groter scheidingsrisico in hun eigen huwelijk liepen dan zonen van gescheiden ouders. Diekmann en Engelhardt (1995) vonden echter voor Duitsland dat zonen van gescheiden ouders een groter scheidingsrisico liepen dan dochters van gescheiden ouders. Dit mogelijke verschil in scheidingsrisico tussen zonen en dochters van gescheiden ouders zal in de één na laatste paragraaf aan de orde komen.

De volgende vragen komen in dit artikel aan de orde:

1. Bestaat er een positieve relatie tussen de ouderlijke scheiding en de kans op scheiding bij hun kinderen en kan deze relatie verklaard worden uit samenhangen tussen andere kenmerken van ouders en kinderen?

2. Bestaat er een positieve relatie tussen het voortijdig overlijden van een van de ouders en de kans op scheiding bij hun kinderen en kan deze relatie verklaard worden uit samenhangen tussen andere kenmerken van ouders en kinderen?

3. In hoeverre kan de relatie tussen ouderlijke scheiding en de kans op scheiding bij hun kinderen verklaard worden met de spanning-hypothese en de economische-hypothese van McLanahan en Bumpass (1988)?

4. Is de relatie tussen ouderlijke scheiding en de kans op scheiding van hun kinderen voor zonen sterker dan voor dochters?

5. Is de relatie tussen ouderlijke scheiding en de kans op scheiding van hun kinderen voor een jongere generatie zwakker dan voor een oudere generatie?

2. Data

Om deze vijf vragen te beantwoorden, zijn gegevens nodig die zowel de relatiegeschiedenissen van volwassen kinderen, als die van hun ouders bevat, naast de andere relevante kenmerken van ouders en kinderen. Bovendien mogen deze volwassen kinderen niet alleen jong volwassenen zijn, omdat dan hun relatiegeschiedenis nog te kort is. Tegelijkertijd kunnen deze volwassen kinderen niet te oud zijn, want dan wordt het aandeel gescheiden ouders te klein om nog zinvol statistiek te bedrijven. Voor zover ik weet, bevatten slechts twee nationale repre-

sentatieve databestanden in voldoende mate deze gegevens. Het eerste is het Telepanel, dat werd gebruikt door Bosch e.a. (1994), het tweede is de familie-enquête Nederlandse bevolking 1992-1993 (Ultee en Ganzeboom, 1995). In dit artikel zal het tweede databestand gebruikt worden. Deze familie-enquête Nederlandse bevolking bevat gegevens over de sociaal-economische kenmerken en de gezinsachtergrond van echtgenoten in huishoudens en van een substeekproef van alleenstaanden. Deze zijn verzameld in 1992-1993 bij een multi-stage random steekproef uit de 21- tot 64-jarigen van de Nederlandse bevolking, getrokken uit de burgerlijke stand registers. In dit artikel gebruik ik gegevens over de 1000 respondenten die zowel schriftelijk als mondeling zijn geënquêteerd en gegevens over 400 toevallig geselecteerde overlevende ouders van de respondenten. Voor verdere informatie over de familie-enquête Nederlandse bevolking verwijs ik naar de documentatie, verkrijgbaar bij de hoofdonderzoekers Ultee en Ganzeboom.

De volgende variabelen worden in dit artikel gebruikt:

Ouders gescheiden. De codering van deze geconstrueerde dichotome variabele is gebaseerd op het antwoord van de respondent of hij/zij op 15-jarige leeftijd bij zijn beide ouders woonde. Indien het antwoord ontkennend was én de ouder waarbij de respondent niet woonde nog niet was overleden, dan heb ik die als gescheiden ouders gecodeerd. Aan de primaire respondenten is niet gevraagd of hun ouders gescheiden waren. Het aantal geïnterviewde ouders was te gering om een voldoende aantal gescheiden ouders te vinden. Deze operationalisering kan geleid hebben tot een lichte overschatting van het werkelijk aantal gescheiden ouders, omdat ouders die door andere omstandigheden dan een verstoord huwelijk niet samenwoonden (bijvoorbeeld oorlogsomstandigheden) toch als gescheiden zijn gecodeerd. Tevens heb ik ouders als gescheiden gecodeerd als de geïnterviewde overlevende ouder mededeelde dat hij of zij gescheiden was. Deze tweede stap kan geleid hebben tot een lichte onderschatting van het werkelijk aantal gescheiden ouders, omdat de ouders van 600 respondenten deze vraag niet konden beantwoorden. Maar ook is het mogelijk dat deze tweede stap geleid heeft tot een overschatting van het werkelijk aantal gescheiden ouders, daar deze ouders pas na het volwassen worden van hun kinderen gescheiden kunnen zijn. 65 (7%) van de 1000 ouders van de respondenten werden zo door mij als gescheiden gecodeerd.

Eén of beide ouders overleden voordat de respondent 15 jaar werd. De codering van deze geconstrueerde dichotome variabele is gebaseerd op het antwoord van de respondent of hij/zij op 15-jarige leeftijd bij zijn beide ouders woonde. Indien het antwoord ontkennend was én de ouder waarbij de respondent niet woonde reeds was overleden, dan heb ik dat als een eenoudergezin gecodeerd waarvan één of beide ouders overleden waren. 43 (4%) van de 1000 ouders van de respondenten werden zo door mij als overleden voor het 15de levensjaar van de respondent gecodeerd.

Gemiddeld geboortejaar ouders. Dit is het gemiddelde van de geboortejaren van beide ouders volgens de respondent. Het gemiddelde geboortejaar van de ouders is 1920, met 1906 en 1933 als de jaren van de standaard-deviaties en 1882 en 1952 als minimum en maximum.

Hoogst voltooide opleiding vader. Het antwoord van de respondent is gebruikt. De schaal loopt van minder dan lager onderwijs tot meer dan voltooid wetenschappelijk onderwijs.

Hoogst voltooide opleiding moeder. Het antwoord van de respondent is gebruikt. De schaal is dezelfde als bij vader.

Beroep van de vader. Het antwoord van de respondent op de vraag naar het beroep van zijn/haar vader toen de respondent 15 jaar was. Het beroep is gehercodeerd in een beroepsprestige-score volgens Sixma en Ultee (1983). De weinige ontbrekende scores zijn op het gemiddelde gesteld.

Beroep van de moeder. Het antwoord van de respondent op de vraag naar het ooit uitgeoefende beroep van zijn/haar moeder toen de respondent 15 jaar was. Het beroep is gehercodeerd in een beroepsprestige-score volgens Sixma en Ultee (1983). Indien moeder nooit een beroep had uitgeoefend (31%), heeft zij de gemiddelde score van de ooit gewerkte moeders (33,32) gekregen.

Moeder altijd huisvrouw. Deze dichotome variabele is afgeleid van het antwoord van de respondent op de vraag naar het ooit uitgeoefende beroep van zijn/haar moeder. Indien moeder nooit een beroep heeft uitgeoefend (31%), is zij als huisvrouw gecodeerd.

Kerkgenootschap van beide ouders. Bij de constructie van deze variabelen is het antwoord van de respondent gebruikt op de vraag naar het lidmaatschap van zijn/haar vader en moeder afzonderlijk toen hij of zij opgroeide. Op grond van beide antwoorden zijn zes nieuwe dichotome variabelen gemaakt: beide ouders geen lid van enige kerk, beide ouders rooms-katholiek, beide ouders gereformeerd, beide ouders lid van een ander christelijk genootschap, beide ouders lid van een niet-christelijk genootschap. De referentiecategorie is godsdienstig gemengde ouders.

Kerkgang van beide ouders. Bij deze variabele is het antwoord van de respondent gebruikt op de vraag naar de frequentie van de kerkgang van beide ouders afzonderlijk toen hij of zij nog jong was. Hiervan is het gemiddelde berekend (iets minder vaak dan één keer per maand).

Respondent gescheiden. Deze variabele is geconstrueerd uit meerdere vragen aan de respondent. De eerste vraag had betrekking op de huidige burgelijke staat. Indien de respondent antwoordde dat hij/zij gescheiden is of gescheiden leefde van tafel en bed is hij/zij als gescheiden gecodeerd. Vervolgens is de respondent gevraagd of hij eerder getrouwd is geweest of dat zij/hij eerder langdurig (langer dan 1 jaar) met een andere partner had samengewoond. Indien het antwoord positief is, is gevraagd op welke wijze deze relatie geëindigd was. Indien het antwoord gescheiden luidt, is de respondent ook als gescheiden gecodeerd. Een beperking tot diegenen die alleen formeel gescheiden zijn, leidt tot een mogelijke onderschatting van het effect van ouderlijke scheiding, omdat kinderen van gescheiden ouders vaker ongehuwd samenwonen, ook in Nederland (de Graaf, 1996). 112 (12%) van de respondenten heeft ooit zijn relatie of huwelijk beëindigd met een scheiding. Hoewel dit bijna een verdrievoudiging van het percentage scheidingen is, geeft dit percentage nog niet de eindstand voor deze 21- tot 64-jarigen. Een niet onbeduidend percentage (21%) heeft nog geen huwelijk gesloten, woont nog niet samen of heeft nog niet langdurig samengewoond en kan dus nog niet gescheiden zijn. In iets mindere mate geldt dit voor diegenen die pas kortgeleden huwden of zijn gaan samenwonen.

Leeftijd respondent. Het aantal jaren.

Geslacht respondent. 1 = man, 2 = vrouw.

Hoogst voltooide opleiding respondent. Het antwoord van de respondent is gebruikt. De schaal is dezelfde als bij vader.

Beroep respondent. Het antwoord van de respondent naar zijn/haar huidige of laatste baan, vakantiebaantjes en uitzendwerk korter dan drie maanden niet meegeteld. Dit beroep is gehercodeerd in een beroepsprestige-score volgens Sixma en Ultee (1983). De ontbrekende scores zijn op het gemiddelde gesteld.

Kerkgenootschap respondent. Bij de constructie van deze variabelen is het antwoord van de respondent gebruikt op de vraag naar zijn/haar huidige lidmaatschap van een kerk of geloofsgemeenschap. Op grond van dit antwoord zijn zes nieuwe dichotome variabelen gemaakt: respondent geen lid van enige kerk, respondent rooms-katholiek, respondent gereformeerd, respondent lid van een ander christelijk genootschap, respondent lid van een niet-christelijk genootschap.

Kerkgang respondent. Bij deze variabele is het antwoord van de respondent gebruikt op de vraag naar de frequentie van zijn/haar huidige kerkgang (gemiddeld iets minder vaak dan één of enkele malen per jaar).

Leeftijd waarop respondent zelfstandig ging wonen. Deze variabele is gebaseerd op het antwoord van de respondent wanneer hij of zij voor het eerst zelfstandig ging wonen (gemiddeld iets meer dan 22 jaar), wat al dan niet samenviel met trouwen of samenwonen. 45 respondenten wonen nog in bij hun ouders.

Leeftijd waarop respondent voor het eerst trouwde of langdurig ging samenwonen. Deze variabele is gebaseerd op de antwoorden van de respondent over zijn/haar huwelijksjaar en jaar van eerste keer langdurig samenwonen. De laagste leeftijd is gebruikt bij de vaststelling van deze leeftijd (gemiddeld iets meer dan 24 jaar). Van 211 van de 1000 respondenten is deze leeftijd niet vast te stellen, omdat zij niet getrouwd waren of samenwoonden. Op grond van dit gegeven is de dichotome variabele gemaakt: wel of geen relatie hebben.

Leeftijd waarop de respondent zijn/haar eerste kind krijgt. Deze variabele is gebaseerd op het geboortejaar van het eerste kind van de respondent, dat al dan niet geadopteerd of een pleegkind is (gemiddelde leeftijd 27 jaar). Van 302 van de 1000 respondenten is deze leeftijd niet vast te stellen, omdat zij geen kinderen hadden. Op grond van dit gegeven is de dichotome variabele gemaakt: wel of geen kind.

3. De relatie tussen het scheiden van ouders en kinderen

In tabel 1 is het verband tussen het scheiden van ouders en kinderen weergegeven. Bijna 12% van de kinderen van niet-gescheiden ouders scheiden tegen ruim 26% van de kinderen van gescheiden ouders. Er zijn maar 957 respondenten en hun ouders in deze tabel, omdat ik de respondenten met overleden ouders voor de zuiverheid van de vergelijking uit de analyses van deze paragraaf verwijderd heb.

Tabel 1 Het scheiden van ouders en kinderen

	kind niet gescheiden	kind gescheiden	totaal
ouders niet gescheiden	787 88,2%	105 11,8%	892
ouders gescheiden	48 73,8%	17 26,2%	65
totaal	835	122	957

$\chi^2 = 9{,}20$; $p = 0{,}00$

Zoals ik reeds in de vorige paragraaf opmerkte, is het percentage gescheiden kinderen hier onderschat, omdat nog niet allen de kans hebben gekregen te scheiden. Daarom begin ik de analyses met een correctie voor deze onderschatting met behulp van de leeftijd van de respondent en het kwadraat van deze leeftijd. Immers hoe hoger de leeftijd van de respondent, hoe groter de kans dat hij/zij ooit gescheiden is. Maar boven een bepaalde leeftijd zwakt deze toename af, omdat dan alleen de meer stabiele relaties overblijven en de kans op nieuwe relaties afneemt. De relatie tussen scheiden en leeftijd is dus parabolisch. Om deze goed te schatten, gebruik ik leeftijd van de respondent en het kwadraat daarvan als onafhankelijke variabelen. Omdat scheiding een dichotome variabele is, gebruik ik logistische regressie.

Tabel 2. Het effect (odds-ratios) van het scheiden van ouders op het scheiden van hun kinderen, gecontroleerd voor andere kenmerken van kinderen en ouders

Onafhankelijke variabelen	vergelijkingen			
	1	2	3	4
ouders gescheiden	2,65**	2,70**	2,38**	2,21**
leeftijd respondent		1,25**	1,24**	1,24**
kwadraat leeftijd respondent		0,99**	0,99**	0,99**
kerkbezoek respondent			0,53**	0,54**
respondent lid ander kerk			5,29**	5,81**
beroep vader				1,02**
-2 Log Likelihood	721,13	709,66	679,64	669,35
N	957	957	957	957

** $p<0{,}01$; * $0{,}05<p<0{,}01$.

In de eerste vergelijking, weergegeven in tabel 2, is het scheiden van de ouders de enige onafhankelijke variabele, terwijl in vergelijking 2 het scheiden van de ouders, de leeftijd van de respondent en het kwadraat ervan de onafhankelijke variabelen zijn. In deze tabel 2 zijn de odds-ratios opgenomen: een ratio groter dan 1.00 betekent dat de kansen op scheiding groter

zijn, terwijl een ratio kleiner dan 1.00 betekent dat die kansen kleiner zijn. Vergelijking 1 laat zien dat de kans van kinderen met gescheiden ouders om zelf ook te scheiden 1,65 (2.65-1) keer groter is dan de kans van kinderen met niet-gescheiden ouders. De correctie van de leeftijd van de respondent verandert niet veel in deze kansverhouding. De andere parameters van vergelijking 2 laten zien dat de veronderstelling over de groeiende kans bij het stijgen der jaren ooit gescheiden te zijn klopt, maar dat die stijging na verloop van tijd afzwakt om op 60-jarige leeftijd te stabiliseren.

In de volgende twee vergelijkingen van tabel 2 ga ik na of het effect van het ouderlijk scheiden op het scheiden van de kinderen verklaard kan worden door een gemeenschappelijke achtergrond van ouders en kinderen. In vergelijking 3 voeg ik stapsgewijze alle genoemde kenmerken van de respondent (behalve de opleidings- en beroepsniveaus, de leeftijd van zelfstandig wonen, de leeftijd van trouwen en de leeftijd van het eerste kind) toe aan vergelijking 2. In vergelijking 4 worden vervolgens alle genoemde kenmerken van de ouders stapsgewijs aan vergelijking 3 toegevoegd. Het effect van ouderlijke scheiding wordt door deze toevoegingen iets zwakker (2.21), maar blijft significant. De vraag of er een positieve relatie tussen de ouderlijke scheiding en de kans op scheiding bij hun kinderen bestaat, is dus bevestigend beantwoord en bovendien kan deze relatie niet verklaard worden uit samenhangen tussen andere kenmerken van ouders en kinderen.

4. De relatie tussen het vroegtijdig overlijden van ouders en het scheiden van hun kinderen

Het gevonden verband tussen het scheiden van ouders en dat van hun kinderen behoeft niet voort te vloeien uit de scheiding, maar zou ook verklaard kunnen worden uit het leven in een eenoudergezin. In principe kunnen in gezinnen waar één of beide ouders ontbreken door vroegtijdig overlijden de drie mechanismen (spanning, socialisatie, economische deprivatie) die het scheiden van kinderen kunnen verklaren, ook werkzaam zijn.

Tabel 3 Het vroegtijdig overlijden van een of beide ouders en het scheiden van hun kinderen

	kind niet gescheiden	kind gescheiden	totaal
ouders niet overleden	787 88,2%	105 11,8%	892
ouders overleden	36 83,7%	7 16,3%	43
totaal	823	112	935

$\chi^2 = 0{,}72$; $p = 0{,}39$

In tabel 3 is het verband tussen het overlijden van een of beide ouders en het scheiden van hun kinderen weergegeven. Bijna 12% van de kinderen van niet vroegtijdig overleden ouders scheiden, tegen ruim 16% van de kinderen van vroegtijdig overleden ouders. Er zijn maar 935 respondenten en hun ouders in deze tabel, omdat ik de respondenten met gescheiden ouders voor de zuiverheid van de vergelijking uit de analyses van deze paragraaf verwijderd heb. Het verschil in scheidingskans is niet significant (odds-ratio 1,46). Vervolgens is nagegaan of dit insignificante effect verklaard kan worden uit de leeftijd van de respondenten, uit zijn/haar andere genoemde kenmerken en uit de kenmerken van de ouders. Uit hier niet weergegeven analyses kan afgeleid worden dat het niet bestaan van een significant effect van het vroegtijdig overlijden van één of beide ouders op de scheidingskansen van hun kinderen niet verklaard kan worden door andere gemeenschappelijke kenmerken met hun ouders. Dit betekent dat het effect van ouderlijke scheiding op het scheiden van de kinderen verklaard moet worden uit de processen rond de scheiding en niet uit het leven in een eenoudergezin.

5. Spanning en economische deprivatie

McLanahan en Bumpass (1988) noemen twee mechanismen die het bestaan van deze relatie kunnen verklaren en die ik in deze paragraaf toets: 1. de spanning-hypothese. De spanning die samenhangt met de scheiding van de ouders is een 'push'-factor waardoor kinderen vaker voortijdig het ouderlijk huis verlaten om te trouwen en vaker op jeugdige leeftijd volwassen rollen op zich nemen; 2. de economische hypothese. De economische omstandigheden na de ouderlijke scheiding beïnvloeden de levensloop van hun kinderen negatief (bereikt opleidings- en beroepsniveau), waardoor de scheidingskansen van hun kinderen kunnen toenemen. Deze twee hypothesen kan ik toetsen aan de hand van de effecten van het ouderlijk scheiden op leeftijd bij zelfstandig wonen, leeftijd bij eerste relatie, leeftijd bij eerste kind, opleidingsniveau en beroepsniveau. Omdat de eerste twee afhankelijke variabelen ongecensureerde interval-variabelen zijn, gebruik ik multivariate regressie-analyse.[5] De laatste drie afhankelijke variabelen zijn ook interval-variabelen, maar ze zijn rechts gecensureerd. Een aantal respondenten woont nog niet zelfstandig, heeft nog geen relatie of heeft nog geen kind. Dit kan samenhangen met het ouderlijk scheiden. Want weliswaar kan de spanning tussen de ouders een kind aanzetten eerder het huis te verlaten, maar de ouderlijke echtscheiding kan door de sterkere band tussen achterblijvende ouder en kind tot een langer thuisblijven leiden. De spanning tussen de ouders kan aanzetten tot het eerder beginnen van een eigen relatie, maar de ouderlijke echtscheiding kan ook leiden tot een angst voor het aangaan van relaties. Daarom moet voor deze rechtse censurering gecorrigeerd worden. Dat doen wij in die drie gevallen met Cox-regressie. De parameters die bij deze drie vergelijkingen zijn weergegeven, zijn vergelijkbaar met die uit de logistische regressies. In alle zes vergelijkingen wordt eerst de ouderlijke scheiding in de vergelijking opgenomen, daarna leeftijd van de respondent en het kwadraat daarvan, om vervolgens stapsgewijs de andere kenmerken van ouders en kinderen (behalve de opleidings- en beroepsniveaus, de leeftijd bij zelfstandig wonen, de leeftijd bij eerste relatie en de leeftijd bij eerste kind) toe te voegen.

Tabel 4 De effecten van het scheiden van de ouders op de opleiding, het beroepsniveau en de leeftijd bij zelfstandig wonen, trouwen en eerste kind van hun kinderen, gecontroleerd voor andere kenmerken van kinderen en ouders

Onafhankelijke variabelen	vergelijkingen				
	β			odds-ratios	
	opleidings niveau	beroeps niveau	leeftijd zelf-standig	leeftijd eerste relatie	leeftijd eerste kind
ouder gescheiden	-0,04	-0,05	1,23	1,18	1,17
geboortejaar ouder			1,01**	1,01**	0,99**
opleiding moeder	0,17**	0,10**			
opleiding vader	0,22**	0,17**		0,92**	0,92**
beroep vader	0,17**	0,13**	1,07**		
beroep moeder			1,01**		
moeder huisvrouw		-0,06*			
kerkgang ouders	0,09**				
ouders gereformeerd		-0,09**			1,39**
leeftijd respondent	-0,14**	0,10**			
geslacht	-0,09**	-0,18**	1,61**	1,27*	1,54**
kerkgang respondent			0,90**		
respondent katholiek			0,82*		
ander christelijke kerk				0,59*	
adjusted R2	0,24	0,11			
-2 Log Likelihood			10868,38	9367,82	8187,03

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

In tabel 4 zijn de uitkomsten van deze vijf vergelijkingen weergegeven. De economische deprivatie-hypothese krijgt geen steun. Weliswaar hebben de bèta's van ouderlijke scheiding bij zowel opleiding als beroepsniveau van hun kinderen het verwachte negatieve teken, maar ze zijn niet significant. Dit resultaat betekent dat de negatieve effecten van ouderlijke scheiding in Nederland voor de kinderen niet via economische of culturele achterstand tot stand komt. Het betekent ook dat kinderen van gescheiden ouders op lange termijn hun onderwijsachterstand weten in te lopen, want bij deze volwassen Nederlanders vind ik niet de onderwijsachterstand die in eerder onderzoek is gevonden bij kinderen en adolescenten met gescheiden ouders.

De spanning-hypothese krijgt in tabel 4 ook geen steun, als wij rekening houden met het gecensureerde karakter van deze leeftijdsvariabelen.[6] Er zijn geen significante effecten van ouderlijke scheiding op de drie afhankelijke variabelen, die kenmerken van de eerste relatie van de kinderen meten.

Tabel 5 Het effect van het scheiden van ouders (odds ratios) op het scheiden van hun kinderen, gecontroleerd voor significante kenmerken van kinderen en ouders

Onafhankelijke variabelen	vergelijkingen			
	1	2	3	4
ouders gescheiden	1,91*	2,00*	2,74	1,41
leeftijd respondent	1,19*	1,32**	1,25**	1,26**
kwadraat leeftijd respondent	0,99*	0,99**	0,99**	0,99**
kerkbezoek respondent	0,57**	0,59**	0,54**	0,54**
respondent lid andere kerk	5,23**	5,07**	5,81**	5,87**
beroep vader	1,01**	1,01**	1,02**	1,01**
leeftijd zelfstandig wonen	0,89**	0,91**		
al dan geen kinderen		0,42**		
ouders gescheiden*geslacht			0,86	
ouders gescheiden*generatie				2,49
-2 Log Likelihood	651,62	642,27	669,29	667,15
N	915	915	957	957

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

Vervolgens heb ik in nieuwe logistische regressievergelijkingen de variabelen opleidings- en beroepsniveau en leeftijd bij zelfstandig wonen, eerste relatie en eerste kind aan vergelijking 4 uit tabel 2 toegevoegd teneinde na te gaan of deze variabelen een significant effect hadden op de kans op scheiden van de kinderen. Alleen de variabele leeftijd bij zelfstandig wonen heeft een significant effect, de overige vier variabelen niet. De significante parameters van deze vergelijking staan in vergelijking 1 van tabel 5. Vergelijking tussen de parameters van vergelijking 4 uit tabel 2 en vergelijking 1 van tabel 5 laat zien dat de jongere leeftijd waarop kinderen van gescheiden ouders zelfstandig gaan wonen een deel van het effect van ouderlijke scheiding op de scheidingskansen van hun kinderen verklaart: de kansverhouding zakt van 2.21 naar 1.91. Tegelijkertijd maakt de significante parameter van ouderlijke scheiding in de eerste vergelijking van tabel 5 duidelijk dat vroege zelfstandigheid niet alles verklaart. Met andere woorden, de spanning-hypothese verklaart maar een beperkt deel van het effect van ouderlijke scheiding. Het overblijvende deel van het effect blijft derhalve alleen over voor de socialisatie-hypothese. Het al dan niet hebben van een kind blijkt ook een effect op het scheiden te hebben. Als de kinderen zelf één of meer kinderen hebben, is hun kans op scheiding kleiner. Deze vergelijking staat in vergelijking 2 van tabel 5. Maar het effect van ouderlijke scheiding op die van hun kinderen wordt er niet door beïnvloed.

6. Verschillen tussen zonen en dochters

Uit de tabel 2 blijkt dat het geslacht van het kind geen significant effect heeft op de eigen scheidingskans. Een dergelijk effect behoort er ook niet te zijn, daar bij scheidingen evenveel man-

nen als vrouwen betrokken zijn. Om te toetsen of de mate van intergenerationele overdracht van scheidingsrisico verschilt voor zonen en dochters heb ik de interactie tussen het geslacht van het kind en het al dan niet gescheiden zijn van de ouders als onafhankelijke variabele aan vergelijking 4 uit tabel 2 toegevoegd. Het resultaat staat in vergelijking 3 van tabel 5. Omdat de parameter van deze interactie tussen geslacht en het al dan niet scheiden van ouders niet significant is, concludeer ik dat er geen significant verschil bestaat tussen de scheidingsrisico's van zonen en dochters van gescheiden ouders.

7. Een afnemende intergenerationele overdracht van scheidingsrisico?

Uit de tabel 2 blijkt dat het gemiddelde geboortejaar van de ouders geen significant effect heeft op de scheidingskans van hun kinderen, als wij eerst controleren voor de leeftijd van hun kinderen en het kwadraat daarvan. Om te toetsen of de mate van intergenerationele overdracht van scheidingsrisico verschilt tussen oudere en jongere generaties heb ik de interactie tussen generatie en hun al dan niet gescheiden zijn als onafhankelijke variabele aan vergelijking 4 uit tabel 2 toegevoegd. Generatie is een dichotome variabele waarbij ouders waarvan het gemiddeld geboortejaar lager dan 1923 lag tot de oude generatie gerekend zijn (score 0) en de ouders waarvan het gemiddeld geboortejaar hoger dan 1922 lag tot de jonge generatie gerekend zijn (score 1).[7] Het resultaat staat in vergelijking 4 van tabel 5. Omdat de parameter van deze interactie tussen generatie en het al dan niet scheiden van ouders niet significant is, concludeer ik dat er geen significant verschil bestaat tussen de scheidingsrisico's van kinderen van gescheiden ouders uit de oudere en de jongere generatie volwassen Nederlanders.

8. Conclusie

Er bestaat dus een positieve relatie tussen de ouderlijke scheiding en de kans op scheiding bij hun kinderen en deze relatie kan niet verklaard worden uit samenhangen tussen andere kenmerken van ouders en kinderen. Dit betekent dat er een duidelijk langetermijneffect bestaat van scheiding op het leven van hun kinderen. Meulenbelt heeft daarom ongelijk te beweren dat scheiding slechts het gevolg is van een levenscrisis bij kinderen die ontstaat door een drastische verandering van hun situatie. Dit langetermijneffect verdwijnt ook niet indien men rekening houdt met de opleidings- en beroepsniveaus van de scheidende ouders. Dit resultaat bevestigt de Nederlandse uitkomsten van Manting (1994), Dykstra (1996), De Graaf (1996) en Spruijt en De Goede (1996), ook na controle voor gemeenschappelijke kenmerken van ouders en kinderen, en het is in overeenstemming met buitenlands onderzoek.

Er bestaat geen positieve relatie tussen het voortijdig overlijden van een van de ouders en de kans op scheiding bij hun kinderen en het ontbreken van deze relatie kan niet verklaard worden uit samenhangen tussen andere kenmerken van ouders en kinderen. Dat betekent dat het opgroeien in een eenoudergezin op zich de scheidingsrisico's niet vergroot. Omdat Klijzing

(1992) het onderscheid tussen scheiding en overlijden ten onrechte niet maakt, vindt hij geen effect. Het is de ervaring van de ouderlijke scheiding, niet het opgroeien in een eenoudergezin die leidt tot het grotere scheidingsrisico bij de kinderen. Het betekent ook dat niet elke jeugdige levenscrisis ontstaan door een drastische verandering op de lange termijn het scheidingsrisico verhoogt. De resultaten uit dit artikel zijn geen waarschuwing tegen het eenoudergezin.

De relatie tussen ouderlijke scheiding en de kans op scheiding bij hun kinderen kan niet door de economische-hypothese van McLanahan en Bumpass (1988) verklaard worden. Dit weerlegt allereerst de suggestie van Meulenbelt dat een laag inkomen en een slechte opleiding van de alleenstaande ouder verantwoordelijk zijn voor de negatieve gevolgen van scheiding voor de kinderen. Ook als men rekening houdt met de gevolgen van de leeftijd van zelfstandig wonen en het al dan niet hebben van kinderen, blijft er een positieve relatie tussen ouderlijke scheiding en de kans op scheiding bij hun kinderen. De enige verklaringen die dan overblijven, zijn de afwijkende socialisatie van de kinderen van gescheiden ouders en de stigmatisering van kinderen van gescheiden ouders.

De relatie tussen ouderlijke scheiding en de kans op scheiding van hun kinderen zijn voor de zonen even sterk als voor de dochters.

De relatie tussen ouderlijke scheiding en de kans op scheiding van hun kinderen is voor een jongere generatie volwassenen even sterk als voor een oudere generatie volwassenen. Er is dus nog geen steun voor de suggesties van Meulenbelt en Zwaan dat de intergenerationele overdracht van scheidingsrisico's afzwakt als scheiding een normaler verschijnsel wordt. Men kan dit resultaat ook interpreteren als een voorlopige verwerping voor de stigmatiserings-hypothese, want indien stigmatisering een goede verklaring zou zijn van de intergenerationele overdracht van scheidingsrisico's zou die overdracht in de jongere generatie kleiner moeten zijn. Ook de nationale en internationale literatuur ondersteunen niet de veronderstelling dat stigmatisering een belangrijke oorzaak zou zijn voor de gevolgen van ouderlijke scheiding voor hun kinderen. De enige verklaring die overblijft, is de afwijkende socialisatie van de kinderen van gescheiden ouders, waardoor zij later minder goed in staat zijn hun relatie in stand te houden of een onbevredigende relatie sneller te verlaten.

Opgroeien in een eenoudergezin geeft geen groter scheidingsrisico, maar als dat eenoudergezin door scheiding is ontstaan, heeft dat een negatief langetermijngevolg. Dat kan niet worden toegeschreven aan ideologische vooringenomenheid van onderzoekers.

Noten

1 SCO/Kohnstamm Instituut, Universiteit van Amsterdam, Wibautstraat 4, 1091 GM Amsterdam. Ik dank de leden van de SISWO-werkgroep sociale stratificatie en mobiliteit voor hun kritiek op een eerdere versie. Dit artikel werd als paper gepresenteerd op het SCO-KI congres 'Opvoeding, Onderwijs en Sociale Integratie', 17-18 oktober 1996 te Amsterdam.

2 In een veelgebruikte inleiding in de sociologie komt het onderwerp van de effecten van echtscheiding op kinderen in het geheel niet aan de orde, maar gaat het alleen over de gevolgen van scheiding voor de betrokken volwassenen (Wilterdink & Heerikhuizen, 1993, pp. 247-249).

3 In deze passage over de effecten van echtscheiding op kinderen ontbreekt iedere literatuurverwijzing.
4 Manting gebruikt onder meer de duur van de eerste relatie als een kenmerk van het huwelijk van deze vrouwen.
5 Paarsgewijze weglating van missende gevallen.
6 Er is wel een negatief effect van ouderlijke scheiding op leeftijd waarop de respondent zelfstandig ging wonen, ook na controle voor overige relevante ouder- en kinder-kenmerken, wanneer wij alleen naar de leeftijd van die kinderen kijken die reeds het huis hebben verlaten. Blijkbaar blijven kinderen van gescheiden ouders zowel langer thuiswonen, maar als zij het huis verlaten dan doen zij dat jeugdiger.
7 Deze grens is zodanig gekozen dat het aantal gescheiden ouders in beide generaties ongeveer even groot is. De grens van 1923 als gemiddeld geboortejaar van de ouders betekent dat hun kinderen in de zestiger jaren 15 jaar oud werden.

Literatuur

Acock, A. C. & Demo, D. H. (1994). *Family Diversity and Well-Being.* London: Sage.

Amato, P. R. & Booth, A. (1991). Consequences of Parental Divorce and Marital Unhappiness for Adult Well-Being. *Social Forces*, 69, 905-914.

Amato, P. R. & Keith, B. (1991). Parental Divorce and Adult Well-being: A Meta-analysis. *Journal of Marriage and the Family*, 53, 43-58.

Borgers, N., Dronkers, J. & Praag, B. M. S. van (1996). The Effects of Different Forms of Two- and Single-Parent Families on the Well-Being of Their Children in Dutch Secondary Education. *Social Psychology of Education*, 1, 147-169.

Bosch, M., Dronkers, J., Goor, J. van, Groot, W., Oei, P. L., Punt, S., Selleger, V. & Windhorst, E. (1994). Een- en Tweeoudergezinnen Vergeleken. De vorming van eigen relaties door de kinderen. *Tijdschrift voor Ontwikkelingspsychologie*, 21, 244-251.

Bosman, R. (1993). *Opvoeden in je eentje. Een onderzoek naar de betekenis van het moedergezin voor de onderwijskansen van kinderen.* Lisse: Swets & Zeitlinger.

Bumpass, L. L., Martin, T. C. & Sweet, J. A. (1991). The Impact of Family Background and Early Marital Factors on Marital Disruption. *Journal of Family Issues*, 12, 22-42.

Bumpass, L. L. & Sweet, J. A. (1972). Differentials in Martial Instability. *American Sociological Review*, 37, 754-766.

Diekmann, A. & Engelhardt, H. (1995). Die soziale Vererbung des Scheidungsrisikos. Eine empirische Untersuchung der Transmissionshypothese mit dem deutschen Familiensurvey. *Zeitschrift für Soziologie*, 24, 215-228.

Dykstra, P. A. (1996). *De gevolgen van echtscheiding voor intergenerationele uitwisselingen binnen families.* Den Haag: NIDI. Paper voor de 7e sociaal-wetenschappelijke studiedagen in de sessie 'Generaties en overdracht', Amsterdam, 11-12 April 1996

Glenn, N. D. & Kramer, K. B. (1987). The Marriages and Divorces of the Children of Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 49, 811-825.

Graaf, A. de (1996). De invloed van echtscheiding van de ouders op relaties van jongeren. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 7-12.

Greenberg, E. F. & Nay, W. R. (1982). The Intergenerational Transmission of Martial Instability Reconsidered. *Journal of Marriage and the Family*, 44, 335-347.

Keith, V. M. & Finlay, B. (1988). The Impact of Parental Divorce on Children's Educational Attainment, Marital Timing, and Likelihood of Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 50, 797-809.

Kitson, G. C., Babri, K. B. & Roach, M. J. (1985). How Divorces and Why. A Review. *Journal of Family Issues*, 6, 255-293.

Klijzing, E. (1992). 'Wedding' in the Netherlands: First-union disruption among men and women born between 1928 and 1965. *European Sociological Review*, 8, 53-70.

Kuh, D. & Maclean, M. (1990). Women's Childhood Experience of Parental Separation and their Subsequent Health and Socio-Economic Status in Adulthood. *Journal of Biosocial Science*, 22, 121-135.

Kulka, R. A. & Weingarten, H. (1979). The Long-Term Effects of Parental Divorce in Childhood in Adult Adjustment. *Journal of Social Issues*, 35, 50-78.

Manting, D. (1994). *Dynamics in Marriage and Cohabitation. An Inter-Temporal, Life Course Analysis of First Union Formation and Dissolution.* Amsterdam: Thesis Publishers.

McLanahan, S. & Bumpass, L. (1988). Intergenerational Consequences of Family Disruption. *American Journal of Sociology*, 94, 130-152.

McLanahan, S. & Sandefur, G. (1994). *Growing up with a single parent. What hurts, what helps.* Cambridge (Mass.): Harvard University Press.

Meulenbelt, A. (1995). Wat moet er van zo'n kind terechtkomen? Afscheid van het traditionele gezin. *Opzij*, 23, 10-16.

Mott, F. L. & Moore, S. F. (1979). The Causes of Marital Disruption among Young American Women: An Interdisciplinary Perspective. *Journal of Marriage and the Family*, 41, 355-365.

Mueller, C. W. & Pope, H. (1977). Marital Instability: A study of its Transmission between Generations. *Journal of Marriage and the Family*, 39, 83-92.

Mueller, D. P. & Cooper, P. W. (1986). Children of Single Parent Families: How They Fare as Young Adults. *Family Relations*, 35, 169-176.

Pope, H. & Mueller, C. W. (1976). The Intergenerational Transmission of Martial Instability: Comparisons by Race and Sex. *Journal of Social Issues*, 35, 112-125.

Sixma, H. & Ultee, W. C. (1983). Een beroepsprestigeschaal voor Nederland in de jaren tachtig. *Mens en Maatschappij*, 58, 360-382.

Spruijt, E. (1993). Volwassen worden in een kerngezin, eenoudergezin of stiefgezin. In M. du Bois-Reymond & J. de Jong Gierveld (eds.), *Volwassen worden. Generaties toen en nu: transities in de levensloop* (pp. 73-92) Houten/Zaventem: Bohn Stafleu Van Loghum.

Teachman, J. D. (1982). Methodological Issues in the Analysis of Family Formation and Dissolution. *Journal of Marriage and the Family*, 44, 1037-1053.

Ultee, W. C. & Ganzeboom, H. B. G. (1995). *Netherlands Family Survey 1992-93* [machine readable data set]. Nijmegen: Department of Sociology, Nijmegen University.

Wagner, M. (1993). Soziale Bedingungen des Ehescheidingsrisikos aus der Perspektive des Lebensverlaufs. In A. Diekmann & S. Weick (Hrs.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozess. Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse* (pp. 372-393) Berlin: Duncker & Humblot.

Waslander, S. & Glebbeek, A. (1996). Maakt het uit wat je leert? Over de vraag of het effect van onderwijs in een loopbaanmodel wordt onderschat door geen rekening te houden met de opleidingsrichting. *Mens en Maatschappij*, 71, 308-328.

Webster, P. S., Orbuch, T. L. & House, J. S. (1995). Effects of Childhood Family Background on Adult Marital Quality and Perceived Stability. *American Journal of Sociology*, 101, 404-432.

Wilterdink, N. & Heerikhuizen, B. van (1993). *Samenlevingen. Een verkenning van het terrein van de sociologie.* Groningen: Wolters-Noordhoff.

Wolfinger, N. H. (1996). *Time Trends in the Intergenerational Transmission of Divorce.* Los Angeles: Department of Sociology, UCLA. Paper presented at the 1996 annual meeting of the American Sociological Association

Zwaan, T. (1993). De verbroken viereenheid: een interpretatie van recente transities. In T. Zwaan (ed.), *Familie, huwelijk en gezin in West-Europa. Van middeleeuwen tot moderne tijd* (pp. 265-297) Amsterdam/Heerlen: Boom/Open Universiteit.