

ARTIKELLEN

Het effect van ontslag van de man op zijn scheidingskans

Johan van Rooijen & Ruben van Gaalen*

In het onderzoek werd de invloed van ontslag van mannelijke werknemers op hun scheidingskans bestudeerd. Daarvoor werd gebruikgemaakt van gegevens uit het Sociaal Statistisch Bestand (SSB) van het Centraal Bureau voor de Statistiek. Het SSB is een stelsel van onderling gekoppelde bestanden, voornamelijk gebaseerd op registraties. Het uitgangsbestand voor dit onderzoek vertegenwoordigde 81.134 gehuwde mannelijke werknemers, waarvan 39.674 via een ontslagvergunning (verleend door het UWV WERKbedrijf) werden ontslagen in de periode 2004 tot en met 2007. In de gegevens van het UWV WERKbedrijf wordt onderscheid gemaakt tussen ontslag om bedrijfseconomische redenen (31.482), ontslag op persoonlijke gronden (1.370) en ontslag in verband met ziekte (6.822). Aan dit bestand werden diverse bestanden uit het SSB gekoppeld, zodat achtergrondgegevens over de mannen en hun partners werden toegevoegd en de huwelijkssituatie gedurende drie jaar na ontslag kon worden gevolgd. Logistische regressieanalyse liet zien dat ontslag op persoonlijke gronden en ontslag vanwege langdurige ziekte samengaan met sterk verhoogde scheidingskansen. Die scheidingskansen nemen nog verder toe als de man een inkomensachteruitgang ondergaat. Bedrijfseconomisch ontslag heeft geen noemenswaardige invloed op de scheidingskans indien de gedupeerde werknemer zijn inkomenspositie snel weet te herstellen. Deze bevindingen zijn verenigbaar met de ideeën van Oppenheimer, die betoogt dat mannen die in mindere mate voldoen aan de norm van kostwinner dan wel een onzekere carrière hebben, minder aantrekkelijke partners zijn.

Inleiding

De afgelopen decennia zijn de levenslooppatronen van zowel Nederlandse mannen als vrouwen sterk veranderd. Op het gebied van arbeidsmarktgedrag is met name de enorme toename in arbeidsparticipatie van vrouwen opmerkelijk. De netto arbeidsparticipatie van vrouwen van 25 tot 45 jaar steeg tussen 1971 en 2012 van 23% naar 76% (Van Gaalen et al., 2013). Vooral getrouwde vrouwen zijn veel meer gaan werken. Deze ontwikkeling is gepaard gegaan met veranderingen in opvattingen: in 1965 stond 84% van de Nederlandse bevolking negatief tegenover werken van vrouwen met schoolgaande kinderen, terwijl dit percentage

* Johan van Rooijen is werkzaam bij het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS), e-mailadres: j.vanrooijen@cbs.nl. Ruben van Gaalen is werkzaam bij het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS).

in 1997 nog maar 18% bedroeg (SCP, 1998). Een andere levensloopdimensie die sterk is veranderd, is relatievorming en -ontbinding. Er wordt minder en later getrouwd, vaker ongehuwd samengewoond en veel vaker gescheiden (Garssen, 2003; Harmsen, 2008; CBS, 2011; De Graaf, 2011).

Door sommigen werden de veranderde relatiepatronen toegeschreven aan veranderingen in waardenstelsels, met name individualisering en secularisatie (bijv. Lesthaeghe, 1983; Van de Kaa, 1987; Thornton, 1989). Ook in Nederland suggereren veranderde scheidingsmotieven dat een normalisatie van scheiding heeft plaats gevonden (De Graaf & Kalmijn, 2006). De Graaf en Kalmijn (2006) betogen dat deze veranderingen in motieven toe te schrijven zijn aan een verlaagde scheidingsdrempel. Door die verlaagde drempel zijn ook minder ernstige problemen aanleiding geworden om te scheiden. Ernstige scheidingsmotieven, zoals geweld en ontrouw, zijn minder prominent geworden, terwijl geschillen over het vormgeven van de relatie en de werk(verdeling), en over opvoedstijlen ten aanzien van gezamenlijke kinderen een grotere rol zijn gaan spelen. De situatie waarin karakters blijvend botsen of wanneer één of beide partners in toenemende mate persoonlijke problemen hebben, vergroot de kans op relatieontbinding meer dan vroeger.

Naast veranderingen in waardenstelsels is de toegenomen economische onafhankelijkheid van vrouwen vaak opgevoerd als een belangrijke oorzaak van de toegenomen scheidingskansen in westerse landen. De argumentatie is dat economische onafhankelijkheid van vrouwen de financiële voordelen van het huwelijk verkleinen en de financiële barrières voor scheiding verlagen (bijv. Becker, 1981). Onderzoek naar relatie-beëindiging is daarom traditioneel gericht geweest op de vrouw. Uit dergelijk onderzoek in Nederland, maar ook in andere westerse landen is echter gebleken dat de economische onafhankelijkheid van de vrouw op zichzelf geen sterk effect heeft op de scheidingskans. Daarentegen is de *bijdrage* van de vrouw aan het huishoudinkomen wel van belang: als deze groter is dan de bijdrage van de man, neemt de scheidingskans toe (Manting & Loeve, 2004; Kalmijn et al., 2007).

Oppenheimer (1988; 1994) bekritiseerde de sterke focus op de economische positie van vrouwen en stelde dat de economische positie van de man nog steeds van groot belang is. Zij betoogde dat mannen die in mindere mate voldoen aan de norm van kostwinner, minder aantrekkelijke partners zijn met het oog op de kosten van een huishouden (kostwinnerhypothese). Daarnaast stelde zij dat mannen met een onzekerder carrière eveneens minder aantrekkelijke partners zijn vanwege het onzekere financiële evenals sociale toekomstperspectief (onzekerheids-hypothese). De hypothesen van Oppenheimer zijn gestaafd in onderzoek naar relatievorming: lager inkomen en lagere economische status van de man blijken de kans op relatievorming te verkleinen (Kalmijn, 2011). De sterkte van de samenhang is wel afhankelijk van culturele factoren. In meer traditionele samenlevingen is deze sterker dan in meer progressieve samenlevingen. Ook onderzoek naar de scheidingskans heeft resultaten opgeleverd die de ideeën van Oppenheimer ondersteunen: de scheidingskans neemt af naarmate de man meer verdient (Manting & Loeve, 2004; Kalmijn et al., 2007) terwijl baanverlies en werkloosheid van de man de scheidingskans verhogen (Manting, 2006; Doiron & Mendolia,

2011). Ook Ruggles (1997) constateerde dat scheidingskansen gevoeliger zijn voor de economische positie van de man dan van de vrouw.

Een gebeurtenis die ingrijpende gevolgen kan hebben voor de economische positie van de man, is een onvrijwillig ontslag (Mooi-Reçi, 2008; Van Gaalen, 2012). Daarom mag verwacht worden dat ontslag gepaard gaat met een verhoogde scheidingskans. In dit onderzoek wordt de invloed van ontslag van de man op de echtscheidingskans bestudeerd aan de hand van gegevens van het UWV Werkbedrijf over verleende ontslagvergunningen. Het UWV Werkbedrijf onderscheidt drie ontslagredenen: ontslag om bedrijfseconomische redenen, ontslag op persoonlijke gronden en ontslag wegens langdurige ziekte. Ontslag om bedrijfseconomische redenen is in principe het gevolg van exogene omstandigheden (Keith & McWilliams, 1995; Doiron & Mendolia, 2011). De productiecapaciteit van het bedrijf moet worden beperkt als gevolg van ontwikkelingen op de afzetmarkt. Werknemers worden vervolgens geselecteerd voor ontslag aan de hand van een afspiegelingsprincipe. Het ontslag ligt dus in principe buiten de invloedssfeer van de gedupeerde werknemer. Daarentegen spelen bij ontslag op persoonlijke gronden en ontslag vanwege langdurige ziekte persoonskenmerken een rol. Een belangrijke meerwaarde van de informatie over de ontslagreden is dus dat deze inzicht kan geven in de mate waarin het ontslag op zich dan wel onderliggende persoonskenmerken de scheidingskans beïnvloeden. Dit was in eerder onderzoek niet mogelijk, waardoor minder inzicht ontstond in de aard van de samenhang tussen arbeids- en relatieproblemen (Manting, 2006). Het is aannemelijk dat een snel herstel van de economische positie na een ontslag de negatieve effecten van dat ontslag zullen beperken. Daarom wordt in dit onderzoek ook in aanmerking genomen of sprake was van een inkomensval na het ontslag.

De theorieën van Oppenheimer dienen als uitgangspunt voor dit onderzoek. Als ontslag gepaard gaat met een inkomensdaling omdat de man zijn inkomenspositie niet snel weet te herstellen, dan voldoet de man in mindere mate aan de norm van kostwinner. Dit zal een verhoogde scheidingskans tot gevolg hebben. Het ontslag van de man zal bovendien onzekerheid met zich meebrengen ten aanzien van het financiële evenals sociale toekomstperspectief. Die onzekerheid zal de scheidingskans eveneens verhogen. Indien het ontslag deels aan persoonskenmerken kan worden toegeschreven, dus in geval van ontslag op persoonlijke gronden of vanwege langdurige ziekte, zal de onzekerheid en bijgevolg de scheidingskans groter zijn dan wanneer dit niet het geval is. Deze redenering levert de volgende hypothese op:

Hypothese: Gehuwde mannen die ontslagen worden ervaren een grotere kans op relatiebeëindiging dan gehuwde mannen die niet ontslagen worden. De gevolgen van ontslag zijn sterker indien het ontslag deels aan persoonskenmerken kan worden toegeschreven, dus in geval van ontslag op persoonlijke gronden of vanwege langdurige ziekte. De gevolgen van ontslag zijn ook sterker als het ontslag gepaard gaat met een inkomensdaling.

Methode

Data

De onderzoekspopulatie bestond uit getrouwde mannelijke werknemers van wie het dienstverband in de periode 2004-2007 werd beëindigd via een ontslagvergunning van het UWV WERKbedrijf en die gedurende de drie jaren volgend op het jaar van ontslag in Nederland verbleven. Een controlegroep bestond uit een aselekt gekozen groep getrouwde mannelijke werknemers die niet via een ontslagvergunning waren ontslagen (aantallen uniform verdeeld over de jaren 2004-2007). Vastgesteld werd of een scheiding optrad in de periode tot drie jaar na het ontslagjaar (in het geval van de controlegroep wordt hiermee bedoeld op het uitgangsjaar). Twee voorbeelden ter verduidelijking: de huwelijkssituatie van de in 2004 ontslagen en niet-ontslagen mannen werd in 2005-2007 gevolgd, terwijl de huwelijkssituatie van de in 2007 ontslagen en niet-ontslagen mannen werd gevolgd in de periode 2008-2010. Het uitgangbestand werd verrijkt met diverse gegevens uit het Sociaal Statistisch Bestand (SSB) van het CBS. Het SSB is een uitgebreid stelsel van onderling gekoppelde registers en enquêtes met uiteenlopende gegevens over onder meer personen, huishoudens, uitkeringen, banen, onderwijs, voertuigen en woningen (CBS, 2006; Bakker, 2008). Het uiteindelijke bestand is beschreven in tabel 1. De volgende opmerkingen dienen ter verduidelijking. Of een daling optrad in het persoonlijk inkomen van de man, werd bepaald door vast te stellen of de man in het jaar na ontslag ten opzichte van het jaar voor ontslag was gedaald in de percentielverdeling van het persoonlijk inkomen zoals die gold voor de gehele Nederlandse bevolking. Het was niet mogelijk om de metingen van het inkomen dichterbij het ontslagmoment te kiezen, omdat de inkomensgegevens zijn gebaseerd op de inkomstenbelasting en bijgevolg jaargegevens betreffen. In de analyse wordt ook gecontroleerd voor andere uit de literatuur bekende determinanten van echtscheiding (Kalmijn, 2005; 2011). Zoals aangegeven verlaagt een hogere bijdrage van de man aan het huishoudinkomen de scheidingskans. Het niet hebben van een koophuis of thuiswonende kinderen verlagen de drempel om te scheiden. Een groter leeftijdsverschil van de partners en een kortere relatieduur verhogen eveneens de scheidingskans. Andere controlevariabelen zijn het totale huishoudinkomen, en de herkomstgroepering en de leeftijd van de man. Het huishoudinkomen in het jaar voor het ontslagjaar werd bepaald door het persoonlijk inkomen van de man en zijn partner bij elkaar op te tellen.

Johan van Rooijen & Ruben van Gaalen

Tabel 1 Beschrijving van het bestand dat ten grondslag lag aan de analyses

Variabele	Aantallen
<i>Ontslag via een ontslagvergunning van het UWV Werkbedrijf in de periode 2004-2007</i>	
Geen ontslag (controlegroep)	41.460
Bedrijfseconomisch ontslag	31.482
Ontslag op persoonlijke gronden	1.370
Ontslag in verband met ziekte	6.822
<i>Scheiding in de periode tot drie jaar na ontslag</i>	
Scheiding	5.710
Geen scheiding	75.424
<i>Procentuele bijdrage van de man aan het huishoudinkomen in het jaar voor ontslag</i>	
0-25%	725
25-50%	6.165
50-75%	32.575
75-100%	41.669
<i>Huishoudinkomen in het jaar voor ontslagjaar</i>	
0-40.000 euro	27.820
40.000-55.000 euro	26.540
> 55.000 euro	26.774
<i>Woonsituatie</i>	
Huurwoning	23.415
Koopwoning	57.719
<i>Thuiswonende kinderen</i>	
Wel thuiswonende kinderen	56.954
Geen thuiswonende kinderen	24.180
<i>Leeftijd van de man in ontslagjaar</i>	
< 35 jaar	11.508
35-45 jaar	29.161
> 45 jaar	40.465
<i>Leeftijdsverschil partners</i>	
0-5 jaar	61.419
5-10 jaar	15.340
> 10 jaar	4.375
<i>Duur van de relatie in ontslagjaar</i>	
0-5 jaar	10.551
5-10 jaar	20.281
> 10 jaar	50.302
<i>Herkomstgroepering van de man</i>	
Autochtoon	66.891
Marokko	1.874

Tabel 1 (Vervolg)

Variabele	Aantallen
Turkije	2.654
Suriname	1.046
Nederlandse Antillen en Aruba	302
Overige niet-westerse landen	1.888
Overige westerse landen	6.479
<i>Daling van het persoonlijk inkomen van de man jaar na ontslag t.o.v. jaar voor ontslag</i>	
Geen daling	37.697
Wel daling	43.437

Analyse

Allereerst werden enkele eenvoudige beschrijvende statistieken gemaakt om de samenhang tussen ontslagredenen en de scheidingsfrequentie evenals tussen ontslagredenen en inkomensdaling te tonen. Vervolgens werd het databestand geanalyseerd met logistische regressieanalyse (Norusis & SPSS, 1994). Daarbij was het al dan niet optreden van een scheiding de afhankelijke variabele. Er werden drie modellen geschat. In het eerste model werd de ontslagvariabele opgenomen evenals alle controlevariabelen behalve de variabele die aangeeft of een daling is opgetreden in het persoonlijk inkomen van de man. Die variabele werd in het tweede model toegevoegd. In het derde model werd de interactieterm ontslag x inkomensdaling nog toegevoegd.

Resultaten

Tabel 2, kolom 1, toont de mediane verandering in inkomenspositie van mannelijke werknemers. Er is gekozen voor de mediane waarde (middelste waarde na rangschikking op grootte) in plaats van de gemiddelde waarde omdat deze in veel mindere mate door uitbijters wordt beïnvloed. Zoals verwacht ervaren ontslagen werknemers, in tegenstelling tot niet-ontslagen werknemers, een daling in inkomenspositie. Deze daling is veruit het sterkst in geval van ontslag in verband met ziekte. Tabel 2, kolom 2, geeft de scheidingsfrequenties. Wat opvalt, is dat de scheidingsfrequentie van bedrijfseconomisch ontslagenen nauwelijks verschilt van die van de controlegroep. Daarentegen gaan ontslag vanwege langdurige ziekte en ontslag op persoonlijke gronden gepaard met een substantieel hogere scheidingsfrequentie. Met name het effect van persoonlijk ontslag is zeer sterk.

De resultaten van de logistische regressieanalyses zijn weergegeven in tabel 3. We kijken achtereenvolgens naar model 1, 2 en 3 en allereerst naar het effect van de twee variabelen waar het in essentie om draait: ontslag en het al dan niet onder vinden van een inkomensdaling. Model 1 laat zien dat ontslag wegens ziekte en persoonlijk ontslag de scheidingskans sterk verhogen. De coëfficiënten zijn betrekkelijk groot en zeer significant. Het effect van bedrijfseconomisch ontslag

Tabel 2 *Verandering in inkomenspositie, uitgedrukt als verschil tussen positie in de percentielverdeling in het jaar voor en na het ontslagjaar (kolom 1) en percentage mannelijke werknemers dat een scheiding meemaakt (kolom 2)*

	Mediane verandering in inkomenspositie	Percentage gescheiden tot drie jaar na ontslagjaar (%)
Geen ontslag	0,0	6,3
Bedrijfseconomisch ontslag	-4,0	7,0
Ontslag op persoonlijke gronden	-7,0	17,2
Ontslag in verband met ziekte	-10,0	9,7

is beperkt, gegeven de kleine en ternauwernood significante coëfficiënt. In model 2 wordt het al dan niet ondervinden van een daling in persoonlijk inkomen toegevoegd. Wat opvalt, is dat een inkomensdaling gepaard gaat met een licht verhoogde scheidingskans. Wat daarnaast opvalt, is dat het effect van bedrijfseconomisch ontslag in model 2 niet meer significant is. Het effect van bedrijfseconomisch ontslag (model 1) loopt dus via een daling in inkomen (model 2). Met andere woorden, mannen die na bedrijfseconomisch ontslag snel hun inkomenspositie herstellen, ondervinden geen verhoogde scheidingskans. In model 3 worden ten slotte de interactie-termen ontslag x inkomensdaling toegevoegd. Deze blijken alle insignificant. Dat wil zeggen dat het effect van een inkomensdaling even sterk is voor niet-ontslagenen en de verschillende categorieën ontslagenen. Om de abstracte gegevens uit tabel 3 wat tot leven te wekken is het aardig om enkele concrete kansen uit te rekenen aan de hand van de geschatte parameters. Nemen we een mannelijke werknemer met kenmerken die overeenkomen met de referentie-categorieën, dan komen we op een scheidingskans van 4,0%. Eenzelfde type man dat echter op persoonlijke gronden wordt ontslagen, ondervindt een scheidingskans van 8,9%. Als daarbij bovendien een inkomensdaling optreedt, neemt de scheidingskans toe tot 9,9%.

Nu doorlopen we de effecten van de controlevariabelen, aangezien deze ook interessante informatie bevatten. Allereerst de bijdrage van de man aan het huishoudinkomen. Er is sprake van een duidelijke relatie: hoe hoger de bijdrage van de man, des te kleiner de kans op scheiding. Opvallend is dat het huishoudinkomen zelf geen significant effect heeft op de scheidingskans. Het bewonen van een woonhuis verlaagt de scheidingskans. Het hebben van thuiswonende kinderen heeft geen noemenswaardig effect. Een groter verschil in leeftijd van de partners verhoogt de scheidingskans en een langere duur van de relatie verlaagt deze. Tot slot speelt herkomst een rol. In vergelijking met een autochtone achtergrond gaat een Marokkaanse herkomst gepaard met een lagere scheidingskans. Werknemers met als herkomst Suriname, Nederlandse Antillen/Aruba of Overige niet-westerse landen ervaren juist een grotere scheidingskans.

Tabel 3 *Effecten van persoons-, relatie- en werkkenmerken van gehuwde mannelijke werknemers (gemeten in 2004-2007; n = 81.134) op hun scheidingskans (gemeten in de drie jaar volgend op het ontslag), bepaald met logistische regressieanalyse*

	Model 1 coëfficiënten	Model 2 coëfficiënten	Model 3 coëfficiënten
<i>Bijdrage aan huishoudinkomen</i>			
0-25%	0,51***	0,55***	0,55***
25-50%	0,28***	0,30***	0,30***
50-75%	0,19***	0,19***	0,19***
75-100% (ref.)	-	-	-
<i>Huishoudinkomen</i>			
0-40.000	0,05	0,06	0,06
40.000-55.000 (ref.)	-	-	-
> 55.000	-0,04	-0,04	-0,04
<i>Woonsituatie</i>			
Huur (ref.)	-	-	-
Koop	-0,24***	-0,23***	-0,23***
<i>Thuiswonende kinderen</i>			
Ja	0,06	0,06*	0,06*
Nee (ref.)	-	-	-
<i>Leeftijd</i>			
< 35 jaar	0,28***	0,30***	0,30***
35-45 jaar	0,33***	0,34***	0,34***
> 45 jaar (ref.)	-	-	-
<i>Leeftijdsverschil partners</i>			
0-5 jaar (ref.)	-	-	-
5-10 jaar	0,11**	0,11**	0,11**
> 10 jaar	0,54***	0,53***	0,53***
<i>Duur relatie</i>			
0-5 jaar	0,59***	0,60***	0,60***
5-10 jaar	0,29***	0,29***	0,29***
> 10 jaar (ref.)	-	-	-
<i>Herkomstgroepering</i>			
Autochtoon (ref.)	-	-	-
Marokko	-0,25**	-0,26**	-0,26**
Turkije	-0,03	-0,05	-0,05
Suriname	0,29**	0,28**	0,28**
Nederlandse Antillen en Aruba	0,43*	0,43*	0,43*
Overige niet-westerse landen	0,22**	0,22**	0,22**
Overige westerse landen	0,07	0,07	0,07

Tabel 3 (Vervolg)

	Model 1 coëfficiënten	Model 2 coëfficiënten	Model 3 coëfficiënten
<i>Ontslag</i>			
Geen ontslag (ref.)			
Bedrijfseconomisch ontslag	0,08*	0,05	0,03
Ontslag op persoonlijke gronden	0,88***	0,85***	0,87***
Ontslag i.v.m. ziekte	0,45***	0,41***	0,46***
<i>Inkomensdaling</i>			
Geen daling (ref.)			
Daling		0,12***	0,11**
<i>Ontslag x inkomensdaling</i>			
Geen ontslag x daling (ref.)			
Bedrijfseconomisch ontslag x daling			0,04
Ontslag op persoonlijke gronden x daling			-0,02
Ontslag i.v.m. ziekte x daling			-0,07
<i>Intercept</i>	-3,10	-3,17	-3,17

* $p < ,05$; ** $p < ,01$; *** $p < ,001$

Discussie

In dit onderzoek bestudeerden we de invloed van verschillende vormen van ontslag van de mannelijke werknemer op de huwelijksstabiliteit. Allereerst bleek dat bedrijfseconomisch ontslag geen noemenswaardig effect heeft op de scheidingskans tenzij het ontslag gepaard gaat met een daling in inkomsten. In tegenstelling tot bedrijfseconomisch ontslag verhogen ontslag op persoonlijke gronden en ontslag in verband met ziekte de scheidingskans ook als er geen daling in inkomsten optreedt. Hiermee wordt de hypothese die aan deze studie ten grondslag lag, goeddeels bevestigd. De bevindingen zijn dus verenigbaar met de ideeën van Oppenheimer: de man wiens ontslag deels te herleiden is tot persoonlijke kenmerken (persoonlijk ontslag en ontslag vanwege ziekte) dan wel die zijn inkomenspositie niet weet te herstellen, zal een onzeker toekomstperspectief oproepen dan wel in verminderde mate voldoen aan de norm van kostwinner en derhalve een minder aantrekkelijke partner zijn. Een en ander wil overigens niet zeggen dat de bevindingen de ideeën van Oppenheimer onomstotelijk bewijzen. Per slot van rekening kunnen andere theorieën eveneens in overeenstemming zijn met de resultaten van dit onderzoek. Er kan bovendien sprake zijn van ongemeten kenmerken die de relatie tussen ontslag en scheidingskansen beter verklaren.

De resultaten van dit onderzoek komen sterk overeen met een soortgelijk onderzoek dat werd uitgevoerd op basis van het Brits Huishoudens Panel (Doiron & Mendolia, 2011). Doiron en Mendolia constateerden dat bedrijfseconomisch ont-

slag weinig effect heeft, terwijl persoonlijk ontslag evenals het niet verlengen van tijdelijke contracten de kans op relatieontbinding significant verhogen. Zij suggereren dat persoonlijk ontslag en het niet verlengen van tijdelijke contracten, in tegenstelling tot bedrijfseconomisch ontslag, een signaalfunctie hebben: zij geven negatieve informatie over de verwachte toekomstige baten van de relatie. De overeenkomsten tussen de resultaten van dit onderzoek en het onderzoek van Doiron en Mendolia zijn eigenlijk nog opmerkelijker als de verschillen in onderzoekopzet in aanmerking worden genomen. Enkele belangrijke verschillen zijn: (1) dit onderzoek was gebaseerd op administratieve gegevens en bijgevolg grote aantallen waarnemingen, terwijl het aantal waarnemingen in het onderzoek van Doiron & Mendolia beperkt was door het gebruik van een panel survey; (2) er werd gebruikgemaakt van verschillende analysetechnieken; (3) Doiron en Mendolia hadden de beschikking over gegevens met betrekking tot niet-verlengde tijdelijke contracten. Dergelijke informatie is in dit onderzoek niet gebruikt, omdat het SSB deze informatie pas vanaf verslagjaar 2007 bevat. Het laatste is overigens ook direct een tekortkoming van dit onderzoek. De controlegroep die voor dit onderzoek gebruikt werd, zal namelijk onder meer werknemers vertegenwoordigen wiens tijdelijke contract niet werd verlengd. Dit neemt niet weg dat de overeenkomstige resultaten van de twee onderzoeken de betrouwbaarheid van de bevindingen verhogen.

Men kan zich overigens met recht afvragen of de causale verbanden niet anders liggen dan hier wordt verondersteld. We gaan er namelijk vanuit dat ontslag de scheidingskans vergroot. Er zijn echter studies die suggereren dat ook het omgekeerde geldt: scheiding vergroot de kans op neerwaartse mobiliteit voor mannen (Kalmijn, 2005). Voor de onderzoekspopulatie in deze studie geldt natuurlijk dat het ontslag voorafgaat aan een eventuele scheiding. Daarmee is het veel waarschijnlijker dat het ontslag de scheiding veroorzaakt. Het kan echter niet worden uitgesloten dat de relatieproblemen begonnen voor het ontslag en uiteindelijk zowel het ontslag als de scheiding tot gevolg hadden. Helaas zijn gegevens over de start van relatieproblemen niet voorhanden. Niettemin zou het meerwaarde hebben om in een vervolgonderzoek het omgekeerde te doen: cohorten gescheiden werknemers volgen om de effecten van scheiding op de arbeidspositie in kaart te brengen.

Tegenwoordig kiezen veel meer mensen voor ongehuwd samenwonen in plaats van voor het huwelijk. Dit onderzoek was uitsluitend gericht op de stabiliteit van het huwelijk. Bekend is dat samenwonende stellen doorgaans minder traditionele waarden hebben ten aanzien van rollen van mannen en vrouwen (Liefbroer, 1991; Brines & Joyner, 1999; Kalmijn *et al.*, 2007). De inkomensverdeling is in geval van samenwonende stellen ook minder scheef (Manting & Loeve, 2004). Het is dus maar de vraag of de verbanden die in dit onderzoek zijn vastgesteld voor gehuwde werknemers, ook gelden voor de relaties van samenwonende werknemers. Vervolgonderzoek op basis van de gegevens van het UWV WERKbedrijf in combinatie met gegevens uit het SSB kan hier licht op werpen.

Literatuur

- Bakker, B.F.M. (2008). De stand van het Sociaal Statistisch Bestand. *Bevolkingstrends*, 56(2), 14-18.
- Becker, G.S. (1981). *A treatise on the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Brines, J. & Joyner, K. (1999). The ties that bind: Principles of cohesion in cohabitation and marriage. *American Sociological Review*, 64, 333-355.
- CBS (2006). *Sociale samenhang in beeld, het SSB nu en straks*. Voorburg/Heerlen: CBS.
- CBS (2011). Echtscheidingen in eeuw vertienvoudigd. *Bevolkingstrends*, 59(1), 11-12.
- Doiron, D. & Mendolia, S. (2011). The impact of job loss on family dissolution. *Journal of Population Economics*, 25(1), 367-398.
- Gaalen, R. van (2012). Latere baankansen voor ontslagen jongeren. *Economisch Statistische Berichten*, 97(4632), 202-204.
- Gaalen, R. van, Vries, J. de, Arts, K. & Harmsen, C. (2013). Perspectief op veranderde levenslopen: Leven, leren en werken naar geboortegeneratie. *Sociaaleconomische Trends*, 31 oktober.
- Garssen, J. (2003). Demografie van Nederland, 2003. *Bevolkingstrends*, 51(4), 12-29.
- Graaf, A. de (2011). Gezinnen in beweging. *Bevolkingstrends*, 59(2), 82-96.
- Graaf, P.M. de & Kalmijn, M. (2006). Divorce motives in a period of rising divorce: Evidence from a Dutch life history survey. *Journal of Family Issues*, 27(4), 483-505.
- Harmsen, C. (2008). Ontwikkelingen in de huishoudensdynamiek sinds 1971. *Bevolkingstrends*, 56(1), 44-54.
- Kaa, D.J. van de (1987). Europe's second demographic transition. *Population Bulletin*, 42(1), 1-59.
- Kalmijn, M. (2005). The effects of divorce on men's employment and social security histories. *European Journal of Population*, 21(4), 347-366.
- Kalmijn, M. (2011). The influence of men's income and employment on marriage and cohabitation: Testing Oppenheimer's theory in Europe. *European Journal of Population*, 27(3), 269-293.
- Kalmijn, M., Loeve, A. & Manting, D. (2007). Income dynamics in couples and the dissolution of marriage and cohabitation. *Demography*, 44(1), 159-179.
- Keith, K. & McWilliams, A. (1995). The wage effects of cumulative job mobility. *Industrial and Labor Relations Review*, 49(1), 121-137.
- Lesthaeghe, R. (1983). A century of demographic and cultural change in Western Europe: An exploration of underlying dimensions. *Population and Development Review*, 9(3), 411-435.
- Liefbroer, A. (1991). *Kiezen tussen ongehuwd samenwonen en trouwen [Choosing between marriage and cohabitation]*. Unpublished doctoral dissertation. Vrije Universiteit.
- Manting, D. (2006). Transitioneel arbeidsmarktgedrag en de kans op (echt) scheiding. In P. Ester, R. Muffels & J. Schippers (red.), *Dynamiek en Levensloop, De arbeidsmarkt in transitie* (pp. 79-95). Assen: Van Gorcum.
- Manting, D. & Loeve, J.A. (2004). *Economic circumstances and union dissolution of couples in the 1990s in The Netherlands*. Voorburg/Heerlen: Statistics Netherlands.
- Mooi-Reçi, I. (2008). *Unemployed and scarred for life? Longitudinal analyses of how unemployment and policy changes affect reemployment careers and wages in The Netherlands, 1980-2000*. Amsterdam: Vrije Universiteit Amsterdam.
- Norusis & SPSS (1994). *SPSS Advanced Statistics*. Chicago: SPSS.
- Oppenheimer, V.K. (1988). A theory of marriage timing: Assortative mating under varying degrees of uncertainty. *American Journal of Sociology*, 94(3), 563-591.

- Oppenheimer, V.K. (1994). Women's rising employment and the future of the family in industrial societies. *Population and Development Review*, 20(2), 293-342.
- Ruggles, S. (1997). The rise of divorce and separation in the United States, 1880-1990. *Demography*, 34(4), 455-479.
- SCP (1998). *Sociaal en Cultureel Rapport 1998*. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Thornton A. (1989). Changing attitudes toward family issues in the United States. *Journal of Marriage and the Family*, 51(4), 873-893.