

Relationele kenmerken en echtscheiding in België. Een analyse op basis van de Panel Studie van Belgische Huishoudens

Laurent Snoeckx, Peter Raeymaeckers en Dimitri Mortelmans

1. Inleiding

De tweede helft van de twintigste eeuw bracht een einde aan het huwelijksmonopolie in de Westerse wereld: echtscheidingen, éénouder- en stiefgezinnen werden in stijgende lijn gedemarginaliseerd en gedestigmatiseerd. Tussen 1970 en 2000 daalde het aantal huwelijken in België met 39%; tijdens diezelfde periode verviervoudigde het aantal echtscheidingen. Per 1000 gehuwde vrouwen (tussen 20 en 79 jaar) werden er in België in 1970 slechts 3 echtscheidingen aangetroffen. In 2000 kwam men op een getal van 11 op 1000 (Corijn 2005).

Een blik op deze cijfers maakt duidelijk dat echtscheiding meer dan ooit een sociologisch relevant transitie-moment vormt waar meer en meer individuen tijdens hun levensloop mee worden geconfronteerd. Men zou dan ook verwachten dat de spectaculaire stijging in deze echtscheidingscijfers aanzienlijke wetenschappelijke belangstelling zou genieten. Belgisch onderzoek naar deze echtscheidingsproblematiek blijkt echter schaars, doch niet afwezig.

Het merendeel van de Belgische echtscheidingsonderzoeken biedt inzicht in de evolutie van echtscheidingsontwikkeling, huwelijksratio's en geboortecijfers en maakt gebruik van data van het Nationaal Instituut voor Statistiek of van het rijksregister (Corijn 2005; Deboosere e.a. 1997; Lesthaeghe 1998; Jacobs 2000; Vanhove & Matthijs 2002). Op die manier worden in deze demografische studies verschillende evoluties in gezins- en relatiestructuren belicht, zowel op nationaal als op internationaal (vergelijkend) niveau. Sociologische onderzoeken naar echtscheidingen concentreren zich op verscheidene thema's zoals herhuwelijken (Matthijs 1986), armoederisico's (Cantillon 1992; 1996), effecten van echtscheiding voor kinderen (Van Houtte & Jacobs 2004), echtscheiding op latere leeftijd (Dooghe 1996; Mortelmans 2002), relatie-idealen (Jacobs 2002) en mentaal welzijn (Bracke 1998).

Ondanks het feit dat deze onderzoeken zeker bijgedragen hebben tot meer inzicht in echtscheidingsdynamieken in België, willen we ons in dit artikel con-

centreren op de oorzaken van echtscheiding. Zonder de invloed van macro-structurele determinanten als economische, culturele en institutionele kenmerken te verdisconteren, focussen we ons op concretere levensloopkenmerken van huwelijkspartners. Meer in het bijzonder *willen we voor België nagaan welke relationele kenmerken het risico op echtscheiding kunnen verhogen*. Deze meer volatiele demografische factoren, zoals het tijdstip van huwelijk en gezinsvorming, lijken overigens belangrijker te zijn dan socio-economische determinanten om het risico op echtscheiding te verklaren (Clarke & Berrington 1999). We willen dan ook nagaan in welke mate het echtscheidingsrisico verklaard kan worden door relationele eigenschappen zoals voorhuwelijks samenwonen, duur van het huwelijk, huwelijksleeftijd, aantal kinderen, leeftijd van de kinderen en voorhuwelijks conceptie en geboorte, als er rekening wordt gehouden met de invloed van socio-economische factoren zoals inkomen en tewerkstelling. Doordat we in dit artikel focussen op relationele determinanten van echtscheiding vullen we een lacune in het Belgische onderzoek terzake, temeer omdat de gebruikte datasets in voorgaande onderzoeken geen nationale of longitudinale gegevens bevatten.

In eerste instantie beschrijven we kort hoe andere onderzoekers de echtscheidingsdynamiek in België reeds bestudeerd hebben en welke vaststellingen ze deden. Daarna bekijken we de bevindingen in de echtscheidingsliteratuur over de invloed van relationele kenmerken op het echtscheidingsrisico. Ten derde schetsen we de gebruikte methode en data, om vervolgens de belangrijkste resultaten van onze analyse toe te lichten. De conclusies worden in de daaropvolgende paragraaf besproken.

2. Determinanten van echtscheiding in België

Belangrijke Belgische studies die handelen over determinanten van echtscheiding zijn die van Willems en Vanderhoeft (1985), Corijn (1999) en Jacobs (2002). Zowel Willems en Vanderhoeft, Corijn als Jacobs gebruikten retrospectieve data, maar baseerden hun bevindingen op een steekproef met twee belangrijke beperkingen. Ten eerste was de steekproef beperkt tot Vlaamse respondenten tussen twintig en vijfenveertig jaar oud (Willems & Vanderhoeft 1985) en tussen eenentwintig en veertig (Corijn 1999). Ten tweede gebruikte Jacobs data op nationaal niveau, maar beperkte ze zich tot de analyse van één golf (1998) van de Panel Studie van Belgische Huishoudens.

Corijn vond een negatief verband tussen echtscheiding, de aanwezigheid van kinderen en religiositeit; voor ouderlijke scheiding en huwelijk op jonge leeftijd bleek dit verband positief te zijn. Met deze resultaten bevestigde ze eerdere bevindingen van Willems en Vanderhoeft wat betreft huwelijksleeftijd. Er werd echter geen verband gevonden tussen de kans op echtscheiding en hu-

welijkscohorten of voorhuwelijks samenwonen. Willems en Vanderhoeft vonden wel een positief effect van voorhuwelijks samenwonen en stelden vast dat de cohorten het echtscheidingsrisico positief beïnvloedt. Hiermee toonden ze aan dat meer recente huwelijken een hoger echtscheidingsrisico lopen. Deze bevinding werd ook gedeeld door Jacobs (2002) en toegeschreven aan de veranderende relatie-cultuur: waar partners vroeger traditionele opvattingen hadden ten aanzien van een huwelijksrelatie (“romantische liefde”), worden deze nu vervangen door meer moderne en individuele waarden (“pure relatie”).

In tegenstelling tot de studies van Jacobs (2002), Corijn (1999) en Willems en Vanderhoeft (1985), baseren we ons in dit artikel op alle elf golven van de Panel Studie van Belgische Huishoudens en maken we gebruik van de volledige longitudinale kracht van de panelstudie, zonder het hanteren van leeftijds- of regionale beperkingen. Alvorens tot de analyse over te gaan, presenteren we in volgend overzicht onze hypothesen op basis van bevindingen uit de literatuur over determinanten van echtscheiding. Daarbij besteden we steeds bijzondere aandacht aan de vaststellingen van eerder Belgisch onderzoek.

3. De invloed van relationele kenmerken op echtscheidingsrisico

De internationale literatuur over de invloed van relationele kenmerken op echtscheidingsrisico's wordt gekenmerkt door een groot aantal tegenstrijdige resultaten. Om het overzicht te structureren, maken we een onderscheid tussen individuele achtergrondvariabelen en koppelvariabelen. Deze laatste worden op hun beurt opgedeeld in relatie- en fertilitieitkenmerken.

De individuele achtergrondvariabelen dienen enkel om te controleren voor de effecten van relationele kenmerken. We zullen deze dan ook niet inhoudelijk toelichten. Het gaat hier om variabelen als regio, opleiding, tewerkstelling, inkomen en ouderlijke scheiding.

In volgende paragrafen bespreken we de variabelen die informatie bevatten over eigenschappen van het koppel en die we kunnen beschouwen als onderdeel van het huwelijksspecifiek kapitaal. Binnen deze koppelvariabelen onderscheiden we twee groepen. Enerzijds groeperen we kenmerken die verwijzen naar specifieke relatiekenmerken, zoals voorhuwelijks samenwonen, huwelijksduur en huwelijksleeftijd. Anderzijds clusteren we kenmerken die peilen naar het vruchtbaarheidsgedrag van het koppel, zoals het aantal kinderen, de leeftijd van het jongste kind, voorhuwelijksgeboorte en voorhuwelijksconceptie.

3.1. Koppelkenmerken

3.1.1. Relatiekenmerken

Wat betreft het effect van *voorhuwelijks samenwonen* op het echtscheidingsrisico, maakt eerder Belgisch onderzoek melding van tegenstrijdige conclusies. Corijn (1999) vond geen verband met het risico op echtscheiding op basis van NEGO-V gegevens van 1991; Willems en Vanderhoeft (1985) besloten op basis van NEGO-IV gegevens (1982-1983) dat voorhuwelijkse samenwoners vier keer meer kans hebben op een echtscheiding.

In de internationale literatuur worden er twee verschillende theoretische visies onderscheiden ten aanzien van het effect van voorhuwelijks samenwonen: de “selectie” hypothese en de “matching-process” hypothese. De eerste hypothese stelt voorop dat voorhuwelijks samenwonen in positief verband staat met het risico op echtscheiding (Hall & Zhao 1995; Brines & Joyner 1999). De verklaring hiervoor wordt veelal gezocht in de ‘aard’ van de samenwoners. Zo zijn samenwonende koppels minder homogeen samengesteld op gebied van religie en leeftijd dan gehuwde paren waardoor er sneller conflicten ontstaan (Schoen & Weinick 1993; Tanfer 1987 in: Hall & Zhao 1995). Samenwoners zouden vanwege hun onconventioneel en minder traditioneel waardepatroon a priori meer risico lopen op huwelijksinstabiliteit (Bumpass, Sweet e.a. 1991; Thornton & Axinn 1992; Booth & Johnson 1988; Cohan & Kleinbaum 2002; Amato, Johnson e.a. 2003; Kalmijn, De Graaf & Poortman 2004; Brown & Booth 1992). Deze ‘selectie-hypothese’ wordt bevestigd door Clarkberg, Stolzenberg en Waite (1995): mensen met liberale waarden en houdingen ten opzichte van traditionele rolpatronen en het huwelijksinstituut voelen zich meer aangetrokken tot cohabitatie als voorhuwelijkse relatievorm (Clarkberg, Stolzenberg e.a. 1995). Bovendien gaat de ervaring van de cohabitatie op zich samen met een liberalere houding ten aanzien van echtscheiding en een daling in religiositeit (Thornton & Axinn 1992; Thomson & Colella 1992). Een belangrijke verklaring hiervoor wordt gegeven door Mills (2000). In navolging van Giddens (1991) stelt zij dat het louter aangaan van een “samenwoonrelatie” een reactie is op de onzekerheid veroorzaakt door modernisering. Deze onzekerheid maakt dat koppels minder snel een vaste binding zullen aangaan en een voorkeur hebben voor een flexibelere relatievorm zoals samenwonen alvorens in het huwelijksbootje te stappen. Onderzoek naar gehuwde koppels toonde verder aan dat vooral diegenen die een lange tijd samenwoonden voor het huwelijk, een lagere huwelijkskwaliteit rapporteerden en minder ‘toegewijd’ waren aan het instituut van het huwelijk (Thomson & Colella 1992). Samenwoners zouden ook slechter communiceren met hun partner en elkaar minder bijstand bieden (Cohan & Kleinbaum 2002).

Verdedigers van de tweede hypothese zijn van mening dat de samenwoonperiode voorafgaand aan het huwelijk dienst doet als een testperiode voor het wel-

slagen van de relatie. Vooraleer iemand in het huwelijksbootje treedt, zal hij of zij de mogelijke kandidaat “screenen” tijdens de samenwonenperiode. Deze auteurs stellen dat de stap naar het samenwonen een fase is in het “weeding out”, of het selecteren van een juiste partner (Teachman e.a. 1991). Tijdens deze periode eigenen de leden van het koppel zich een bepaalde huwelijksrol toe en wennen ze aan de alledaagse gewoontes van hun partner (Cherlin 1992). Volgens deze visie zou een koppel dat na een samenwonenperiode besluit te trouwen, minder kans op echtscheiding vertonen omdat de partners al voldoende kennis over elkaar hebben verworven (Brennett e.a. 1988).

Uit bovenstaande blijkt dat voorhuwelijks samenwonen een belangrijke determinant is van de kans op echtscheiding; er bestaan enkel verschillende meningen over de richting waarin dit effect speelt. Omdat er tot nu toe meer empirisch materiaal verzameld is dat wijst op een hoger echtscheidingsrisico in geval van voorhuwelijks cohabitatie, veronderstellen we dat *voorhuwelijks samenwonen een positief effect uitoefent op de kans op echtscheiding (H1)*.

Wat betreft *de invloed van de huwelijksduur* op de kans op echtscheiding, tonen vele studies aan dat hoe langer een huwelijk tussen man en vrouw stand houdt, hoe minder de beide partners op een gegeven ogenblik zullen besluiten om een punt te zetten achter hun relatie (Mott & Moore 1979; Kitson, Babri & Roach 1985; White 1990). De eerste jaren van een huwelijk worden beschouwd als een kritieke periode waarbij het welslagen van het huwelijk sterk afhankelijk is van de manier waarop de huwelijksverwachtingen van de beide leden van het koppel al dan niet worden ingelost (Mott & Moore 1979; Jalovaara 2002). Verder wordt dit effect versterkt doorheen de tijd. Corijn (2005) toont op basis van rijksregistergegevens aan dat bijna 4% van de huwelijken gesloten in 1960 ontbonden was binnen de tien jaar. Van de huwelijken gesloten in 1990, was na tien jaar 18% ontbonden. We gaan er dan ook van uit *dat er een negatief verband bestaat tussen huwelijksduur en het risico op echtscheiding (H2)*.

Internationaal onderzoek heeft eveneens herhaaldelijk vastgesteld dat er een hogere echtscheidingskans bestaat voor mensen *die op jonge leeftijd trouwen* (Becker, Landes & Michael 1977; Janssen, Poortman, De Graaf & Kalmijn 1998; Manting 1993; 1994; Janssen 2001; Kitson, Babri & Roach 1985; Wagner & Weiss 2004; Booth & Edwards 1985; Janssen 2001; Bumpass & Sweet 1972; Tzeng & Mare 1995; Kalmijn, De Graaf & Poortman 2004). Ook de Belgische onderzoeken van Corijn (1999) en Willems en Vanderhoeft (1985) bevestigen deze verhoogde echtscheidingskans. De jonge leeftijd van de trouwers zou er voor zorgen dat ze minder tijd gehad hebben om hun partner te vinden, of om hem/haar goed te leren kennen. Bovendien, zo stelt Sharlin (1998), *“the young age of the spouses and their lack of education provide less than ideal condition for starting a marriage and increase their chances for hardship and difficulties*

during married life". Naast het lage opleidingsniveau en de precare economische situatie die samengaan met vroege huwelijken, kunnen volgens Jansen (2001) de persoonlijkheden van jonge trouwers tot relationele moeilijkheden leiden omdat deze nog sterk kunnen veranderen doorheen het huwelijk. Een ietwat oudere zienswijze (Booth & Edwards 1985) beschouwt de ontoereikende rolvervulling van jonge partners als een belangrijke oorzaak van echtscheiding. Jonge huwelijkspartners zouden volgens deze visie onvoldoende tijd en contact met hun ouders gehad hebben om een "goede" echtgeno(o)t(e) te kunnen worden. Omdat ze zodoende onvoorbereid in het huwelijksbootje stappen, ontbreekt het hen vaak aan de benodigde vaardigheden, zoals bijvoorbeeld conflictbeheer en trouw, om een bevredigende relatie te onderhouden (Booth & Edwards 1985). Een andere verklaringwijze is gebaseerd op het ruiltheoretische paradigma: South (1995) stelt dat individuen die vroeger trouwen, zich bewust zijn van hun voordelige positie op de "huwelijksmarkt" en zodoende sneller alternatieven overwegen als ze niet meer tevreden zijn over hun huwelijk. Deze bewustwording en de daaropvolgende zoektocht naar een nieuwe partner, zouden volgens deze visie gefaciliteerd kunnen worden door een ander element uit de ruiltheorie: de drempels tegen ontbinding (Clarke & Berrington 1999). Deze zouden zwakker worden als het huwelijk geen externe druk kent zoals de ouderlijke goedkeuring, die veelal onbestaande is in geval van tienerhuwelijken (Booth & Edwards 1985; South 1995).

Wat betreft trouwen op latere leeftijd, hebben veelal oudere studies zoals die van Norton en Glick (1979) vastgesteld dat vrouwen die trouwen wanneer ze in de dertig zijn een hogere kans hebben op echtscheiding dan diegenen die bijna of net de dertig bereikt hebben (Kitson, Babri & Roach 1985). Naar analogie met de jonge trouwers zouden de effecten van rolvervulling, de beschikbaarheid van huwelijkspartners en externe druk voor een hoger echtscheidingsrisico kunnen zorgen, zij het dat andere processen plaatsvinden. In tegenstelling tot de ontoereikende rolvervulling van jonge trouwers zouden de normen van rolvervulling namelijk in die mate vastgeroest zijn dat de overlevingskans van het huwelijk er negatief door beïnvloed kan worden. Verder zou de beperkte beschikbaarheid van huwelijkspartners onvervulde verwachtingen kunnen veroorzaken. Wat betreft de externe druk zou een ouderlijke afwijzing van het huwelijk niet verwonderlijk zijn, gezien de mogelijke "speciale" band die de ouders met de alleenstaande zoon of dochter ontwikkeld zouden kunnen hebben (Booth & Edwards 1985). Corijn (1999) en Willems en Vanderhoeft (1985) maken voor België echter geen melding van een positief verband tussen huwelijksleeftijd en de kans op echtscheiding. Toch willen we controleren of we op basis van onze recentere longitudinale data een mogelijk positief effect van huwelijksleeftijd kunnen vaststellen. Omdat studies aantonen dat zowel jongere als oudere trouwers een verhoogde kans op echtscheiding kennen, gaan we na of er een *curvilineair verband bestaat tussen huwelijksleeftijd en het risico op echtscheiding (H3)*.

3.1.2. Fertilitetkenmerken

Een eerste fertilitetkenmerk betreft *de aanwezigheid van kinderen*. Koppels met kinderen hebben aanzienlijk minder kans een echtscheiding te ervaren dan kinderloze koppels (Parsons 1956; Härkönen & Dronkers 2004; White 1990; Dronkers 2003; Kalmijn, De Graaf & Poortman 2004; Kitson, Babri & Roach 1985; Wagner & Weiss 2004; Tzeng & Mare 1995). Corijn (1999) bevestigt dit effect voor België en stelt vast dat een eerste kind de echtscheidingskans halveert; volgende kinderen beïnvloeden dit effect echter nauwelijks. Internationaal onderzoek haalt verschillende verklaringsgronden aan voor dit verlaagde echtscheidingsrisico. Zo wordt er gesteld dat kinderen een stabiliserend effect hebben op het huwelijk van de ouders vanwege de gevolgen voor de kinderen (Kalmijn, De Graaf & Poortman 2004; Härkönen & Dronkers 2004; White 1990; Dronkers 1999). Anderen duiden het uitstellen van kinderen als een indicatie van een nakende huwelijks crisis (Greenstein 1990; Tzeng & Mare 1995; Fokkema & Liefbroer 1999). Enerzijds geldt er dus een negatieve relatie tussen de gezinsgrootte en het risico op echtscheiding: *“Women with no children were more than six times as likely to experience a marital dissolution as women with two children, who in turn were about twice as likely as women with three or more children”* (Greenstein 1990). Anderzijds lijkt er een destabiliserend effect uit te gaan van het aantal kinderen in geval van grote gezinnen (Corijn 1999). Dronkers (2003) verklaart dit keerpunt door te stellen dat de aanwezigheid van drie of meer kinderen een indicatie kan zijn van impulsieve huwelijken, die een grotere kans op echtscheiding kennen. Waite en Lillard (1991) zijn van mening dat kinderen een belemmering kunnen vormen voor de vrije tijd die ouders samen doorbrengen en zodoende het huwelijksgeluk verstoren. Omdat we echter meer empirisch bewijs vinden dat de huwelijksstabiliserende functie van de aanwezigheid van kinderen aantoonbaar is, veronderstellen we dat *het aantal kinderen een negatief effect uitoefent op het risico op echtscheiding (H4)*.

Niet enkel de aanwezigheid van kinderen oefent invloed uit op de kans op echtscheiding. Waite en Lillard stelden in 1991 een uitgebreid overzicht voor van theoretische benaderingen die zich focussen op *de leeftijd van de kinderen* en op de vraag uit welk huwelijk kinderen geboren zijn. Deze auteurs stellen dat de aanwezigheid van kinderen de huwelijksband tussen de partners versterkt omdat kinderen aan de basis liggen van huwelijkspecialisatie (Durkheim 1933 in: Waite & Lillard 1991). Jonge kinderen zorgen daarbij voor meer stabiele huwelijken dan oudere omdat ze de betrokkenheid van de ouders en de kosten van een mogelijke echtscheiding verhogen (Waite & Lillard 1991). Naast de verhoogde – zowel sociale als economische – last voor de ouder met hoederecht, zorgt het verlies aan contact met de kinderen voor de partner zonder hoederecht voor dit verlaagde echtscheidingsrisico (Kalmijn, De Graaf & Poortman 2004). Volgens deze zienswijze verhogen jonge kinderen de stabiliteit van het huwelijk omdat ze meer tijd met hun ouders doorbrengen en er

emotioneel afhankelijker van zijn; bijgevolg geven ouders bij een scheiding minder contact op met oudere dan met jongere kinderen. Belgisch onderzoek van Corijn (1999), Willems en Vanderhoeft (1985) en Jacobs (2002) concentreert zich niet op het aantal kinderen; de internationale literatuur en empirie doen ons echter aannemen dat de *leeftijd van de kinderen een positief effect heeft op het risico op echtscheiding (H5)*.

Naast het effect van de aanwezigheid van kinderen binnen het huwelijk, is de *geboorte van kinderen voorafgaand aan het huwelijk* een bekende determinant van echtscheiding. Verschillende onderzoeken tonen aan dat een voorhuwelijkse geboorte de kans op echtscheiding aanzienlijk verhoogt (Bracher e.a. 1993 in: Corijn 1999; Billy, Londale & McLaughlin 1986; Martin & Bumpass 1989; Morgan & Rindfuss 1984; Teachman 1983; Wineberg 1988 in: White 1990; Härkönen & Dronkers 2004). Dit effect zou worden verklaard door economische problemen, een tekort aan voorbereiding van de (toekomstige) huwelijkspartners en een overhaaste partnerkeuze (Corijn 1999; Kitson, Babri & Roach 1985). We gaan er dan ook vanuit dat *voorhuwelijkse geboorte een positieve invloed uitoefent op het risico op echtscheiding (H6)*.

Analoog aan voorhuwelijkse geboorte is het effect van *voorhuwelijkse conceptie* op het risico op echtscheiding een veelvuldig onderzochte echtscheidingsfactor. De meeste onderzoeken stellen een positief effect vast op het risico op echtscheiding. Ze leveren echter niet zulke eenduidige resultaten op als onderzoeken naar voorhuwelijkse geboorte (Bracher e.a. 1993 in: Corijn, 1999; Billy, Londale & McLaughlin 1986; Martin & Bumpass 1989; Morgan & Rindfuss 1984; Teachman 1983; White 1990). Redenen voor de verhoogde echtscheidingskans zijn veelal dezelfde als dewelke gebruikt worden om het effect van voorhuwelijkse geboorte te verklaren: financiële problemen, een overhaaste partnerkeuze en een tekort aan voorbereiding van de (toekomstige) huwelijkspartners (Corijn 1999; Kitson, Babri & Roach 1985; Willems & Vanderhoeft 1985). In overeenstemming met hypothese 6, veronderstellen we dat *voorhuwelijkse conceptie een positieve invloed uitoefent op het risico op echtscheiding (H7)*.

4. Onderzoeksopzet

4.1. Methode

Het databestand dat we gebruiken om bovenstaande hypotheses te toetsen, is afkomstig van de Panel Studie van Belgische Huishoudens (PSBH). De dataverzameling startte in 1992, met een bevraging van een representatief staal van de Belgische populatie en kende elf golven waarin jaar na jaar een brede kijk op de Belgische bevolking tot stand kwam. De studie verzamelt informatie van

individuen, huishoudens en kinderen over een brede waaier aan socio-economische onderwerpen en familiesociologische thema's. Door de uitgesproken prospectieve structuur van de dataset, komen we tegemoet aan alle tekortkomingen van zowel retrospectieve als cross-sectionele studies.

De "Cox' proportional hazard" methode is het meest geschikt om op basis van de longitudinale data de effecten te berekenen van de verschillende determinanten op het echtscheidingsrisico. Cox' Regressietechniek is een variant van "survival analysis" en stelt ons in staat het effect te bepalen van zowel tijdsafhankelijke als tijdsconstante verklarende variabelen op het echtscheidingsrisico (Allison 1984; 2002; Kleinbaum 1996). Centraal in deze statistische procedure staat de tijdsduur tot het voorkomen van een bepaalde gebeurtenis. Het startpunt voor de analyse is het jaar van de eerste golf (1992). Het onderzoeksobject van het databestand is het individu dat getrouwd was op het moment van de eerste golf van de panelstudie. Diegenen die reeds in een tweede of derde huwelijk traden, werden niet opgenomen in de subgroep wegens de specifieke echtscheidingsdynamiek waardoor deze groep gekenmerkt wordt (Cherlin 1996). Voor de tijdsafhankelijke covariaten gebruiken we zogenaamde "vertraagde" of "lagged" covariaten om de causaliteit tussen determinant en "event" (de scheiding) juist weer te geven. Deze tijdsafhankelijke variabelen noemen we vertraagde covariaten omdat ze gemeten worden op tijdstip $t-1$, waar t het jaar van de scheiding voorstelt. Anders gezegd, gebruiken we de waarde die de tijdsafhankelijke determinant aanneemt één jaar voor de echtscheiding om zeker te zijn van de juiste richting van het oorzakelijke verband met de echtscheiding.

4.2. Data

Het basis databestand bestaat uit 5313 individuen die getrouwd zijn tussen 1992 en 2002. Voor elk individu werd gecontroleerd of en wanneer het een scheiding meemaakte doorheen de 11 golven. Doorheen de panel studie tellen we 208 gescheiden individuen. Dat betekent dat 5105 (96,09%) individuen de waarde nul toegekend kregen op de afhankelijke variabele, namelijk het voorkomen van een echtscheiding.

De afhankelijke variabele bestaat uit de tijdspanne vanaf de eerste golf tot het plaatsvinden van een gebeurtenis of een "event". De gebeurtenis is een wettelijke echtscheiding of een scheiding. De referentiecategorie bevat de individuen die getrouwd blijven. De tijdsvariabele refereert naar de golf waarin de echtscheiding al dan niet voorkomt en gaat van 1 tot 11. De onafhankelijke variabelen zijn, zoals eerder vermeld, gegroepeerd in drie modellen: die van achtergrond-, relatie- en fertiliteitkenmerken.

In het *eerste model* nemen we achtergrondvariabelen op bij wijze van controle. Omdat de effecten van de relationele variabelen beïnvloed kunnen worden door bepaalde achtergrondkenmerken van de respondenten is het belangrijk om deze in het model op te nemen. We hanteren vijf achtergrondvariabelen: “regio” (Lesthaeghe & Neels 2002), “huishoudelijk inkomen” (Wagner & Weiss 2004; Rogers 2004), “werk” (Greenstein 1990), “opleiding” (Amato, Johnson e.a. 2003; Poortman & Kalmijn 2002) en “ouderlijke scheiding” (Wagner & Weiss 2004; Amato 2000). De frequentieverdelingen van deze variabelen zijn alle weergegeven in tabel 3 (zie bijlage). De variabele “regio” kent ongeveer een gelijke verdeling binnen de categorieën “Vlaanderen” (N = 2515) en “Wallonië en Brussel” (N = 2441); deze laatste vormt de referentiecategorie. “Huishoudelijk inkomen” bestaat uit zes categorieën met als laagste categorie “1000 – 1499 euro” en als hoogste categorie “meer dan 5000 euro”; “minder dan 1000 euro” is de referentiecategorie. De dummyvariabele “werk” verwijst naar “tewerkgesteld” (referentiecategorie) en “werkloos”. Uit de frequentieverdeling blijkt dat ongeveer evenveel mensen werken (N = 1980) als niet werken (N = 2081). “Opleiding” bestaat uit “hoger secundair onderwijs” en “hoger onderwijs”, met “lager secundair onderwijs” als referentiecategorie. De meeste van onze respondenten bezitten een diploma hoger onderwijs (N = 2918), gevolgd door de respondenten met als hoogste diploma van hoger secundair onderwijs (N = 2888). “Ouderlijke scheiding” neemt de waarde 1 aan indien er geen ouderlijke scheiding plaatsvond en 0 als dat wel het geval was. Uit tabel 3 (zie bijlage) blijkt dat van de 5313 respondenten 116 een ouderlijke scheiding rapporteerden.

Het *tweede model* geeft de relatiekenmerken weer en voegt vier variabelen toe, namelijk “huwelijksleeftijd”, “huwelijksleeftijd kwadraat”, “duur van het huwelijk” en “voorhuwelijks samenwonen”. Respondenten werden rechtstreeks bevraagd naar hun geslacht, leeftijd en het jaar van huwelijk. Met die gegevens kon de huwelijksleeftijd bekomen worden. De gemiddelde huwelijksduur van de respondenten in het panel is 28 jaar. De gemiddelde huwelijksleeftijd bedraagt 24 jaar. “Voorhuwelijks samenwonen” is een dummyvariabele, waarbij “niet samenwonen” de referentiecategorie vormt. Uit tabel 3 (zie bijlage) blijkt dat 509 respondenten al samenwoonden voor ze in het huwelijksbootje stapten.

Het *derde model* verwijst naar de fertiliteitloopbaan en wordt samengesteld uit: “het aantal kinderen”, “leeftijd jongste kind”, “voorhuwelijkse conceptie” en “voorhuwelijkse geboorte”. Voor zowel “voorhuwelijkse geboorte” als “voorhuwelijkse conceptie” verwijst de referentiecategorie naar de afwezigheid van zulke gebeurtenis. Uit de analyse blijkt dat er weinig respondenten een voorhuwelijkse conceptie (N = 295) of geboorte (N = 38) rapporteren. De variabele “aantal kinderen” bestaat uit een dummy waarbij 0 = “minder dan drie kinderen” en 1 = “meer dan drie kinderen”. Voor deze variabele is “minder dan drie kinderen” de meest voorkomende categorie (N = 3738). Het effect

van de leeftijd van de kinderen op de kans op echtscheiding wordt geoperationaliseerd aan de hand van “leeftijd jongste kind”, wat een gedummificeerde categoriale variabele is. Uit de frequentieverdeling blijkt dat bij de meeste getrouwde koppels in het panel het jongste kind ouder is dan 18 jaar ($N = 803$). De tweede grootste groep bestaat uit de koppels waarvan de jongste kinderen tussen 12 en 18 jaar oud zijn ($N = 675$).

5. Resultaten

Het eerste model geeft de resultaten weer van de effecten van de achtergrondvariabelen. Uit de analyse blijkt dat vooral “regio”, “hoger onderwijs”, “tewerkstelling” en de hoogste inkomenscategorieën een significant effect vertonen op het echtscheidingsrisico (zie tabel 1). De verklaringskracht van het model bedraagt 6%. De variabele “hoger onderwijs” oefent een positieve invloed uit; hoger opgeleiden hebben dus een hoger echtscheidingsrisico. De variabelen “tewerkstelling” en de twee hoogste inkomenscategorieën vertonen een negatief effect: tewerkstelling en hoge huishoudelijke inkomens verkleinen de kans op een scheiding. De kans op echtscheiding blijkt ook hoger te zijn in Wallonië en Brussel dan in Vlaanderen. Uit dit model blijkt eveneens dat in overeenstemming met eerder empirisch onderzoek, de intergenerationele transmissie van het echtscheidingsrisico een belangrijke rol speelt in het voorspellen van echtscheidingsrisico: personen van wie de ouders gescheiden zijn, lopen meer kans zelf een scheiding te ervaren (Amato 2000; Wagner & Weiss 2004; Härkönen & Dronkers 2004; Kalmijn, De Graaf & Poortman 2004; Engelhardt, Trappe & Dronkers 2002). Corijn (1999) stelde voor België eveneens vast dat de ervaring van een ouderlijke scheiding de kans op echtscheiding verdubbelt; Jacobs (2002) toont aan dat zulke ervaring het romantisch liefdesideaal afzwakt en op die manier invloed zou kunnen hebben op de kans op echtscheiding. Omdat deze effecten enkel als doel hebben om de invloed van de relationele variabelen uit te zuiveren, zullen we echter geen verdere aandacht besteden aan dit model. Wel zullen we deze achtergrondvariabelen gebruiken als basis om bovenstaande hypothesen te testen en vergelijken we de modelparameters met die van de twee overige modellen.

In het tweede model zijn de relatiekenmerken opgenomen. Het model vertoont een goede fit (prob. $LR < 0.0001$) en verklaart met een R^2 van 14% ongeveer 8% meer van de variantie rond de afhankelijke. De Chi kwadraat test (niet getoond in de tabel) geeft op basis van het verschil in likelihood ratio en vrijheidsgraden aan dat deze toename in R^2 significant is tot op $p < 0.001$. Het is opvallend dat met uitzondering van “regio” en de vijfde inkomenscategorie, alle controlevariabelen hun significantie verliezen (zie tabel 1). De invloed van opleiding en ouderlijke scheiding lijkt dus tenietgedaan te worden door het

toevoegen van de relatiekenmerken, wat wil zeggen dat deze kenmerken mee verantwoordelijk zijn voor de invloed vanuit opleiding en ouderlijke scheiding. De belangrijkste indicatoren van dit model zijn “voorhuwelijkse cohabitatatie” en “duur huwelijk”. Deze zijn beide significant tot op respectievelijk $p < 0.05$ en $p < 0.001$. “Voorhuwelijkse cohabitatatie” oefent een positieve invloed uit op het echtscheidingsrisico. Hiermee wordt hypothese 1 bevestigd, die stelt dat mensen die samenwonen voor het huwelijk een groter echtscheidingsrisico kennen. De negatieve invloed van “duur huwelijk” bevestigt eveneens de vooropgestelde hypothese: naargelang een huwelijk langer stand houdt, daalt de kans op echtscheiding. De forse terugval in sterkte en significantie van het effect van “ouderlijke scheiding” en “opleiding” wordt bovendien voornamelijk veroorzaakt door de variabelen “huwelijksduur” en “voorhuwelijkse cohabitatatie”. Wanneer enkel “huwelijksleeftijd” aan het eerste model toegevoegd wordt, merken we immers nauwelijks veranderingen in het effect van “ouderlijke scheiding” (effectparameters niet getoond in de tabel). We vinden hier bevestiging van de stelling van Bumpass, Martin & Sweet (1991) dat personen met gescheiden ouders wellicht meer voorhuwelijks samenwonen en daardoor een hoger echtscheidingsrisico kennen. Het samenspel tussen “duur huwelijk” en “ouderlijke scheiding” kan erop wijzen dat het effect van deze laatste determinant afneemt naarmate de huwelijksduur stijgt. Dit kan erop wijzen dat deze achtergrondkenmerken vooral tijdens de eerste jaren van het huwelijk de echtscheidingskans vergroten, maar dat hoe langer de relatie stand houdt, hoe minder “opleidingsniveau” en “ouderlijke scheiding” een echtscheidingsrisico teweeg brengen. De variabelen “huwelijksleeftijd” en “huwelijksleeftijd kwadraat” zijn insignificant; hypothese 3 kan dus niet bevestigd worden.

In het laatste model worden de variabelen van het fertiliteitmodel bijgevoegd. Wat betreft de variabelen uit de vorige modellen, merken we dat ook in dit model “regio”, de vijfde inkomenscategorie, “voorhuwelijks samenwonen” en “duur huwelijk” significant zijn. De fertiliteitkenmerken verhogen de verklaaringskracht van het tweede model met één honderdste; de verklaarde variantie bedraagt nu 15% (tabel 1). De toename in verklaring is bijgevolg marginaal. Bovendien geeft de Chi kwadraat test aan dat de toename in R^2 niet significant is ($p = 0.13$). Ook als we enkel het fertiliteitmodel aan het eerste model toevoegen (tabel 2 in bijlage) en niet controleren voor de invloed die uitgaat van de relationele kenmerken, merken we dat de fertiliteitkenmerken slechts 4% meer verklaring bieden dan het basismodel (Chi²-test $p < 0.001$). De fertiliteitkenmerken bieden dus blijkbaar enkel bijkomende verklaring als er geen rekening gehouden wordt met de verklaaringskracht van de relationele determinanten.

Als we de variabelen van het fertiliteitmodel van nabij bekijken, stellen we vast dat alle variabelen significant zijn, op “voorhuwelijkse conceptie” en de

Tabel 1. Effectparameters van Cox' Regressietechniek voor de kans op echtscheiding.

Variabelen	Categorieën	Model 1	Model 2	Model 3
ACHTERGRONDKENMERKEN				
Regio	0 = 'Wallonië en Brussel' 1 = 'Vlaanderen'	-0.51 **	-0.49 **	-0.50 **
Hoger Onderwijs (ref = lager sec.)		0.65 **	0.28	0.26
Hoger Secundair (ref = lager sec.)		0.43 *	0.01	0.03
Tewerkstelling (ref = werkloos)		-1.53 ***	-0.29	-0.32
Inkomen (ref = 1000 euro)	'1000 - 1499 euro'	-0.17	-0.07	-0.02
	'1500 - 1999 euro'	-0.19	-0.26	-0.20
	'2000 - 2499 euro'	-0.53	-0.47	-0.36
	'2500 - 2999 euro'	-0.53	-0.42	-0.28
	'3000 - 4999 euro'	-1.63 **	-1.30 **	-1.09 *
	' > 5000 euro'	-2.34 *	-1.92	-1.69
Ouderlijke scheiding (ref. = Wel)		-0.89 **	-0.07	-0.10
RELATIEKENMERKEN				
Voorhuwelijks samenwonen (ref = niet)			0.43 *	0.39 *
Duur huwelijk			-0.11 ***	-0.10 ***
Leeftijd huwelijk			-0.00	-0.04
Leeftijd huwelijk kwadraat			-0.00	-0.00
FERTILITEITKENMERKEN				
Aantal kinderen	0 = 'Minder dan drie' 1 = 'Meer dan drie'			-3.44 **
Leeftijd jongste kind (ref = 0 - 3 jaar)	'geen kinderen'			-3.55 **
	'3 - 6 jaar'			-0.73 *
	'6 - 12 jaar'			-0.50
	'12 - 18 jaar'			-0.50
	' > 18 jaar'			-1.05 *
Voorhuwelijkse geboorte (ref = niet)				-3.47 **
Voorhuwelijkse conceptie (ref = niet)				0.30
MODEL PARAMETERS				
	Likelihood Ratio	100.28	235.24	247.70
	Prob. LR	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001
	N personen	3304	3150	3150
	N gebeurtenissen	148	147	147
	R ²	0.06	0.14	0.15

* p < .05; ** p < .01; *** p < .001

derde en vierde categorie van “leeftijd jongste kind” na. Wanneer de variabele “duur huwelijk” verwijderd wordt, verhoogt de significantie van al deze variabelen; bovendien worden “tewerkstelling” en de derde en vierde categorie van “leeftijd jongste kind” dan eveneens significant. Als er niet gecontroleerd wordt voor de duur van het huwelijk, heeft de werkstatus dus een effect op de kans op echtscheiding en spelen de fertiliteitkenmerken een belangrijkere rol (effectparameters niet getoond in de tabel).

De variabele “aantal kinderen” heeft een zeer sterke negatieve invloed. Zoals gesteld in hypothese 4, is de kans op echtscheiding lager wanneer een koppel meer dan drie kinderen heeft. De aanwezigheid van kinderen blijkt daarom een belangrijke huwelijksstabiliserende factor te zijn. In tegenstelling tot hypothese 5, oefent de leeftijd van de kinderen echter een negatief effect uit op het echtscheidingsrisico. Hoe ouder de kinderen zijn, hoe minder het echtscheidingsrisico zich voordoet. Waarschijnlijk kan de richting van dit effect verklaard worden door de samenhang tussen “duur huwelijk” en “leeftijd jongste kind”, zoals hierboven reeds werd aangegeven. De leeftijd van de kinderen zal doorgaans hoger zijn naargelang het huwelijk langer duurt. Dit effect bevestigt ook de bevinding dat naarmate het jongste kind ouder wordt, de belasting van de opvoedingstaken op de relatie van het getrouwde koppel vermindert en daardoor het echtscheidingsrisico afneemt (Hiedemann, Suhomlinova & O’rand 1998).

Zodoende kan het stabiliserende effect van een langere huwelijksduur verantwoordelijk zijn voor het negatieve verband tussen “leeftijd jongste kind” en de kans op echtscheiding. Eveneens in tegenstelling tot de vooropgestelde hypothese, hebben koppels met een kind voor de aanvang van het huwelijk blijkbaar een verminderde kans op echtscheiding. Onze data tonen immers een negatief significant effect van de variabele “voorhuwelijkse geboorte”. Kinderen geboren buiten het huwelijk oefenen dus net zoals kinderen geboren binnen het huwelijk een stabiliserende functie uit op de huwelijksrelatie. Dit effect wijst er mogelijk op dat de huwelijksstabiliteit in mindere mate afhankelijk wordt van de fertiliteit binnen het huwelijk (Giddens 1991; Mills 2000). “Voorhuwelijkse conceptie” blijkt geen significante invloed uit te oefenen, zelfs niet bij verwijdering van variabelen aangaande de duur van het huwelijk. Hypothese 7 kan dus niet bevestigd worden.

6. Conclusie

In dit artikel zijn we nagegaan welke relationele kenmerken invloed uitoefenen op het echtscheidingsrisico in België. Aangezien het merendeel van Belgische echtscheidingsonderzoeken voornamelijk op regionaal niveau werd uitgevoerd en zich veelal beperkt tot gegevens verzameld over één jaar, leveren we

een significante bijdrage met een onderzoek van longitudinale aard. We baseren ons immers op alle elf golven (1992 – 2002) van de Panel Studie van Belgische Huishoudens.

Ons onderzoek bevestigt de gekende effecten van determinanten als opleidingsniveau, tewerkstelling, huishoudelijk inkomen en ouderlijke scheiding. De regionale verschillen inzake de kans op echtscheiding in België worden eveneens bevestigd: in overeenstemming met de gegevens van het Nationaal Instituut voor de Statistiek, stellen we vast dat er in Vlaanderen minder uit de echt gescheiden wordt dan in Wallonië en Brussel (NIS, 2003). Over de oorza(a)k(en) van dit verschil kan echter geen uitsluitel gegeven worden; verder onderzoek zou hier meer duidelijkheid in kunnen brengen.

In vergelijking met de fertiliteitkenmerken bleken de relatiekenmerken het best de kans op echtscheiding te kunnen verklaren. Ten opzichte van het controlemodel verklaart het model met enkel de relatiekenmerken 8% meer variantie (zie tabel 1); de fertiliteitkenmerken verhogen de verklaringskracht van het controlemodel slechts met 4% (zie tabel 2 in bijlage). Onze analyse bevestigt de effecten van de relationele determinanten “voorhuwelijks samenwonen” en “huwelijksduur”. Voor de fertiliteitkenmerken geldt dat niet alle effecten in de lijn van de verwachtingen liggen.

Met betrekking tot de invloed van relatiekenmerken, bleek “voorhuwelijks samenwonen” de belangrijkste voorspeller te zijn van de kans op echtscheiding; bijna alle achtergrondvariabelen werden insignificant. Zoals gesteld door Clarke en Berrington (1999) blijken deze determinanten een minder belangrijke rol te spelen wanneer rekening gehouden wordt met de specifieke relatiekenmerken. We stellen vast dat “voorhuwelijks samenwonen”, samen met “duur van het huwelijk”, een groot deel van de invloed vanuit “ouderlijke scheiding” op zich neemt. We vermoeden dat personen met gescheiden ouders wellicht meer kans maken zelf uit het huwelijksbootje te stappen, net omdat ze meer voorhuwelijks samenwonen (Bumpass, Martin & Sweet 1991). Bovendien geeft het verband met de variabele “huwelijksduur” aan dat het echtscheidingsrisico voor trouwers met gescheiden ouders afneemt naargelang het huwelijk langer duurt. Verder onderzoek zou een licht kunnen werpen op de vraag of en hoe voorhuwelijks cohabitatie als doorgeefluik fungeert voor de invloed die uitgaat van ouderlijke scheiding. Op die manier zou het samenspel tussen deze relationele en individuele determinanten van echtscheiding nauwkeuriger geduid kunnen worden. Ook het feit dat de huwelijksduur het effect van ouderlijke scheiding onderdrukt zou door verder onderzoek moeten worden belicht.

De derde variabelencluster analyseerde de invloed van het fertiliteitgedrag op het echtscheidingsrisico. Een eerste belangrijk effect was dat van het aantal kinderen. Volgens onze analyse blijkt dat getrouwde koppels met meer dan drie kinderen een verminderde kans op echtscheiding vertonen (hypothese 4). Het stabiliserende effect van de aanwezigheid van kinderen op het huwelijk

van de ouders (Parsons 1956; Härkönen & Dronkers 2004; White 1990; Dronkers 2003; Kalmijn, De Graaf & Poortman 2004; Kitson, Babri & Roach 1985; Wagner & Weiss 2004; Tzeng & Mare 1995) wordt hier dus duidelijk bevestigd.

Uit deze resultaten blijkt echter dat niet alleen het aantal kinderen ertoe doet, maar dat ook de leeftijd van de kinderen een sterk significant effect vertoont, zeker wanneer de duur van het huwelijk buiten beschouwing gelaten wordt. De richting van het effect bleek echter tegengesteld aan de vooropgestelde hypothese: de echtscheidingskans daalt naargelang de kinderen ouder worden. Verbazingwekkend blijkt uit onze data dat jonge kinderen niet voor meer maar minder huwelijksstabiliteit zorgen. Deze destabiliserende invloed hangt ook nauw samen met de duur van het huwelijk. Deze vaststelling sluit echter wel aan bij eerder onderzoek dat aantoonde dat de huwelijksstevredenheid het grootst is in de beginjaren van het huwelijk, daalt in de periodes waarin het grootbrengen van kinderen centraal staat en terug stijgt als de kinderen de fase van de jongvolwassenheid betreden (Hiedemann, Suhomlinova & O'rand 1998). Dit verband lijkt er op te wijzen dat de kans op relatieontbinding zich het meest manifesteert bij jonggetrouwde koppels met jonge kinderen.

Naast het effect van het aantal en de leeftijd van de kinderen, vormt ook het negatieve effect van "voorhuwelijkse geboorte" een belangrijke bevinding van het fertiliteitmodel. Blijkbaar hebben koppels met een kind voor de aanvang van het huwelijk een verminderde kans op echtscheiding. Waar echter "voorhuwelijkse geboorte" een significant positief effect vertoont, is het effect van "voorhuwelijkse conceptie" insignificant.

We kunnen stellen dat twee van de vier vooropgestelde hypothesen betreffende het fertiliteitmodel verworpen kunnen worden; de leeftijd van de kinderen blijkt een positief effect te hebben, voorhuwelijkse geboorte een negatief. Als we deze effecten bekijken, kunnen we enigszins voorzichtig stellen dat we argumenten vinden ter ondersteuning van de stelling van Giddens (1991) en Mills (2000) dat de reproductiefunctie van het huwelijksinstituut tanend is. Immers, kinderen die geboren worden tijdens het huwelijk brengen niet meer stabiliteit dan kinderen geboren voor het huwelijk; oudere kinderen die minder ouderlijke zorg behoeven, maken de band tussen partners niet sterker dan jongere kinderen. Anderzijds kunnen we stellen dat het stabiliserend effect uitgaande van de aanwezigheid van drie of meerdere kinderen, de loskoppeling van de "fertility career" met het huwelijk weerlegt (Mills 2000). Deze schijnbaar tegenstrijdige effecten wijzen erop dat kinderen een relatie tussen twee mensen kunnen stabiliseren en dat deze relatie niet noodzakelijk een huwelijksrelatie hoeft te zijn. Dit kan erop wijzen dat ook in andere relatievormen zoals cohabitatie, kinderen een belangrijke stabiliserende functie betekenen. Toekomstig onderzoek moet dit mogelijke verband van nabij bekijken.

BIBLIOGRAFIE

- Allison, P.D. (1984). *Event history analysis: regression for longitudinal event data*. CA: Sage.
- Allison, P.D. (2000). *Survival Analysis Using The SAS System: A Practical Guide*. Cary, North Carolina: SAS Institute Inc.
- Amato, P.R., & Booth, A. (1991). Consequences of Parental Divorce and Marital Unhappiness for Adult Well-Being. *Social Forces*, 69(3), 895-914.
- Amato, P., Johnson, D.R., Booth, A. & Rogers, S.J. (2003). Continuity and Change in Marital Quality Between 1980 and 2000. *Journal of Marriage and the Family*, 65(1), 1-22.
- Becker, G.S., Landes, E.M., & Michael, R.T. (1977). An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, 85(6), 1141-1187.
- Billy, J., Londale, N., & McLaughlin, S. (1986). The effect of marital status at first birth on marital dissolution among adolescent mothers. *Demography*, 23(3), 329-349
- Booth, A., & Edwards, J.N. (1985). Age at Marriage and Marital Instability. *Journal of Marriage and the Family*, 47(1), 67-75.
- Booth, A., & Johnson, D. (1988). Premarital Cohabitation and Marital Success. *Journal of Family Issues*, 9(2), 255-272.
- Bracher, M., Santow, G., Morgan, P.S., & Trussell, J. (1993). Marriage dissolution in Australia: models and explanations. *Population Studies*, 47(3), 403-425.
- Bracke, P. (1998). Depressiviteit en de economische gevolgen van echtscheiding voor vrouwen en mannen. *Mens en Maatschappij*, 73(3), 239-258.
- Brines, J., & Joyner, K. (1999). The Ties That Bind: Principles of Cohesion in Cohabitation and Marriage. *American Sociological Review*, 64(3), 333-355.
- Brown, S.L., & Booth, A. (1996). Cohabitation versus marriage: A comparison of relationship quality. *Journal of Marriage and the Family*, 58(3), 668-679.
- 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(1), 22-42.
- Bumpass, L., & Sweet, J. (1972). Differentials in Marital Instability: 1970. *American Sociological Review*, 37(6), 754-766.
- Cantillon, B., Deleeck, H., Meulemans, B., & Van den Bosch, K. (1992). *Dynamiek van de bestaanszekerheid: resultaten van het Belgische socio-economische panel*. Antwerpen: UFSIA CBS Berichten (3).
- Cantillon, B., Storms, B., & Verbist, G. (1996). *Gezinsdimensie van de sociale zekerheidsinventaris, kostprijs en verdelingseffecten*. Antwerpen: UFSIA.
- Cherlin, A.J. (1992). *Marriage, divorce, remarriage*. Cambridge: Harvard University Press.
- Cherlin, A.J. (1996). *Public and private families: an introduction*. New York: McGraw-Hill.
- Clarkberg, M., Stolzenberg, R.M., & Waite, L.J. (1995). Attitudes, Values, and Entrance into Cohabitation versus Marital Unions. *Social Forces*, 74(2), 609-634.
- Clarke, L., & Berrington, A. (1999). *Socio-demographic predictors of divorce. High divorce rates: The state of the evidence on reasons and remedies*. 2/99. Lord Chancellor's Department, Research Paper.
- Cohan, C.L., & Kleinbaum, S. (2002). Toward a greater understanding of the cohabitation effect: Premarital cohabitation and marital communication. *Journal of Marriage and the Family*, 64(4), 180-192.
- Corijn, M. (1999). Echtscheiding in Vlaanderen. *Bevolking en Gezin*, 28(1), 59-89.
- Corijn, M. (2005). *Huwen, uit de echt scheiden en hertrouwen in België en in het Vlaamse Gewest: een analyse op basis van Rijksregistergegevens*. Brussel: Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudie (werkdocument).
- Deboosere, P., Lesthaeghe, R., & Surkyn, J. (1997). *Huishoudens en gezinnen*. Brussel: Nationaal Instituut voor de Statistiek.

- Dooghe, G. (1996). Implicaties van echtscheiding op latere leeftijd. *Tijdschrift voor Sociale Wetenschappen*, 41(4), 406-428.
- Dronkers, J. (2003). *Can the similarity in divorce risks of West-German siblings be explained by parental divorce and by other family characteristics?* European University Institute, Working SPS Paper, (Paper presented at the fourth Dutch Sociological Market, 22 May 2003), Nijmegen.
- Engelhardt, H., Trappe, H., & Dronkers, J. (2002). Differences in family policy and the intergenerational transmission of divorce: A comparison between the former East- and West-Germany. *Demographic Research*, 6(11), 296-320.
- Fokkema, T., & Liefbroer, A.C. (1999). Brengt werken echtscheiding dichterbij? De invloed van economische onafhankelijkheid op de echtscheidingskans van vrouwen in de periode 1903-1937. *Mens & Maatschappij*, 74(1), 62-81.
- Giddens, A. (1991). *Modernity and self-identity: self and society in the late modern age*. Cambridge: Polity Press.
- Greenstein, T.N. (1990). Marital disruption and the employment of married women. *Journal of Marriage and the Family*, 52(3), 657-677.
- Hall, D.R., & Zhao, J.Z. (1995). Cohabitation and divorce in Canada: testing the selectivity hypothesis. *Journal of Marriage and the Family*, 57(2), 421-430.
- Härkönen, J., & Dronkers, J. (2004). *The changing relation between female educational attainment and the risk of union disruption: A cross-national comparison*. Presented at 3rd Conference of the European Research Network on Divorce, December 2nd-4th, Cologne-Germany.
- Hiedemann, B., Suhomlinova, O., & O'Rand, A.M. (1998). Economic independence, economic status and empty nest in midlife marital disruption. *Journal of Marriage and the Family*, 60(1), 219-231.
- Jacobs, T. (2000). *Gezinsontbinding in Vlaanderen. Boek I: Persoonlijke relaties in beweging*. Antwerpen: Universiteit Antwerpen.
- Jacobs, T. (2002). *Serial Monogamy? Stability and exclusivity as ingredients of love*. Paper for the Divorce Conference, Florence, 14&15 November 2002.
- Jalovaara, M. (2002). Socioeconomic differentials in divorce risk by duration of marriage. *Demographic Research*, 7(16), 537-564.
- Janssen, J.P.G. (2001). Partnerselectie, heterogamie en echtscheiding. *Sociale Wetenschappen*, 44(2), 53-68.
- Janssen, J.P.G., Poortman, A.R., De Graaf, P.M., & Kalmijn, M. (1998). De instabiliteit van huwelijken en samenwoonrelaties in Nederland. *Mens en Maatschappij*, 73(1), 4-26.
- Kalmijn, M., De Graaf, P.M., & Poortman, A.-R. (2001). Werk en echtscheiding: de interactie van economische en culturele invloeden. *Sociale Wetenschappen*, 44(2), 34-52.
- Kalmijn, M., De Graaf, P.M., & Poortman, A.-R. (2004). Interactions between cultural and economic determinants of divorce in The Netherlands. *Journal of Marriage and the Family*, 66(1), 75-83.
- Kitson, G.C., Babri, K.B., & Roach, M.J. (1985). Who divorces and why. *Journal of Family Issues*, 6(3), 255-293.
- Kleinbaum, D.G. (1996). *Survival Analysis. A Self-Learning Text*. New York: Springer.
- Lesthaeghe, R., Meeusen, W., & Vandewalle, K. (1998). *Eerst optellen, dan delen: demografie, economie en sociale zekerheid*. Leuven: Garant.
- Manting, D. (1993). Welke vrouwen maken een echtscheiding mee? *Maandstatistiek van de Bevolking*, 41(2), 18-29.
- Manting, D. (1994). *Dynamics in marriage and cohabitation: an inter-temporal, life course analysis of first union formation and dissolution*. Amsterdam.
- Martin, T.C., & Bumpass, L.L. (1989). Recent trends in marital disruption. *Demography*, 26(1), 37-51.

- Matthijs, K. (1986). *Hertrouw in België: een sociaal-demografisch profiel van actuele ontwikkelingen*. Leuven: Katholieke Universiteit Leuven.
- Mills, M. (2000). *The transformation of partnerships. Canada, the Netherlands and the Russian Federation in the age of modernity*. Amsterdam: THELA THESIS Population Studies.
- Morgan, S.P., & Rindfuss, R. (1984). Marital disruption: Structural and temporal dimensions. *American Journal of Sociology*, 90(5), 1055-1077.
- Mortelmans, D. (2002). De gevolgen van echtscheiding op latere leeftijd. In Hoger Instituut voor Gezinswetenschappen, *Ouderen en relaties* (pp 37-54). Brussel: HIG.
- 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(2), 355-365.
- Nationaal Instituut voor de Statistiek (2003). *Bevolking en Huishoudens. Huwelijken en echtscheidingen*. Brussel: NIS ([http://statbel.fgov.be/pub/home_nl.asp? x = 9&y = 2#2](http://statbel.fgov.be/pub/home_nl.asp?x=9&y=2#2)).
- Norton, A.J., & Glick, P.C. (1979). Marital instability in America: past, present and future. In G. Levinger, & O.C. Moles (Eds.), *Divorce and separation: Context, causes and consequences* (pp. 6-19). New York: Basic Books.
- Parsons, T. (1956). *Family Socialization and Interaction Process*. London: Routledge & Kegan Paul Ltd.
- Rogers, S.J. (2004). Dollars, Dependency, and Divorce: Four Perspectives on the Role of Wives' Income. *Journal of Marriage and the Family*, 66(1), 59-74.
- Schoen, R., & Weinick, R.M. (1993). Partner choice in marriages and cohabitations. *Journal of Marriage and the Family*, 55(2), 408-416.
- Sharlin, S.A. (1998). The Impact of Demographic, Social Support and Marital Context Variables on the Quality of Adolescent Marriages. *International Journal of Comparative Sociology*, 39(4), 384-398.
- South, S. (1995). Do you need to shop around? Age at marriage, spousal alternatives and marital dissolution. *Journal of Family Issues*, 16(4), 432-449.
- Teachman, J.D. (1983). Early marriage, premarital fertility, and marital dissolution. *Journal of Family Issues*, 4(1), 105-126.
- Teachman, J.D., Thomas, J., & Paasch, K. (1991). Legal status and the stability of coresident unions. *Demography*, 28(4), 571-586.
- Thomson, E., & Collela, U. (1992). Cohabitation and Marital Stability: Quality or commitment. *Journal of Marriage and the Family*, 54(2), 259-267.
- Thornton, A., Axinn, W.G., & Hill, D.H. (1992). Reciprocal Effects of Religiosity, Cohabitation, and Marriage. *American Journal of Sociology*, 98(3), 628-651.
- Tzeng, J., & Mare, R.D. (1995). Labor Market and Socioeconomic Effects on Marital Stability. *Social Science Research*, 24(3), 329-351.
- Van Houtte, M., & Jacobs, A. (2004). *Journal of Divorce & Remarriage*, 41(3/4), 143-163.
- Vanhove, T., & Matthijs, K. (2002). *The Socio-Demographic evolution of divorce and remarriage in Belgium*. K.U.Leuven: Centre of Population and Family research, Department of Sociology.
- Wagner, M., & Weiss, B. (2004). *On the variation of divorce risks in Europe: A meta-analysis*. Presented at the third Conference of the European Research Network on Divorce, Cologne-Germany.
- Waite, L.J., & Lillard, L.A. (1991). Children and Marital Disruption. *American Journal of Sociology*, 96(4), 930-953.
- White, L.K. (1990). Determinants of divorce: A review of research in the eighties. *Journal of Marriage and the Family*, 52(4), 904-912.
- Willems, P., & Vanderhoeft, C. (1985). Samenwonen, huwen en scheiden. *Bevolking en Gezin*, 3, 271-310.
- Wolfinger, N. (1999). Trends in the intergenerational transmission of divorce. *Demography*, 36(3), 415-420.

Bijlagen

Tabel 2. Effectparameters van Cox' Regressietechniek voor de kans op echtscheiding.

Variabelen	Categorieën	Model 1	Model 2
ACHTERGRONDKENMERKEN			
Regio	0 = 'Wallonië en Brussel' 1 = 'Vlaanderen'	-0.51 **	-0.48 **
Hoger Onderwijs (ref = lager secundair)		0.65 **	0.38
Hoger Secundair (ref = lager secundair)		0.43 *	0.26
Tewerkstelling (ref = werkloos)		-1.53 ***	-0.88 ***
Inkomen (ref = 1000 euro)	'1000 - 1499 euro'	-0.17	-0.11
	'1500 - 1999 euro'	-0.19	-0.20
	'2000 - 2499 euro'	-0.53	-0.49
	'2500 - 2999 euro'	-0.53	-0.53
	'3000 - 4999 euro'	-1.63 **	-1.46 *
	' > 5000 euro'	-2.34 *	-2.05
Ouderlijke scheiding (ref. = Wel)		-0.89 **	-0.52 **
FERTILITEITKENMERKEN			
Aantal kinderen	0 = 'Minder dan drie' 1 = 'Meer dan drie'		-4.26 ***
Leeftijd jongste kind (ref = 0 - 3 jaar)	'geen kinderen'		-6.34 ***
	'3 - 6 jaar'		-0.88 **
	'6 - 12 jaar'		-0.88 **
	'12 - 18 jaar'		-1.34 ***
	' > 18 jaar'		-2.78 ***
Voorhuwelijkse geboorte (ref = niet)			-4.08 ***
Voorhuwelijkse conceptie (ref = niet)			0.25
MODEL PARAMETERS			
	Likelihood Ratio	100.28	179.06
	Prob. LR	< 0.0001	< 0.0001
	N personen	3304	3301
	N gebeurtenissen	148	148
	R ²	0.06	0.10

* p < .05; ** p < .01; *** p < .00

Tabel 3. Descriptieve gegevens van de onafhankelijke variabelen.

Variabelen	Categorieën	Frequen- tie	Perce- tage	Gemid- delde
Sekse	Man	2469	49,54	
	Vrouw	2515	50,46	
Regio	Vlaanderen	2543	51,02	
	Wallonië - Brussel	2441	48,98	
Diploma Lager Secundair Onderwijs		1793	44,68	
Diploma Hoger Secundair Onderwijs		1125	28,03	
Diploma Hoger Onderwijs		1095	27,29	
Tewerkstelling	Werkt	1980	51,24	
	Werkt niet	2081	48,76	
Inkomen:	< 1000 euro	306	7,69	
	1000 - 1499 euro	835	20,99	
	1500 - 1999 euro	742	18,65	
	2000 - 2499 euro	681	17,11	
	2500 - 2999 euro	630	15,38	
	3000 - 4999 euro	694	17,44	
	> 5000 euro	91	2,29	
Ouderlijke scheiding	Ja	116	3,14	
	Nee	3584	96,8	
Duur huwelijk		4195		28,55
Duur huwelijk kwadraat		4195		1020,4
Leeftijd huwelijk				24
Leeftijd huwelijk kwadraat				594
Voorhuwelijks samenwonen	Ja	509	10,75	
	Nee	4224	89,25	
Geen kinderen		2747	51,7	
0-3 jaar		109	2,05	
3-6 jaar		325	6,12	
6-12 jaar		654	12,31	
12-18 jaar		675	12,7	
> 18 jaar		803	15,11	
Aantal kinderen	Minder dan drie	3738	86,95	
	Meer dan drie	591	13,05	
Voorhuwelijks conceptie	Ja	295	11,56	
Voorhuwelijks geboorte	Ja	38	1,35	