

Voorhuwelijks samenwonen en echtscheiding in Vlaanderen

Martine Corijn¹, Inge Pasteels² , Dimitri Mortelmans² 

¹ Studiedienst van de Vlaamse Regering, ² Universiteit Antwerpen

Abstract

De toename van het ongehuwd samenwonen ging in Vlaanderen samen met een verdere toename van het aantal echtscheidingen. Als het voorhuwelijks samenwonen een testfase zou zijn waarbij enkel de geslaagde koppels huwen, dan zou dit ongehuwd samenwonen de echtscheidingskans moeten verkleinen. In Vlaanderen stellen we vast dat kort ongehuwd samenwonen met de huwelijkspartner de echtscheidingskans niet beïnvloedt en dat langer ongehuwd samenwonen de echtscheidingskans verkleint. Vóór het eerste huwelijk ongehuwd samenwonen met een andere partner verhoogt echter wel de echtscheidingskans. Een jongere leeftijd bij het huwelijk en/of bij de geboorte van het eerste kind blijven eveneens factoren die het risico op een echtscheiding in het eerste huwelijk vergroten.

1 INLEIDING

De laatste decennia nam het ongehuwd samenwonen toe, niet alleen in ons land, maar in heel Europa (Corijn, 1994; Kiernan, 2004). Deze trend past in de ruimere context van de Tweede Demografische Transitie, een term waarmee Van de Kaa en Lesthaeghe reeds in 1986 een veranderingsproces inzake huwelijk en vruchtbaarheid benoemden, gekenmerkt door minder en latere huwelijken, meer echtscheidingen en minder hertrouw, lagere vruchtbaarheidscijfers en stijgende vruchtbaarheid buiten het huwelijk (Lesthaeghe, 1995; Van de Kaa & Lesthaeghe, 1986). In Vlaanderen kwam het ongehuwd samenwonen, zowel vóór een eventueel eerste huwelijk als na een echtscheiding, pas goed op gang

vanaf de jaren '90 (Corijn, 2004). Sinds de jaren '70 neemt echter in Vlaanderen het aantal echtscheidingen systematisch toe (Corijn, 1999, 2011, 2012a). Pasteels et al. (2012) beschrijven de toename en de betekenis van het ongehuwd samenwonen vóór een eerste huwelijk in Vlaanderen. De fase van het ongehuwd samenwonen omschrijven als een testperiode voorafgaand aan het huwelijk, suggereert dat koppels het samenwonen als geslaagd beschouwen als ze in het huwelijksbootje stappen. Koppels die direct huwen nemen niet zo een fase om hun samenwonen uit te testen, waardoor ze een groter risico lopen inzake de toekomstige stabiliteit van hun huwelijksrelatie. Uit internationaal onderzoek weten we echter dat huwelijken voorafgegaan door een periode van ongehuwd samenwonen vaak minder duurzaam zijn dan directe huwelijken. In deze bijdrage gaan we

na of in Vlaanderen echtparen die ongehuwd samenwoonden vóór hun eerste huwelijk een hogere echtscheidingskans hebben dan echtparen die meteen huwden.

2 VOORHUWELIJKS SAMENWONEN EN ECHTSCHEIDING

Reeds in de jaren '80 kwamen heel wat auteurs tot de bevinding dat ongehuwd samenwonenden nadien een lagere huwelijkskwaliteit ervaren (Booth & Johnson, 1988; Demaris & Leslie, 1984; Watson, 1983;) en een hogere echtscheidingskans hebben (Balakrishnan et al. 1987; Bennett et al., 1988; Booth & Johnson, 1988; Bumpass & Sweet 1989; Klijzing, 1992; Teachman & Polonko, 1990; Trussell et al., 1989). Volgens Demaris en Leslie (1984) had deze verhoogde echtscheidingskans te maken met hogere verwachtingen ten aanzien van het huwelijk. Booth en Johnson (1988) zagen bij de premaritaal ongehuwd samenwonenden een grotere neiging tot een deviant levensstijl en Bennett et al. (1988) hielden

het op een zwakkere band met het huwelijk als instituut. Teachman & Polonko (1990) beschouwden deze verhoogde echtscheidingskans eerder een artefact van de langere relatieduurtyd van gehuwden na een ongehuwd samenwonen. Andere auteurs (Demaris & Rao, 1992) weerlegden deze laatste stelling. Na controle van de extra duurtijd die ongehuwde samenwonenden met elkaar doorbrengen, wat hen ook een langere periode kwetsbaar maakt voor een relatiebreuk, blijft het hogere echtscheidingsrisico bestaan.

Sinds het begin van de jaren '90 werpen auteurs een nieuw licht op het effect van het voorhuwelijks samenwonen op de echtscheidingskans door een selectie-effect en een ervaringseffect te onderscheiden (Axinn & Thornton, 1992; Kamp Dush et al., 2003; Kulu & Boyle, 2010). Het selectieperspectief veronderstelt dat mensen die samenwonen vóór hun huwelijk een aantal specifieke kenmerken hebben die hen onderscheiden van mensen die dit niet doen. Het gaat om kenmerken zoals een lager opleidingsniveau, een geringer

Over het onderzoek Scheiding in Vlaanderen (SIV)

SiV-data zijn afkomstig van het onderzoek "Scheiding in Vlaanderen". In dit onderzoek werd via een interview informatie verzameld bij beide partners van eerste huwelijken die afgesloten zijn tussen 1971 en 2008 en intussen al dan niet ontbonden zijn. Ook een kind, een ouder en een eventuele nieuwe partner van deze personen werden indien mogelijk bevestigd. Zij kregen een schriftelijke vragenlijst of websurvey aangeboden. De gegevens zijn verzameld in de periode van september 2009 tot december 2010.

12110 van alle 26376 gecontacteerde personen konden bevestigd worden wat een totale respons van 46% oplevert voor deze multi-actorstudie over huwelijk en echtscheiding. Gedetailleerde informatie over dit onderzoek en deze dataverzameling vindt u op www.scheidinginvlaanderen.be en in het boek: Mortelmans Dimitri, Pasteels Inge, Bracke Piet, Matthijs Koen, Van Bavel Jan, Van Peer Christine (2011) *Scheiding in Vlaanderen*. ISBN 978-90-334-8586-2 - Leuven: Acco, 355 p.

inkomen, opgegroeid zijn met gescheiden ouders, niet-gelovig zijn en niet-traditionele opvattingen over het huwelijk hebben. Het zouden precies deze specifieke kenmerken zijn die de kans verhogen op een lagere huwelijks-tevredenheid en op een echtscheiding. Het ervaringsperspectief veronderstelt dat het ongehuwd samenwonen zelf de kans verhoogt dat de huwelijksrelatie nadien minder goed is. Ongehuwd samenwonen verandert mensen en hun relatie op zo'n wijze dat de latere kwaliteit van de relatie en de toewijding en inzet voor de relatie worden aangetast. Ongehuwd samenwonen zou de norm voor een levenslang huwelijk verzwakken. De meeste studies vinden evidentie voor een selectie-effect. Maar na controle voor het selectie-effect blijft er vaak nog evidentie voor een ervaringseffect bestaan (Axinn & Thornton, 1992; Bumpass et al., 1991; Demaris & MacDonald, 1993; Thomson & Collela, 1992; Kamp Dush et al. 2003; Lillard et al., 1995; Wu & Musick, 2008).

Studies die het effect van het ongehuwd samenwonen op de echtscheidingskans doorheen de tijd - naarmate het ongehuwd samenwonen toeneemt - in de Verenigde Staten bestuderen vanaf de jaren '60 tot de jaren '90, stellen vast dat het ervaringseffect overeind blijft (José et al., 2010; Kamp Dush et al., 2003; Teachman et al., 1991). Een studie die huwelijken in Amerika tot 2002 opvolgt, moet besluiten dat het ervaringseffect van het ongehuwd samenwonen op de echtscheidingskans verzwakt in de jongere huwelijkscohorten (Reinhold, 2010). Ook een studie die huwelijken in Australië tot 2001 analyseert, stelt een verzwakking van dit ervaringseffect vast voor de opeenvolgende huwelijkscohorten (De Vaus et al., 2005). In Nederland daalde het verschil in de stabiliteit van huwelijken al dan

niet voorafgegaan door een periode van ongehuwd samenwonen met de tijd (de Graaf, 2011). Recent is dit verschil echter weer toegenomen (CBS, 2009).

Vergelijkende studies tussen landen gaan na of het selectie- en het ervaringseffect even sterk/zwak zijn in landen waar het ongehuwd samenwonen nog zeer uitzonderlijk is als in landen waar het veel meer veralgemeend is. Kiernan (2004) vergeleek de echtscheidingskans bij koppels die al dan niet voorhuwelijk samenwoonden in negen landen en kwam tot de bevinding dat de relatie tussen voorhuwelijk samenwonen en echtscheiding erg verschilt van land tot land. Wagner en Weiss (2006) besluiten op basis van een meta-analyse dat in Europese landen met traditionele huwelijkswaarden het effect van het ongehuwd samenwonen op de stabiliteit van het huwelijk groter is dan in landen waar deze waarden zwakker zijn. Voor huwelijken tot 1991 in Vlaanderen vinden ze echter geen effect, hoewel Vlaanderen gegeven de geringe populariteit van het ongehuwd samenwonen in de jaren '70 en 80 als meer traditioneel kan worden bestempeld. Liefbroer en Dourleijn (2006) toetsen het effect van het ongehuwd samenwonen op de huwelijksstabiliteit voor huwelijken tot het begin van de jaren '90 in 16 Europese landen. Hun analyse bevestigt de veronderstelling dat het effect van het voorhuwelijkse samenwonen op de echtscheidingskans een U-vormige curve volgt. Huwelijken van partners die vooraf met elkaar ongehuwd hebben samengewoond zijn minder stabiel dan directe huwelijken als het ongehuwd samenwonen nog uitzonderlijk is. Het verschil in echtscheidingskans verdwijnt als er in het land even vaak wel of niet wordt samengewoond vóór het huwelijk. Het verschil

wordt echter opnieuw groter als bijna iedereen voorhuwelijk samenwoont. Hoewel Vlaanderen in het begin van de jaren '90 tot de gebieden behoorde waar ongehuwd samenwonen uitzonderlijk, van korte duur en huwelijksgericht was (zie ook Corijn, 1994, 1999), vonden zij voor Vlaanderen geen effect van dit voorhuwelijk samenwonen op de echtscheidingskans. Snoeckx et al. (2006) volgen huwelijken in België tot in 2002 en stellen vast dat, na controle voor vele andere kenmerken, de ervaring van het voorhuwelijkse samenwonen de echtscheidingskans vergroot. In een latere analyse vinden Mortelmans et al. (2009) dat het ervaringseffect verzwakt over de huwelijkscohorten (1961-'92) en dat het groter is in Vlaanderen dan in Wallonië.

In deze bijdrage onderzoeken we de samenhang tussen het voorhuwelijkse samenwonen en de echtscheidingskans in Vlaanderen voor huwelijken gesloten sinds 1986. We onderzoeken de impact van ervaringskenmerken en van selectiekenmerken op de echtscheidingskans. Voor een beschrijving van vormelijke kenmerken van de ervaring van het voorhuwelijkse samenwonen en van selectiekenmerken van de voorhuwelijkse samenwonenden bij nog steeds gehuwde én bij reeds gescheiden personen verwijzen we naar Pasteels et al. (2012). Door beide sets van kenmerken als verklarende variabelen op te nemen kunnen we de rol van het ongehuwd samenwonen in de kans op een echtscheiding in al zijn variatie qua ervaring en selectie nagaan.

Niet enkel het al dan niet voorhuwelijk samenwonen met de latere huwelijkspartner, maar ook de duur ervan kan de echtscheidingskans beïnvloeden (De Vaus et al. 2005). Men zou enerzijds kunnen verwachten dat

hoe langer het ongehuwd samenwonen heeft geduurd, hoe zekerder men was dat de 'test van het samenwonen' was geslaagd bij de beslissing om te trouwen. Anderzijds zou men kunnen veronderstellen dat het ongehuwd samenwonen langer duurde precies omdat men minder zeker was van de relatie en de beslissing om te trouwen uitstelde (maar toch uiteindelijk trouwt). Door langer voorhuwelijk samen te wonen heeft men op een bepaalde huwelijksduur reeds langer met de partner samengewoond dan de anderen, waardoor er reeds eerder in het huwelijk een zekere 'moetheid' de relatie kan aantasten. Kort voorhuwelijk samenwonen kan betekenen dat er al huwelijksplannen zijn, maar dat men om praktische of andere redenen in de aanloop tot het huwelijk al gaat samenwonen. Als men vóór het huwelijk reeds heeft samengewoond met een andere partner dan de huwelijkspartner, dan wordt in zekere zin de echtscheiding in het eerste huwelijk de ontbinding van een tweede (of volgende) samenwoonrelatie. Het is gekend dat relaties en huwelijken van hogere orde minder stabiel zijn dan eerste relaties (CBS, 2009; Corijn, 2012a).

Aangezien ongehuwd samenwonen in Vlaanderen traag op gang kwam, is het relevant de samenhang met de echtscheidingskans apart voor opeenvolgende huwelijkscohorten te bestuderen en na te gaan of en voor welke cohorten evidentie voor het selectie- en/of ervaringseffect gevonden kan worden.

Doordat steeds meer kinderen binnen de context van een ongehuwd samenwonen werden geboren verschoof de aandacht bij onderzoekers van de impact van het ongehuwd samenwonen op de stabiliteit van de partnerrelatie naar de impact van het ongehuwd sa-

menwonen op de stabiliteit van de partnerrelatie van de ouders en dus op de stabiliteit in het leven van de kinderen (Aassve, 2003; Baizan et al., 2004; Musick, 2007; Perelli-Harris et al., 2009; Raley, 2001; Steele et al., 2005; 2006; Upchurch et al., 2001, 2002; Wu et al., 2001). Ook in Vlaanderen vinden steeds meer geboorten plaats binnen een ongehuwd samenwonen (Corijn, 2010a; Pasteels et al., 2012). Deze accentverschuiving in het onderzoek paste in de ruimere aandacht voor de samenhang tussen het welzijn van de kinderen en de (in)stabiliteit van partnerrelaties (Bumpass & Lu, 2000; Manning, 1993; 2004; Manning et al., 2004). Enerzijds is algemeen gekend dat kinderen een gunstig effect hebben op de stabiliteit van een huwelijk (Andersson, 1997; Waite & Lillard, 1991). Anderzijds ligt de maatschappelijke relevantie van het voorhuwelijkse samenwonen en het eventuele effect ervan op de huwelijksstabiliteit anders als er in de relatie kinderen worden geboren. Een echtscheiding heeft immers nog steeds tal van negatieve gevolgen voor het welzijn van kinderen (Van Peer, 2007). Daarom beantwoorden we de vraag naar de impact van het voorhuwelijkse samenwonen op de echtscheidingskans ook voor gehuwden met kinderen.

Er zijn een reeks factoren waarvan de invloed op de echtscheidingskans in de literatuur goed is gedocumenteerd. Hoe jonger men is bij de start van het samenwonen en/of het huwen, hoe groter de kans op een (echt)scheiding is. Een jongere huwelijksleeftijd veronderstelt immers minder maturiteit bij de partnerkeuze of minder zoektocht naar de juiste partner. De conceptie en/of geboorte van een kind, zeker als die gepland zijn, weerspiegelen een (bijkomende) investering in een duurzame relatie. Maar als de conceptie en/of de geboorte

plaatsvindt vóór het huwelijk verbreekt men toch enigszins de traditionele volgorde.

Het opleidingsniveau van de ouders - als weerspiegeling van het socio-culturele klimaat waarin men is opgegroeid - kan bepalen of men meer of minder traditioneel denkt over nieuwe leefvormen zoals ongehuwd samenwonen en over uit de echt scheiden. In de literatuur is ook gekend dat er een samenhang bestaat tussen het eigen opleidingsniveau en de kans op een echtscheiding. De aard van deze samenhang is echter in sommige landen doorheen de tijd gewijzigd van positief naar negatief (Corijn, 1999; de Graaf & Kalmijn, 2006; Härkönen & Dronkers, 2006; Lyngstad & Jalovaara, 2010; Neels, 2006; Pasteels & Neels, 2010). Een ouderlijke echtscheiding verhoogt doorgaans de eigen echtscheidingskans (Corijn et al. 2012; Liefbroer & Dourleijn, 2006; Wagner & Weiss, 2006). Tot slot scheiden gelovigen doorgaans minder vaak uit de echt dan niet-gelovigen (Corijn, 1999; de Graaf & Kalmijn, 2006).

3 DATA EN METHODOLOGIE

Om de onderzoeksvraag omtrent de samenhang tussen voorhuwelijkse samenwonen en echtscheidingskans te beantwoorden, gebruiken we de data uit het onderzoek "Scheiding in Vlaanderen" over al dan niet ontbonden eerste huwelijken gesloten in de periode 1971 tot 2008. Met eerste huwelijken bedoelen we huwelijken van twee nooit eerder gehuwde partners. De uitkomst van deze eerste huwelijken op het moment van het interview (2009-10) is tweevoudig: intacte huwelijken zijn nog niet ontbonden en niet-intacte huwelijken zijn al ontbonden. Voor het onderzoek werd hu-

welijken disproportioneel naar uitkomst, maar proportioneel naar huwelijksjaar, binnen elke uitkomstgroep uit het Rijksregister geselecteerd (Pasteels et al., 2011). Indien twee partners uit eenzelfde eerste huwelijk aan het onderzoek deelnamen, werd voor de analyses in deze bijdrage informatie van één van beide partners bij toeval geselecteerd om onafhankelijke observaties te bekomen. Het SiV-steekproefontwerp bakent de reikwijdte van de analyses in deze bijdrage af. Enkel huwelijken tussen partners van verschillend geslacht, die hoogstens één keer zijn gescheiden, werden opgenomen. Verder moesten de partners op moment van huwelijk minimum 18 en maximum 40 jaar zijn, van bij geboorte de Belgische nationaliteit hebben en tot slot op het moment van het huwelijk én op het moment van de steekproeftrekking in het Vlaamse Gewest gedomicilieerd zijn.

Aangezien enerzijds voorhuwelijks samenwonen amper voorkwam in de periode vóór 1986 (minder dan 10% op basis van de SiV-data) en aangezien anderzijds het aantal bevraagde respondenten met een huwelijk gesloten na 2005 én al een echtscheiding achter de rug op het moment van het interview zeer klein is, analyseren we enkel echtscheidingskans van de huwelijken gesloten tussen 1986 en 2005.

Door de disproportionele steekproeftrekking zijn de niet-intacte huwelijken sterk oververtegenwoordigd. In navolging van Kalmijn et al. (2004) doen we analyses op intacte en niet-intacte huwelijken samen zonder weging. De oververtegenwoordiging van de niet-intacte huwelijken beïnvloedt de resultaten niet wanneer het aandeel gescheiden personen tussen verschillende categorieën wordt vergeleken. Het intercept is vertekend door de oververte-

genwoordiging, de effecten van de variabelen niet (Kalmijn et al., 2004, p.80). We doen de analyse eerst voor alle ooit-gehuwden, daarna beperken we de analyse tot de ooit-gehuwden met kinderen. We volgen de intacte huwelijken vanaf de wettelijke huwelijksdatum tot aan het moment van het interview (censoring); de niet-intacte huwelijken volgen we vanaf de wettelijke huwelijksdatum tot aan het tijdstip waarop de partners uit elkaar gaan, dit wil zeggen tot ze het feitelijke samenwonen wordt beëindigd. Piecewise constant exponentiële modellen (Blossfeld & Rohwer, 2002) worden gebruikt om het effect van ervarings- en selectiekenmerken van het ongehuwd samenwonen op de echtscheidingskans te schatten (Blossfeld et al., 2007). Het model veronderstelt dat de echtscheidingskans niet constant is over de gehele periode, maar wel binnen bepaalde gespecificeerde tijdsintervallen. De covariaten worden verondersteld hetzelfde effect te hebben in elke periode (Meggiolaro & Ongaro, 2008).

De onafhankelijke variabelen zijn enerzijds ervaringskenmerken die het voorhuwelijks samenwonen omschrijven en anderzijds selectiekenmerken die de personen die voorhuwelijks samenwonen typeren. Op basis van de variatie in de duur van het voorhuwelijks samenwonen en van de vaststelling dat deze duur over de opeenvolgende huwelijkscohorten het spectaculair toenam (zie Pasteels et al., 2012, figuur 3) hanteren we de mediane duur van dit samenwonen voor alle cohorten om een onderscheid te maken tussen korter of langer dan 2 jaar voorhuwelijks samenwonen. Directe huwelijken zijn de vergelijkingsgroep om het effect van kort- of langdurig voorhuwelijks samenwonen in kaart te brengen. De kans op een echtscheiding start in

principe op de huwelijksdatum. Dit is ook zo voor de huwelijken die werden voorafgegaan door een periode van voorhuwelijkse samenwonen. De duur van het samenwonen is op de huwelijksdag echter niet 0 maand, maar het aantal maanden dat reeds ongehuwd werd samengewoond.

Door het uitstel van het eerste huwelijk is de huwelijksleeftijd hoger in de huwelijkscohorten '96-'05 dan in de huwelijkscohorten '86-'95. We maken – op basis van de huwelijksleeftijden van twee ongehuwden in ons land in 1990 en in 2000 (ADSEI) - een onderscheid naargelang de vrouw respectievelijk jonger en ouder was dan 24 jaar voor de oudste cohorten en dan 26 jaar voor de jongste cohorten. Bij de analyse van de gehuwden met kinderen brengen we de leeftijd van de moeder bij de geboorte van het eerste kind in rekening en onderscheiden of die onder of boven de mediane leeftijd uit de betrokken huwelijkscohorten lag. Inzake kinderen maken we een onderscheid naargelang het kind vóór het huwelijk werd geboren of enkel geconcipieerd of na het huwelijk werd geconcipieerd. Naast deze ervaringskenmerken, brengen we de volgende selectiekenmerken in. We werken met het opleidingsniveau van de ouder die hoogst is opgeleid en met het opleidingsniveau van de respondent. We maken een onderscheid tussen een hoogst behaald diploma uit het lager of lager secundair onderwijs (LO-LSO), het hoger secundair onderwijs (HSO) of het hoger onderwijs (HO). Tot slot brengen we in rekening of men een scheiding bij de ouders heeft meegemaakt en de mate waarin men gelovig is. We verwijzen naar Pasteels et al. (2012) voor een overzicht van de verdelingen van alle deze kenmerken.

In een eerste model analyseren we de echtscheidingskans en brengen we de ervaringskenmerken van het voorhuwelijkse samenwonen in rekening. In een tweede model brengen we selectiekenmerken van de ongehuwd samenwonenden in. In een derde model controleren we voor beide sets van variabelen.

4 RESULTATEN

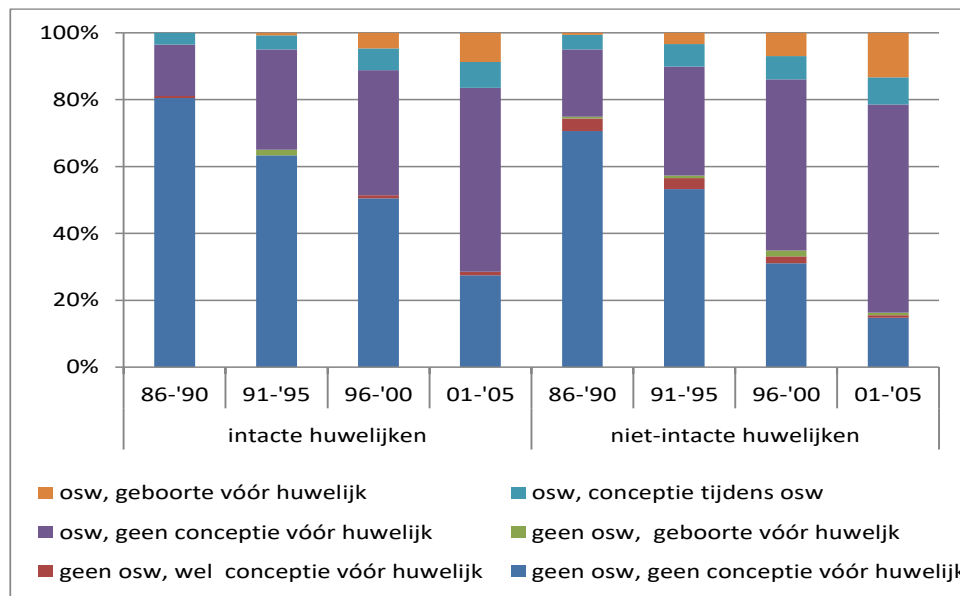
4.1 TRAJECTEN TOT AAN HET EERSTE HUWELIJK

In Figuur 1 schetsen we de trajecten tot aan het eerste huwelijk. We hebben hierbij aandacht voor het al dan niet voorhuwelijkse ongehuwd samenwonen met de huwelijkspartner en voor het al dan niet voorkomen van een conceptie of van een geboorte vóór het eerste huwelijk.

4.2 VOORHUWELIJKSE SAMENWONEN EN DE KANS OP EEN ECHTSCHIEDING

Pasteels et al. (2012) besluiten dat de kenmerken die het voorhuwelijkse samenwonen in Vlaanderen als ervaring vormgeven quasi niet verschillend zijn voor intacte en niet-intacte huwelijken. Echtparen die uit elkaar zullen gaan, waren bij de start van hun ongehuwd samenwonen wel duidelijk jonger dan echtparen die (voorlopig) bij elkaar blijven. Wel stellen Pasteels et al. (2012) vast dat voorhuwelijkse samenwonenden in beperkte zin een selectieve groep zijn en blijven. Wie bij de ouders een scheiding heeft meegemaakt, kiest vaker voor een periode van voorhuwelijkse samenwonen.

Figuur 1: Trajecten tot aan het eerste huwelijk, naargelang de huwelijkscohort, voor intacte en niet-intacte huwelijken (in%)



Bron: Scheiding in Vlaanderen, 2010 osw=ongehuwd of voorhuwelijks samenwonen

Voor gelovigen is de keuze voor voorhuwelijks samenwonen minder voor de hand liggend.

De resultaten van de levenslooptanalyse uitgedrukt in oddsratio's staan in tabel 1. Oddsratio's zijn relatieve kansen. De kans van een bepaalde groep om te scheiden wordt vergeleken met de kans om te scheiden in de vrij gekozen vergelijkingscategorie. Een relatieve kans groter dan 1 betekent een hogere echtscheidingskans; een relatieve kans kleiner dan 1 betekent een lagere echtscheidingskans dan de referentiecategorie. Er wordt in de eerste 5 jaar van het huwelijk minder uit de echt gescheiden dan in het 5e tot 7e jaar. Nadien stijgen de echtscheidingskansen.

Een jongere leeftijd van de vrouw bij het huwelijk blijft significant de kans op een echtscheiding vergroten, ook in deze huwelijkscohorten waarbij de leeftijd bij het eerste huwelijk steeds hoger is geworden.

In beide huwelijkscohorten verschilt de echtscheidingskans niet tussen directe huwelijken en huwelijken voorafgegaan door een korte periode van voorhuwelijks samenwonen. Wel blijkt dat gehuwden die een langere periode ongetrouwd hebben samengewoond een geringere echtscheidingskans hebben dan de directe gehuwden (oddsratio respectievelijk 0,830 en 0,695) (model 1); dit ondersteunt de testfasehypothese. Voor beide huwelijkscohorten geldt dat het vooraf ongetrouwd samenwonen met een andere partner dan de huwelijkspartner de echtscheidingskans vergroot.

Tabel 1 Impact van ervarings- en selectiekenmerken van het ongehuwd samenwonen op de echtscheidingskans in alle eerste huwelijken, voor de huwelijkscohorten '86-'95 en '96-'05, Vlaanderen (piecewise constant exponential model, oddsratio's) .

	Model 1		Model 2		Model 3	
	'86-'95	'96-'05	'86-'95	'96-'05	'86-'95	'96-'05
Huwelijkscohort						
<i>Huwelijksduur (ref.=5-7 jaar)</i>						
0-2 jaar	0,468 ***	0,238 ***	0,528**	0,301 ***	0,466 ***	0,237 **
3-4 jaar	0,715 **	0,630 ***	0,761 *	0,711	0,719 **	0,622 **
8-9 jaar	1,275 **	1,386 *	1,237 **	1,272	1,280 *	1,387 *
10-14 jaar	2,226 ***	1,563 ***	2,105 ***	1,274	2,256 ***	1,563 **
15-19 jaar	2,777***	--	2,573 ***	--	2,861 ***	--
20+ jaar	1,248	--	1,202	--	1,299	--
<i>Ervaringskenmerken</i>						
<i>Leeftijd vrouw bij huwelijk (ref.=ouder dan gemiddelde leeftijd)</i>						
Jonger dan gemiddelde leeftijd	1,327 ***	1,933 ***			1,266 ***	1,890 **
<i>Voorhuwelijk samenwonen</i>						
Met andere partner (ref.=niet)	1,481 ***	1,438 ***			1,371 **	1,342 *
Met huwelijkspartner (ref.=niet)						
Minder dan 2 jaar	1,108	1,018			1,051	0,996
Meer dan 2 jaar	0,830 *	0,695 **			0,787 **	0,671 **
<i>Kinderen (ref.=conceptie na huwelijk)</i>						
Conceptie vóór huwelijk	1,781 ***	1,889 ***			1,724 ***	1,819***
Geboorte vóór huwelijk	0,068	0,877			0,802	0,843
Geen kinderen	2,962 ***	3,556 ***			2,948 ***	3,557 **
<i>Selectiekenmerken</i>						
<i>Hoogste opleidingsniveau ouders (ref.=LO-LSO)</i>						
HSO			1,032	0,924	1,032	0,935
HO			1,121	0,868	1,188	0,945
<i>Opleidingsniveau (ref.=LO-LSO)</i>						
HSO			0,810 **	1,103	0,868	1,073
HO			0,648 ***	0,890	0,758 **	0,868
<i>Huidig gelovig zijn (ref.=weinig)</i>						
Matig tot sterk			0,996	0,936	1,046	1,016
<i>Ouderlijke scheiding (ref.=geen)</i>						
Wel			1,335 ***	1,011	1,287 ***	1,004
N personen	1.642	667	1.640	668	1.640	666
N observaties	7.470	2.320	7.466	2.318	7.466	2.318
N scheidingen	1.353	469	1.351	468	1.351	468

Bron: Scheiding in Vlaanderen, 2010

Dat het (nog) niet hebben van kinderen de echtscheidingskans in sterke mate vergroot komt ook in onze analyses naar voor. In huwelijken zonder kinderen is de echtscheidingskans ongeveer driemaal groter dan in huwelijken met kinderen. Indien er (al) kinderen zijn, dan blijkt dat vooral een conceptie vóór het huwelijk die leidt tot een geboorte na het huwelijk de echtscheidingskans vergroot. Zwanger zijn op de huwelijksdag (ongeacht of men ongehuwd heeft samengewoond of niet) verhoogt dus de kans op een echtscheiding (oddsratio respectievelijk 1,781 en 1,889). In het uitzonderlijke geval van een geboorte vóór het eerste huwelijk is de echtscheidingskans niet verhoogd. Het lijkt alsof paren die huwen omdat men zwanger was of paren die zwanger werden omdat er een huwelijksplan was, toch een iets minder stabiel huwelijk hebben.

Selectiekenmerken beïnvloeden enkel in de huwelijkscohorten '86-'95 de echtscheidingskans (model 2). Huwelijken van midden (HSO) en hoger (HO) opgeleiden uit die periode hebben een lagere echtscheidingskans dan huwelijken van lager opgeleiden (LO-LSO) (oddsratio respectievelijk 0,810 en 0,648). Voor de huwelijken van de latere huwelijkscohorten geldt dit verschil niet meer. Een ervaring van een ouderlijke echtscheiding verhoogt enkel in de oudste huwelijkscohorten de eigen echtscheidingskans (oddsratio 1,335); in de jongere cohorten niet meer. De (huidige) mate van gelovig zijn speelt in Vlaanderen geen rol voor de echtscheidingskans.

Gegeven de geringe impact van de selectiekenmerken, wijzigen in model 3 de resultaten inzake de ervaringskenmerken slechter in geringe mate in vergelijking met model 1.

4.3 VOORHUWELIJKS SAMENWONEN EN DE KANS OP EEN ECHTSCHIEDING BIJ GEHUWDE MET KINDEREN

We doen dezelfde analyse voor gehuwden met minstens één kind (Tabel 2). Gezien de geringe impact van de selectiekenmerken focussen we op de resultaten van model 3.

In beide huwelijkscohorten treedt onder gehuwden met kinderen geen differentieel effect meer op van de duur van het voorhuwelijks samenwonen met de huwelijkspartner. Voorhuwelijks samenwonen beïnvloedt de echtscheidingskans van ouders niet; eens men gekozen heeft voor kinderen verliest de aard van het voorhuwelijks samenwoontraject met de huwelijkspartner zijn impact. Wel verhoogt ook voor gehuwden met kinderen in beide huwelijkscohorten een voorafgaand ongehuwd samenwonen met een andere partner de echtscheidingskans in het eerste huwelijk (oddsratio respectievelijk 1,337 en 1,512). Binnen de groep van gehuwden met kinderen blijft gelden dat diegenen die zwanger waren ten tijde van hun huwelijksdag een grotere echtscheidingskans hebben (oddsratio van ongeveer 1,50) in vergelijking met diegenen die pas na hun huwelijk zwanger werden. Voor ouders geldt dat hoe jonger de moeder is bij de geboorte van haar eerste kind, hoe hoger de echtscheidingskans (oddsratio respectievelijk 1,441 en 1,848). Onder de gehuwden met kinderen uit de huwelijkscohorten '86-'95 speelde een bijkomende opleidingsgradiënt in die zin dat deze afkomstig uit gezinnen met hoger opgeleide ouders vaker uit de echtscheiden dan anderen (oddsratio 1,288).

Tabel 2 Impact van ervarings- en selectiekenmerken van het ongehuwd samenwonen op de echtscheidingskans van gehuwden met kinderen), voor de huwelijkscohorten '86-'95 en '96-'05, Vlaanderen (piecewise constant exponential model, oddsratio's)

Huwelijkscohort	Model 1		Model 2		Model 3	
	'86-'95	'96-'05	'86-'95	'96-'05	'86-'95	'96-'05
<i>Huwelijksduur (ref.=5-7 jaar)</i>						
0-2 jaar	0,294 ***	0,140 ***	0,292 ***	0,149 ***	0,287 ***	0,139***
3-4 jaar	0,504 ***	0,524 ***	0,509 ***	0,524 ***	0,504 ***	0,511 ***
8-9 jaar	1,497 ***	1,735 ***	1,487 ***	1,663 **	1,505 ***	1,737 ***
10-14 jaar	2,677 ***	1,728 ***	2,637 ***	1,520 **	2,729 ***	1,744 ***
15+ jaar	3,167 ***	--	3,078 ***	--	3,258 ***	--
<i>Ervaringskenmerken</i>						
<i>Leeftijd vrouw bij geboorte (ref.=ouder dan gemiddelde leeftijd)</i>						
Jonger dan gemiddelde leeftijd	1,531 **	1,929 ***			1,441***	1,848 ***
<i>Voorhuwelijks samenwonen</i>						
Met andere partner (ref.=niet)	1,512 **	1,631 **			1,337 *	1,512 *
Met huwelijkspartner (ref.=niet)						
Minder dan 2 jaar	1,227 *	1,274			1,143	1,154
Meer dan 2 jaar	0,919	0,850			0,881	0,795
<i>Kinderen (ref.=conceptie na huwelijk)</i>						
Conceptie vóór huwelijk	1,518 ***	1,540 *			1,499 ***	1,554 *
Geboorte vóór huwelijk	0,798	0,668			0,772	0,622
<i>Selectiekenmerken</i>						
<i>Hoogste opleidingsniveau ouders (ref.=LO-LSO)</i>						
HSO			1,042	0,855	1,070	0,860
HO			1,195	0,821	1,288 **	0,823
<i>Opleidingsniveau (ref.=LO-LSO)</i>						
HSO			0,774 **	1,140	0,807 *	1,051
HO			0,567 ***	0,839	0,639 ***	0,903
<i>Huidig gelovig zijn (ref.=weinig)</i>						
Matig tot sterk			0,912	0,839	0,937	0,846
<i>Ouderlijke scheiding (ref.=geen)</i>						
Wel			1,331 ***	1,192	1,210 *	1,185
N personen	1.280	458	1.279	457	1.279	457
N observaties	6.172	1.755	6.171	1.753	6.171	1.753
N scheidingen	1.016	284	1.015	283	1.015	283

Bron: Scheiding in Vlaanderen, 2010

In diezelfde huwelijkscohorten van gehuwden met kinderen handhaaft zich het effect van een ouderlijke scheiding op de echtscheidingskans. Deze beiden effecten zijn er niet meer voor de cohorten '96-'05.

5 BESLUIT

In eerdere studies waarbij Vlaamse huwelijkscohorten bleek de ervaring van een voorhuwelijk samenwonen in Vlaanderen naargelang de onderzochte cohorten (en de duur die ze werd gevolgd) wel een effect, een verzwakend effect of geen effect te hebben op de huwelijksstabiliteit (Corijn, 1999). Vanaf de jaren '90 nam in Vlaanderen het ongehuwd samenwonen zichtbaar toe en bleven de echtscheidingscijfers verder stijgen. Op basis van de SiV-data waarbij Vlaamse huwelijkscohorten van de jaren '80 veel langer kunnen worden gevolgd en waarbij ook huwelijkscohorten van na 1990 worden gevolgd, blijkt dat kort voorhuwelijk samenwonen de huwelijksstabiliteit niet beïnvloedt. Wel blijkt dat langer voorhuwelijk samenwonen of dus een langere testfase van de samenwoonrelatie de huwelijksstabiliteit zelfs vergroot. Met andere woorden, hoewel deze groep op een bepaalde huwelijksduur reeds langer samenwoont dan de anderen treedt geen vermoeidheid of sleet in hun relatie op die de huwelijksstabiliteit aantast. Onder gehuwden met kinderen geldt dit positieve effect van de lange testfase niet meer. Kinderen verhogen danig de huwelijksstabiliteit dat de impact van de aard van het voorhuwelijkse samenwoontraject vervalt. Zwanger zijn op de dag van het huwelijk (gepland of niet) blijft echter een risico voor de huwelijksstabiliteit.

Vlaanderen bleek in het licht van de hypothese van Liefbroer en Dourleijn (2006) destijds een uitzondering te zijn: toen voorhuwelijk samenwonen in Vlaanderen nog zeer uitzonderlijk was, had het geen impact op de echtscheidingskans tot de jaren '90. In de periode dat voorhuwelijkse samenwonen meer verspreid werd trad een nadelig effect op; het verhoogde de echtscheidingskans. Nu het voorhuwelijkse samenwonen bijna veralgemeend is, blijkt kort voorhuwelijk samenwonen geen effect te hebben op de echtscheidingskans en langer voorhuwelijk samenwonen zelfs een stabiliserend effect te hebben. Bij gehuwden met kinderen maakt het zelfs niet uit of ze korter of langer voorhuwelijk hebben samengewoond. De verzwakking van het nadelige ervaringseffect van het voorhuwelijk samenwonen, zoals vastgesteld in meerdere landen en meerdere periodes, kan in een latere fase weer toenemen. In Nederland bijvoorbeeld nam voor huwelijken van begin de jaren '90 (die 14 jaar werden gevolgd) het verschil in huwelijksstabiliteit tussen directe huwelijken en huwelijken met een periode van voorhuwelijk samenwonen weer toe (CBS, 2009). De komende jaren zal moeten blijken hoe de bijna veralgemeening van het voorhuwelijkse samenwonen in Vlaanderen en een eventuele verandering van de duur ervan de echtscheidingskans van eerste huwelijken zullen beïnvloeden, niet alleen binnen de eerste jaren van het huwelijk maar ook binnen een langere huwelijksduur. Wie echter vooraf al met een andere partner heeft samengewoond, vergroot de echtscheidingskans in zijn eerste huwelijk. Dit sluit aan bij de meer algemene vaststelling dat een samenwonen van

hogere orde minder stabiel is dan een eerste samenwonen.

Enkel voor de huwelijkscohorten '86-'95 bepaalden naast ervarings- ook selectiekenmerken in beperkte mate de echtscheidingskansen. Waar in ons land aanvankelijk vooral de hoger opgeleiden uit de echt scheiden, zien we dat in de cohorten '86-'95 het vooral de hoger opgeleiden zijn die minder uit de echt scheiden. In de cohorten '96-'05 zijn er (over een kortere observatieperiode van het eerste huwelijk) zelfs geen verschillen meer in de echtscheidingskansen naargelang het opleidingsniveau. Onder de gehuwden van rond de jaren '90 speelde de ervaring van een ouderlijke scheiding nog een rol: wie thuis een echtscheiding had meegemaakt, had zelf ook een grotere kans om uit de echt te scheiden. Onder de meer recent gehuwden hebben er meer ouderlijke scheiding meegemaakt; voor hen geldt deze samenhang niet meer.

De meest robuuste factor die de echtscheidingskansen verhoogt is en blijft de leeftijd van de vrouw bij het eerste huwelijk of bij de geboorte van het eerste kind. Alhoewel deze leeftijden toenemen, blijft gelden dat wie relatief gezien op jongere leeftijd huwt of een kind krijgt een hogere echtscheidingskans heeft.

6 REFERENTIES

- Aassve, A. (2003). The impact of economic resources on premarital childbearing and subsequent marriage among young American women. *Demography*, 40, 105-126.
- Andersson, G. (1997). The impact of children on divorce risks of Swedish women. *European Journal of Population*, 13, 109-145.
- Axinn, W. & A. Thornton (1992). The relationship between cohabitation and divorce – selectivity or causal influence. *Demography*, 29, 357-374.
- Baizan, P., A. Aassve & F.C. Billari (2004). The interrelations between cohabitation, marriage and first birth in Germany and Sweden. *Population and Environment*, 25, 531-561.
- Balakrishnan, T., K. Rao, E. Capierre-Adamcyk & K. Krotki (1987). A hazard model analysis of marriage dissolution in Canada. *Demography*, 24, 395-406.
- Bennett, N., A. Blanc, & D. Bloom (1988). Commitment and the modern union: assessing the link between premarital cohabitation and subsequent marital stability. *American Sociological Review*, 53, 127-138.
- Blossfeld, H.P. & G. Rohwer (2002). *Techniques of event history modeling: new approaches to causal analyses*. London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Blossfeld, H.-P. et al. (2007). *Event history analysis with Stata*. London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Booth, A. & D. Johnson (1988). Premarital cohabitation and marital success. *Journal of Family Issues*, 9, 255-272.
- Bumpass, L.L. H.H. Lu (2000). Trends in cohabitation and implications for children's family contexts in the United States. *Population Studies*, 54, 29-41.
- Bumpass, L.L., & J.A. Sweet (1989). National estimates of cohabitation: Cohort levels and union stability. *Demography*, 26, 615-625.
- Bumpass, L., J. Sweet & A. Cherlin (1991). The role of cohabitation in declining rates of marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 53, 4, 913-927.
- CBS (2009). *Relatie en gezin aan het begin van de 21^{ste} eeuw*. Den Haag/Heerlen: Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Corijn, M. (1994). Ongehuwd samenwonen in Vlaanderen in Europees perspectief. *Bevolking en Gezin*, 2, 59-107.

- Corijn, M. (1999). Echtscheiding in Vlaanderen. *Bevolking en Gezin*, 28, 59-89.
- Corijn, M. (2004). *Ongehuwd en gehuwd samenwonen in België. Feiten en opvattingen vanuit een sociaal-demografisch perspectief*. Brussel: CBGS-Werkdocument 8.
- Corijn, M. (2010a). *Het profiel van de niet-gehuwd samenwonenden in het Vlaamse Gewest*. Brussel: SVR-Webartikel 18.
- Corijn, M. (2010b). *De leefvorm van moeders bij de geboorte van een kind: evolutie in het Vlaamse Gewest tussen 1999 en 2007*. Brussel: SVR-Webartikel 19.
- Corijn, M. (2011). *De (in)stabiliteit van huwelijken in ons land*. Brussel: SVR-Webartikel 5.
- Corijn, M. (2012a). *De sluiting en ontbinding van een eerste, tweede en derde huwelijk. Een analyse op basis van Rijksregistergegevens*. Brussel: SVR-Webartikel 1.
- Corijn, M., I. Pasteels & D. Mortelmans (2012). Gescheiden ouders, gescheiden kinderen? SiV-respondentenbericht.
- De Graaf, A. (2011). Gezinnen in beweging. *Bevolkingstrends*, 2^{de} kwartaal, 82-96.
- De Graaf, P.M. & M. Kalmijn (2006). Change and stability in the social determinants of divorce: a comparison of marriage cohorts in the Netherlands. *European Sociological Review*, 22, 561-572.
- Demaris, A. & G. Leslie (1984). Cohabitation with the future spouse: its influence upon marital satisfaction and communication. *Journal of Marriage and the Family*, 46, 77-84.
- Demaris, A. & K. Rao (1992). Premarital cohabitation and subsequent marital stability in the United States: a reassessment. *Journal of Marriage and the Family*. 54, 178-190.
- Demaris, A. & W. MacDonald (1993). Premarital cohabitation and marital instability: a test of the unconventionality hypothesis. *Journal of Marriage and the Family*. 55, 399-407.
- De Vaus, D. et al. (2005). The disappearing link between premarital cohabitation and subsequent marital stability. *Journal of Population Research*, 22, 99-188.
- Härkönen, J. & J. Dronkers (2006). Stability and change in the educational gradient of divorce. A comparison of seventeen countries. *European Sociological Review*, 22, 501-571.

- José, A. et al. (2010). Does premarital cohabitation predict subsequent marital stability and marital quality. A meta-analysis? *Journal of Marriage and the Family*, 72, 105-166.
- Kamp Dush, C.M., C.L. Cohan & P.R. Amato (2003). The relationship between cohabitation and marital quality and stability: change across cohorts? *Journal of Marriage and the Family*, 65, 539-549.
- Kalmijn, M., P.M. De Graaf, A.-R. Poortman (2004). Interactions between cultural and economic determinants of divorce in the Netherlands. *Journal of Marriage and Family*, 66, 75-89.
- Kiernan, K. (2004). Unmarried Cohabitation and Parenthood in Britain and Europe. *Law & Policy*, 26, 1, 33-55
- Klijzing, E. (1992). Weeding in the Netherlands: first-union disruption among men and women born between 1928 and 1965. *European Sociological Review*, 8, 53-70.
- Kulu, H. & P. Boyle (2010). Premarital cohabitation and divorce: Support for the "Trial Marriage" theory? *Demographic Research*, 23, 879-904.
- Lesthaeghe, R. (1995). The second demographic transition in Western countries: an interpretation. In K. M. Oppenheim & A.-M. Jensen (Eds.), *Gender and family change in industrialized countries* (17-62). Oxford: Clarendon Press.
- Lesthaeghe, R. & D. van de Kaa (1986). Twee demografische transitie's? In R. Lesthaeghe & D. van de Kaa (Eds), *Bevolking - Groei en Krimp, Mens en Maatschappij*. Deventer: Van Loghum Slaterus, 9-24.
- Liefbroer, A.C. & E. Dourleijn (2006). Unmarried cohabitation and union stability: testing the role of diffusion using data from 16 European countries. *Demography*, 43, 203-221.
- Lillard, L., M. Brien & L. Waite (1995). Premarital cohabitation and subsequent marital dissolution: a matter of self-selection? *Demography*, 32, 437-457.
- Lyngstad, T. & M. Jalovaara (2010). A review of the antecedents of union dissolution. *Demographic Research*, 23, 257-292.
- Manning, W. (1993). Marriage and cohabitation following premarital conception. *Journal of Marriage and the Family*, 55, 4, 839-850.

- Manning, W. (2004). Children and the stability of cohabiting couples. *Journal of Marriage and Family*, 66, 674-689.
- Manning, W., P.J. Smock & M. Debarun (2004). The relative stability of cohabiting and marital unions for children. *Population Research and Policy Review*, 23, 135-159.
- Meggiolaro, S. & F. Ongaro (2008). Repartnering after marital dissolution. Does context play a role? *Demographic Research*, 19, 57, 1913-1934.
- Musick, K. (2007). Cohabitation, nonmarital childbearing and the marriage process. *Demographic Research*, 19, 249-286.
- Mortelmans D., L. Snoeckx & J. Dronkers (2009). Cross-regional divorce risks in Belgium: culture or legislative system? *Journal of Divorce and Remarriage*, 50, 541-563.
- Neels, K. (2006). **Reproductive strategies in Belgian fertility**, NIDI/CBGS Publications nr. 38, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 314 p.
- Pasteels, I. & K. Neels (2010). *Union dissolution in the Second Demographic Transition? A longitudinal analysis of educational differentials in France, Belgium, Germany and the Netherlands*. Paper presented at the European Population Conference (EPC) held in Vienna, Austria, 1-4 September 2010.
- Pasteels, I., & D. Mortelmans (2011). Huwen en scheiden in de levensloop. In D. Mortelmans et. al. (Reds), *Scheiding in Vlaanderen*. Leuven: Acco, 65-84
- Pasteels, I., D. Mortelmans & J. Van Bavel (2011). Steekproef en dataverzameling. In D. Mortelmans et al. (Reds), *Scheiding in Vlaanderen*. Leuven: Acco, 27-64.
- Pasteels, I., M. Corijn & D. Mortelmans (2012) Voorhuwelijk samenwonen: een vergelijking van intacte en niet-intacte huwelijken in Vlaanderen. *Relaties en Nieuwe Gezinnen*, 2,4, 1-25.
- Perelli-Harris, B. et al. (2009). *Examining non-marital childbearing in Europe: How does union context differ across countries?* MPIDR Working Paper 21.
- Raley, R.K. (2001). Increasing fertility in cohabiting unions: Evidence for the second demographic transition in the United States? *Demography*, 38, 59-66
- Reinhold, S. (2010). Reassessing the link between premarital cohabitation and marital instability. *Demography*, 47, 719-733.

- Snoeckx, L., P. Raeymaeckers & D. Mortelmans (2006). Relationele kenmerken en echtscheiding in België. Een analyse op basis van de Panel Studie van Belgische huishoudens. *Tijdschrift voor Sociologie*, 157-177.
- Steele, F. et al. (2005). The relationship between childbearing and transitions from marriage and cohabitation in Britain. *Demography*, 42, 647-673.
- Steele, F et al. (2006). Changing compatibility of cohabitation and childbearing between young British women born in 1958 and 1970. *Population Studies*, 60, 137-152.
- Teachman, J. & K. Polonko (1990). Cohabitation and marital stability in the United States. *Social Forces*, 69, 207-220.
- Teachman, J., J. Thomas & K. Paasch (1991). Legal status and stability of coresidential unions. *Demography*. 28, 571-586.
- Thomson, E. & U. Collela (1992). Cohabitation and marital stability: quality or commitment? *Journal of Marriage and the Family*. 54, 259-267.
- Trussell, J., K. Rao & J. White (1989). Premarital cohabitation and marital stability: a reassessment of the Canadian Evidence. *Journal of Marriage and the Family*, 51, 535-544.
- Upchurch, D.M., Lillard, L.A. & C.W.A. Panis (2001). The impact of nonmarital childbearing on subsequent marital formation and dissolution. In: L.L. Wu & B. Wolfe, *Out of wedlock. Causes and consequences of non-marital fertility*. New York: Russell, 344-380.
- Upchurch, D.M., Lillard, L.A. & W.A. Panis (2002). Nonmarital childbearing: influences of education, marriage, and fertility. *Demography*, 39, 311-329.
- Van Peer, C. (2007). *De impact van een (echt)scheiding op kinderen en ex-partners*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering, SVR-studie.
- Waite, L. & L. Lillard (1991). Children and marital disruption. *American Journal of Sociology*, 96, 930-953.
- Wagner, M. & Weiss (2006). On the variation of divorce risks in Europe: Findings from a meta-analysis of European longitudinal studies. *European Sociological Review*, 22, 483-500.
- Watson, R. (1983). Premarital cohabitation vs. traditional courtship: their effects on

subsequent marital adjustment. *Family Relations*, 32, 139-147.

Wu, L.L., L.L. Bumpass & K. Musick (2001). Historical and life course trajectories of nonmarital childbearing. In: L.L. Wu & B. Wolfe, *Out of Wedlock. Causes and consequences of nonmarital fertility*. New York: Russell Sage Foundation, 3-48.

Wu, L.L. & K. Musick (2008). Stability of marital and cohabiting unions following a first birth. *Population Research and Policy Review*, 27, 713-727.

ENGLISH ABSTRACT

The increase of unmarried cohabitation went in Flanders along with a further increase of the number of divorces. If premarital cohabitation was a period to test the union with only the successful ones being converted into a marriage, then premarital cohabitation is supposed to decrease the divorce risk. In Flanders we observe that a short premarital cohabitation with the marriage partner does not affect the divorce risk, but that a longer premarital cohabitation effectively decreases the divorce risk. However, having cohabitated with another partner before the first marriage increases the divorce risk. A younger age at the first marriage and/or at the birth of the first child remains a factor that increases the divorce risk.