

De invloed van gezinsvorm en ouderlijk conflict op relationele toekomstverwachtingen

Een onderzoek bij Vlaamse jongeren

Nana Mertens^{*1}

Samenvatting

De veranderende trends in huwen en scheiden zorgen ervoor dat jongeren in veranderende gezinsvormen opgroeien. Vorig onderzoek toonde aan dat dit een invloed heeft op hun relationele toekomstverwachtingen. Niet alleen de gezinsvorm, maar ook kenmerken geassocieerd met een ouderlijke scheiding zoals ouderlijk conflict kunnen die verwachtingen beïnvloeden. De globale onderzoeksvraag van dit artikel luidt: wat is de invloed van de gezinsvorm en van het ouderlijke conflict op de relationele toekomstverwachtingen van jongeren? Aan de hand van data van het Leuvens Adolescenten- en GezinnenOnderzoek werd de invloed op de verwachte scheidingskans en op de voorkeur om te huwen van Vlaamse jongeren onderzocht. Resultaten tonen aan dat jongeren met gescheiden ouders hun scheidingskans hoger schatten en dat ze een hogere kans hebben om aan te geven dat ze niet willen trouwen dan jongeren met gehuwde ouders. Bovendien werd een verschil gevonden tussen jongeren van wie de ouders (ooit) gehuwd waren en jongeren van wie de ouders (ooit) ongehuwd samenwoonden. Verder werd aangetoond dat jongeren die weinig ouderlijk conflict ervaren, een lagere scheidingskans verwachten en een hogere kans hebben om de voorkeur voor een huwelijk te uiten dan jongeren die veel conflict ervaren. Wanneer de verblijfsouder na een scheiding opnieuw gehuwd is, hebben jongeren een hogere kans om een voorkeur voor een eigen huwelijk te uiten dan jongeren van wie de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft (maar er is geen verschil voor de verwachte scheidingskans tussen beide groepen). De evolutie van het ouderlijke conflict en het conflict tussen de verblijfs- en stiefouder beïnvloeden de toekomstverwachtingen niet.

Kernwoorden

Verwachte scheidingskans, huwelijksvoorkeur, adolescenten, gezinsvorm, ouderlijk conflict

* nana.mertens@gmail.com

1 KU Leuven

Inleiding¹

Sinds 1970 is het aantal echtscheidingen gestegen in België en in andere Europese landen. Die trend gaat gepaard met een daling in het aantal huwelijken. De daling van het aantal huwelijken wordt vanaf 1990 opgevangen door de opkomst van het ongehuwd samenwonen. Ondanks het toenemende aantal echtscheidingen en ongehuwd samenwonende koppels, is er ook een toename van het aantal herhuwelijken (Corijn, 2005, pp. 25 en 34-6; Corijn, 2012, p. 80).

Die demografische trends zorgen ervoor dat jongeren vandaag in veranderende gezinnen opgroeien. Meer en meer jongeren ervaren een ouderlijke scheiding en het aantal minderjarigen dat bij beide ouders woont, blijft dalen. Naar schatting had 20 procent van de Belgische kinderen in 2004 een ouderlijke scheiding meegemaakt (Lodewijckx, 2005, p. 31). Ook het aantal jongeren dat opgroeit in nieuw samengestelde gezinnen neemt toe. In 2003 woonde één op drie kinderen in België twee jaar na de ouderlijke echtscheiding samen met een ouder en een stiefouder, al dan niet gehuwd (Corijn & Lodewijckx, 2009, pp. 51-2). Met de opkomst van het ongehuwd samenwonen daalt bovendien het aantal minderjarigen dat bij een gehuwd paar woont en stijgt het aantal jongeren dat bij een ongehuwd paar woont (Corijn, 2010, p. 4; Lodewijckx, 2008, p. 16). Ook die laatste groep kan de ontbinding van een ouderlijke relatie meemaken. Om die reden zal in dit onderzoek niet enkel de invloed van een ouderlijke *echtscheiding* (ontbinding van de relatie na een huwelijk) onderzocht worden, maar wel de invloed van een ouderlijke *scheiding* (ontbinding van de relatie, al dan niet na een huwelijk).

Uit vorig onderzoek blijkt dat die veranderende gezinsvormen een invloed hebben op het relationele gedrag van kinderen. Kinderen van gescheiden ouders hebben een hogere kans om later zelf te scheiden (Amato, 1996, p. 634; Hetherington, 2003, p. 326; Wolfinger, 2001, pp. 300-1) en huwen vaker met andere kinderen die een ouderlijke scheiding hebben ervaren (Wolfinger, 2003, p. 93). Dit proces wordt aangeduid als de intergenerationele transmissie. Een mogelijke verklaring voor de werking van dit proces is dat een ouderlijke scheiding, gepaard met andere elementen zoals ouderlijk conflict, de attitudes tegenover een huwelijk van een individu kan beïnvloeden en bijgevolg ook zijn/haar gedrag (Dennison & Koerner, 2006, p. 32). Die invloed op attitudes werd al aangetoond in vorig onderzoek. Jongeren uit niet-intacte gezinnen uiten bijvoorbeeld minder positieve attitudes ten opzichte van een huwelijk dan jongeren uit intacte gezinnen (Sodermans, Vanassche, Bastaits, Matthijs & Van Peer, 2010, p. 15).

Niet alleen de ouderlijke relatievorm maar ook kenmerken geassocieerd met een ouderlijke scheiding zoals ouderlijk conflict kunnen een verklaring zijn voor de werking van de intergenerationele transmissie (Dennison & Koerner, 2006, p. 32). Ouderlijk conflict kan een invloed hebben op de kwaliteit van de ouder-kindrelatie en op het welzijn, de gedragsproblemen en de opleiding van kinderen (Amato, 2000, p. 1280; Amato & Keith, 1991, pp. 38-9). Ook met betrekking tot relationele attitudes zorgt ouderlijk conflict voor variatie binnen de groep kinderen uit niet-intacte gezinnen en binnen de groep kinderen uit intacte gezinnen (Amato & Booth, 1991, pp. 312-3; Axinn

& Thornton, 1996, p. 73; Tasker & Richards, 1994, p. 357). Naast de gezinsvorm onderzoeken we daarom ook de mate van ouderlijk conflict als mogelijke verklaring voor de intergenerationele transmissie.

In dit onderzoek willen we nagaan of de intergenerationele transmissie reeds tot uiting komt in de relationele toekomstverwachtingen van jongeren, nog voor de werkelijke relatievorming. We maken een onderscheid tussen attitudes en toekomstverwachtingen, aangezien we veronderstellen dat toekomstverwachtingen een beter beeld geven over persoonlijke verwachtingen omtrent huwen en scheiden, in tegenstelling tot attitudes die weergeven hoe een individu denkt over een huwelijk en over een scheiding als algemene sociale institutie. Specifieker gaan we de invloed na op de verwachte scheidingskans en op de voorkeur om te huwen of niet.

In dit onderzoek wordt gewerkt met data van het Leuvens Adolescenten- en GezinOnderzoek (LAGO). We voeren een kwantitatief onderzoek aan de hand van meer-voudige regressieanalyses en binomiale logistische regressies.

De globale onderzoeksvraag van dit onderzoek luidt: wat is de invloed van de gezinsvorm en van het ouderlijke conflict op de relationele toekomstverwachtingen van jongeren? We onderzoeken hierbij ook de mogelijke invloed van herpartnering van de verblijfsouder en van het mogelijke conflict met die nieuwe partner, evenals de invloed van de evolutie van ouderlijk conflict voor en na een scheiding.

Theoretische achtergrond

De socialisatie- en de conflicttheorie bieden mogelijke verklaringen voor de invloed van de gezinsvorm en van het ouderlijke conflict op de relationele toekomstverwachtingen van jongeren.

Gezinsvorm

Volgens de socialisatietheorie worden attitudes en gedrag aangeleerd door het gedrag van anderen te observeren (Kapinus, 2004; Mead, 1962). Indien dit geobserveerde gedrag een positieve uitkomst oplevert, zal men het gedrag overnemen. Maar wanneer het gedrag voor negatieve gevolgen zorgt, wordt men ontmoedigd dit gedrag over te nemen (Bandura, 1977; Kapinus, 2005, p. 320). In de context van het gezin kunnen ouders en stiefouders via het proces van socialisatie attitudes tegenover huwelijk en scheiding overdragen aan hun kinderen.

Wanneer jongeren opgroeien in een intact gezin, zullen ze volgens dit mechanisme het huwelijk meer waarderen indien het voor hen een positieve ervaring oplevert. Ze zullen bijgevolg vaker zelf voor een huwelijk kiezen en positievere attitudes hebben tegenover een huwelijk. Jongeren die een ouderlijke scheiding hebben meegemaakt, leren dat het ontbinden van een huwelijk een mogelijke oplossing is voor huwelijksproblemen en zij zullen een positievere houding aannemen tegenover een echtschei-

ding (Greenberg & Nay, 1982, p. 336; Sodermans *et al.*, 2010, p. 5). Op die manier verzwakt de grens om later zelf te scheiden en schatten die jongeren hun scheidingskans hoger in. Bovendien kunnen we veronderstellen dat jongeren uit niet-intacte gezinnen een ongelukkige ouderlijke relatie hebben ervaren, aangezien er een scheiding volgde. Bijgevolg hebben ze gedrag geobserveerd dat voor hen minder gunstig is en zullen ze ook minder voor een huwelijk kiezen.

Hierbij hoort een belangrijke opmerking. Jongeren van wie de ouders ongehuwd samenwonen of ongehuwd samenwoonden en uit elkaar zijn, hebben nooit een ouderlijk huwelijk ervaren en kunnen dergelijke ervaringen niet positief of negatief waarderen. Vorig onderzoek bracht geen inzicht in een mogelijk verschil tussen jongeren die wel of geen ouderlijk huwelijk hebben ervaren. Aangezien we geen steun vinden voor verschillende hypothesen en aangezien deze jongeren slechts gelden voor ongeveer 3 procent (ouders zijn ongehuwd en samen) en 4 procent (ouders zijn ongehuwd samen geweest en uit elkaar) van het totale aantal jongeren in dit onderzoek, brengen we geen aparte hypothesen aan en voegen we hen toe aan de groep intacte gezinnen of aan de groep niet-intacte gezinnen.

Hypothese 1a: *Jongeren uit niet-intacte gezinnen zullen hun scheidingskans hoger schatten dan jongeren uit intacte gezinnen.*

Hypothese 1b: *Jongeren uit niet-intacte gezinnen zullen minder vaak voor een huwelijk kiezen dan jongeren uit intacte gezinnen.*

Over het algemeen bevestigt vorig onderzoek de verwachtingen van de socialisatietheorie. Jongeren in Vlaanderen met gescheiden ouders schatten de waarschijnlijkheid van een eigen huwelijk lager in dan jongeren uit intacte gezinnen en kiezen minder vaak om meteen te trouwen (Corijn, Sodermans & Vanassche, 2011, pp. 7 en 10). Kinderen en adolescenten met gescheiden ouders schatten hun scheidingskans hoger in dan kinderen en adolescenten van wie de ouders niet gescheiden zijn (Amato & Booth, 1991, p. 319; Corijn *et al.*, 2011, p. 11; Sodermans *et al.*, 2010, p. 22).

In dit onderzoek kiezen we ervoor om de *relatiestatus van de ouders* op te splitsen in vier mogelijke vormen: gehuwd samenwonend, ongehuwd samenwonend, gescheiden na een huwelijk, gescheiden na ongehuwd samenwonen. Die opsplitsing zorgt ervoor dat we niet alleen de invloed van een ouderlijke scheiding kunnen nagaan maar dat we eveneens de invloed van de ouderlijke relatievorm kunnen onderzoeken. Zoals reeds vermeld leverde vorig onderzoek geen duiding over mogelijke verschillen tussen deze groepen jongeren. Door een opsplitsing te maken, kunnen mogelijke verschillen onderzocht worden.

Ouderlijk conflict

Wanneer jongeren veel ouderlijk conflict ervaren, observeren ze een problematische verhouding tussen hun ouders. Een huwelijk is voor deze jongeren dus niet zo'n positieve ervaring als voor jongeren die weinig ouderlijk conflict ervaren. Volgens

de socialisatietheorie zullen die eersten het huwelijk minder waarderen (Sodermans *et al.*, 2010, p. 6). Zo biedt de conflicttheorie een aanvulling op de inzichten van de socialisatietheorie uit de vorige paragraaf. Er wordt immers aangetoond dat een ouderlijk huwelijk niet per se een positieve ervaring oplevert en dit maakt variatie mogelijk binnen de groep jongeren uit intacte gezinnen en binnen de groep jongeren uit niet-intacte gezinnen. De socialisatietheorie kan echter enkel verklaren waarom die jongeren een huwelijk negatiever inschatten maar biedt geen verklaring waarom een verschil in ouderlijk conflict voor een mogelijk verschil in relationele toekomstverwachtingen kan zorgen (Sodermans *et al.*, 2010, p. 6). De conflicttheorie biedt die verklaring wel en stelt dat de mate van ouderlijk conflict het welzijn van jongeren en hun ideeën over relatievorming beïnvloedt. Niet de ouderlijke scheiding zelf maar wel het ouderlijke conflict dat voorafgaat aan de scheiding heeft een invloed. Aangezien ook jongeren uit intacte gezinnen een hoge mate van ouderlijk conflict kunnen ervaren, worden ze bij een hoge mate van ouderlijk conflict op dezelfde manier beïnvloed en zullen ze dezelfde problemen ervaren als jongeren met gescheiden ouders (Amato, 1993, p. 30; Amato & Keith, 1991, p. 27; Corijn, 2007, p. 130; Van Peer & Carette, 2007, p. 22).

Hypothese 1c: *Jongeren die veel ouderlijk conflict ervaren, zullen hun scheidingskans hoger schatten dan jongeren die weinig ouderlijk conflict ervaren.*

Hypothese 1d: *Jongeren die veel ouderlijk conflict ervaren, zullen minder vaak voor een huwelijk kiezen dan jongeren die weinig ouderlijk conflict ervaren.*

Vorig onderzoek levert gemengde steun voor de conflicttheorie en bovendien blijken er belangrijke geslachtsverschillen. Meisjes uit intacte gezinnen met veel ouderlijk conflict schatten hun huwelijkskans lager in dan wanneer er weinig ouderlijk conflict is. Voor jongens werd er geen gelijkaardige invloed gevonden. Wat betreft de verwachte scheidingskans is de mate van ouderlijk conflict enkel voor jongens van belang maar niet voor meisjes. Jongens uit intacte gezinnen met veel ouderlijk conflict schatten hun scheidingskans hoger in dan jongens die weinig ouderlijk conflict ervaren (Sodermans *et al.*, 2010, pp. 20 en 22).

Amato (2000) stelt in zijn *divorce-stress-adjustment*-perspectief dat een scheiding een proces is met verschillende gebeurtenissen of mediators, waaronder ouderlijk conflict. Bijgevolg zullen we nagaan of een mediatie-effect van ouderlijk conflict kan teruggevonden worden.

De huidige mate van ouderlijk conflict geeft in dit onderzoek aan of jongeren weinig dan wel veel ouderlijk conflict observeren. Voor jongeren met gescheiden ouders betreft het de mate van ouderlijk conflict na de scheiding. Het gaat steeds om de perceptie van conflict van de jongeren en niet om de perceptie van de ouders of om een werkelijk gemeten conflictniveau. We willen immers nagaan wat de invloed is van de ervaring door jongeren van conflict op jongeren en kiezen er daarom bewust voor om enkel hun perceptie te onderzoeken.

Binnen de groep jongeren met gescheiden ouders kan de *evolutie van het ouderlijke conflict* een invloed uitoefenen op toekomstverwachtingen. De evolutie van ouderlijk conflict wordt gedefinieerd als het verschil in conflict voor en na de ouderlijke scheiding. We onderscheiden drie groepen van evolutie: daling, stijging of stabiel niveau van ouderlijk conflict. Volgens de conflicttheorie kan ouderlijk conflict ook na de scheiding een rol spelen. Wanneer dit conflict daalt, zou ook de invloed van dit eerdere conflict kunnen dalen. Indien het echter toeneemt of onveranderd blijft, vermindert de invloed niet.

Hypothese 2a: *Jongeren voor wie het ouderlijke conflict daalt, zullen een lagere scheidingskans verwachten dan jongeren voor wie het ouderlijke conflict stijgt of onveranderd blijft.*

Hypothese 2b: *Jongeren voor wie het ouderlijke conflict daalt, zullen vaker voor een huwelijk kiezen dan jongeren voor wie het ouderlijke conflict stijgt of onveranderd blijft.*

Ouderlijke herpartnering en conflict

Volgens de socialisatietheorie kan herpartnering van de ouders een nieuw rolmodel voor relatiegedrag bieden. Hierdoor kunnen jongeren een relatie observeren die wel harmonieus verloopt en bijgevolg een huwelijk meer en een scheiding minder appreciëren. Daarom onderzoeken we ook de invloed van herpartnering van de verblijfsouder. De verblijfsouder is de ouder bij wie de jongere steeds of het vaakst verblijft na de scheiding. Het is dan ook dit ouderlijke gedrag dat de jongere het meest kan observeren. Opnieuw wordt een opsplitsing gemaakt tussen ongehuwd en gehuwd samenwonen.

Hypothese 2c: *Jongeren van wie de verblijfsouder een nieuwe partner heeft, zullen een lagere scheidingskans verwachten dan jongeren van wie de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft.*

Hypothese 2d: *Jongeren van wie de verblijfsouder een nieuwe partner heeft, zullen vaker voor een huwelijk kiezen dan jongeren van wie de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft.*

Sodermans en collega's (2010) toonden aan dat jongeren in stiefgezinnen verschillen van jongeren uit eenoudergezinnen wat betreft hun toekomstverwachtingen. Ook hier bleken verschillen tussen jongens en meisjes. Jongens uit alleenstaande gezinnen schatten hun huwelijkskans lager dan jongeren uit intacte gezinnen, terwijl meisjes uit stiefgezinnen hun huwelijkskans lager schatten dan jongeren uit intacte gezinnen. Jongens uit stiefgezinnen en meisjes uit alleenstaande gezinnen vertoonden echter geen verschillen met jongeren uit intacte gezinnen (Sodermans *et al.*, 2010, p. 18). Voor de verwachte scheidingskans leidde het onderscheid binnen niet-intacte gezinnen

tot verschillende resultaten. Binnen de groep adolescenten uit niet-intacte gezinnen werd een verhoogde geschatte scheidingskans gevonden voor adolescenten uit alleenstaande gezinnen in vergelijking met jongeren uit stiefgezinnen (Sodermans *et al.*, 2010, p. 22).

In dit onderzoek wordt enkel de relatie van de verblijfsouder onderzocht. Door de opsplitsing tussen ongehuwd en gehuwd samenwonen omvat *de relatiestatus van de verblijfsouder* vier categorieën: geen nieuwe partner, niet samenwonen met een nieuwe partner, ongehuwd samenwonen met een nieuwe partner en gehuwd samenwonen met een nieuwe partner.

Jongeren van wie de ouders een nieuwe partner hebben, kunnen ook conflict ervaren in die relatie. Om de invloed van dat conflict na te gaan, bekijken we de *mate van conflict in de relatie van de verblijfsouder en de stiefouder*. De stiefouder definiëren we als de nieuwe partner van de verblijfsouder die (on)gehuwd samenwoont met de verblijfsouder. Deze keuze is gebaseerd op de veronderstelling dat wanneer de verblijfsouder ervoor kiest om samen te wonen met zijn/haar nieuwe partner, deze relatie een stabiele en langdurige relatie is. Het is bovendien die relatie die de jongere het vaakst kan observeren en waarin hij/zij het vaakst kan blootgesteld worden aan conflict.

Hypothese 3a: *Jongeren die een hoge mate van conflict tussen de verblijfsouder en de stiefouder ervaren, zullen hun scheidingskans hoger schatten dan jongeren die een lage mate van conflict ervaren.*

Hypothese 3b: *Jongeren die een hoge mate van conflict tussen de verblijfsouder en de stiefouder ervaren, zullen minder vaak voor een huwelijk kiezen dan jongeren die een lage mate van conflict ervaren.*

We onderzoeken ook in deze subpopulatie de invloed van de evolutie van conflict tussen de biologische ouders. Dezelfde hypothesen gelden als bij de jongeren met gescheiden ouders (hypothesen 2a en 2b).

Methodologie

Steekproef

Dit onderzoek maakt gebruik van de tweede (2009-2010), derde (2010-2011) en vierde (2011-2012) ronde van het Leuvens Adolescenten- en GezinnenOnderzoek (LAGO). Het LAGO-project gebruikt gestandaardiseerde, schriftelijke vragenlijsten die worden afgenomen bij leerlingen van Vlaamse middelbare scholen in de studierichtingen ASO, KSO, TSO en BSO (Vanassche, Sodermans & Matthijs, 2011, p. 6). Een voordeel van het LAGO-project is dat er in de vragenlijsten rekening gehouden wordt met de mogelijkheid dat jongeren met gescheiden ouders in twee verschillende huishoudens wonen

(bij de moeder en bij de vader). Op die manier worden vragen over gezinsklimaat en huisvesting apart gesteld voor de verschillende huishoudens. Dit onderscheid is van belang, omdat we de invloed van ouderlijke herpartnering en conflict in die relatie willen onderzoeken.

Voor de steekproef worden enkele selecties gemaakt. Ten eerste woont de respondent steeds bij minstens één van beide ouders. De andere respondenten nemen we niet op, aangezien de blootstelling aan ouderlijk conflict of de gevolgen van de ouderlijke scheiding anders zullen zijn voor deze jongeren (N = 83). Ten tweede nemen we respondenten van wie een ouder overleden is niet op, omdat er voor hen geen invloed van ouderlijk conflict onderzocht kan worden (N = 239). Ten derde nemen we respondenten jonger dan 11 (N = 0) of ouder dan 19 (N = 68) niet op, omdat ze niet tot de onderzoekspopulatie van adolescenten behoren. De oorspronkelijke steekproef bevatte 5020 respondenten, na deze selecties bevat de steekproef nog 4630 respondenten.

Operationalisering

Voor de operationalisering beperken we ons tot de afhankelijke en onafhankelijke variabelen wegens de beperkte omvang van dit artikel.

Relationele toekomstverwachtingen

De afhankelijke variabele *verwachte scheidingskans* werd gemeten door de respondent een percentage te laten invullen voor de kans die hij/zij schat om later ooit te scheiden. De jongeren uit de steekproef schatten hun scheidingskans gemiddeld rond 30 procent. Opvallend is dat dit beduidend lager ligt dan de werkelijke scheidingskans, die rond 50 procent ligt (Corijn, 2005, p. 42).

De andere afhankelijke variabele, *voorkeur om te huwen*, bestaat uit vier antwoorden (1 = *niet samenwonen en niet trouwen*; 2 = *samenwonen, maar niet trouwen*; 3 = *eerst samenwonen, later trouwen*; 4 = *direct trouwen zonder eerst samen te wonen*). Die variabele wordt aangepast, zodat de tweede categorie gehercodeerd wordt naar 0 = *neen* en de derde en de vierde categorie samengevoegd worden als 1 = *ja*. De eerste categorie (niet trouwen en niet samenwonen) wordt verwijderd wegens de zeer lage frequentie (N = 58; 1,2%). We verwijderen ook de respondenten die een missende waarde hebben, aangezien het om de afhankelijke variabele van dit onderzoek gaat (N = 420; 8,9%) (Mortelmans & Dehertogh, 2007a, p. 37). De overgrote meerderheid van de jongeren in onze steekproef wil trouwen. Slechts 15 procent zegt niet te willen trouwen.

Invloeden van ouderlijke relaties en ouderlijk conflict

Voor de *relatiestatus van de ouders* worden dezelfde categorieën opgenomen als de oorspronkelijke variabele (1 = *getrouwd*; 2 = *wonen samen en niet getrouwd*; 3 = *vroe-*

ger getrouwd en nu uit elkaar; 4 = vroeger samenwonen en nu uit elkaar; 5 = nooit samengewoond). Jongeren die tot de laatste categorie behoren, worden verwijderd uit de analyse, aangezien die jongeren noch ouderlijk conflict, noch een ouderlijke scheiding of herpartnering ervaren kunnen hebben (N = 10; 0,9%). Vervolgens voegen we hier een tweede variabele aan toe, of de biologische ouders al dan niet samenwonen (“*Wonen jouw biologische ouders momenteel samen? 1 = ja; 2 = neen; 3 = niet van toepassing*”). Wanneer de respondent een onlogische combinatie heeft geantwoord, bijvoorbeeld wanneer de ouders gescheiden zijn maar nog samenwonen, worden die respondenten uit de analyse verwijderd (N = 34). Meer dan 70 procent van de jongeren in onze steekproef hebben getrouwde ouders. Wanneer ouders gescheiden zijn, gebeurde dit in meer dan 85 procent na een huwelijk.

De huidige mate van ouderlijk conflict wordt als tweede onafhankelijke variabele geoperationaliseerd aan de hand van vijf items: “1. Hoe vaak maken je ouders ruzie over geld?; 2. Hoe vaak maken je moeder en vader ruzie over de opvoeding?; 3. Hoe vaak maken je moeder en vader ruzie over de kinderen?; 4. Hoe vaak zijn je moeder en vader het absoluut niet eens met elkaar?; 5. Hebben je ouders wel eens ernstige conflicten?”, met antwoordmogelijkheden 1 = nooit; 2 = zelden; 3 = soms; 4 = vaak; 5 = voortdurend. Die schaal voor de mate van ouderlijk conflict werd aangemaakt volgens de *Conflict Awareness Scale* van Grych en Finacham (1993) (Vanassche et al., 2011, p. 14). Om de nieuwe variabele aan te maken, wordt telkens het gemiddelde van die variabelen genomen. Indien de gemiddelde waarde tussen 1 en 2,5 ligt, krijgt de nieuwe variabele waarde 0. Indien de gemiddelde waarde tussen 2,60 en 5 ligt, wordt die gehercodeerd naar waarde 1. Dit levert twee categorieën op waarbij 0 = weinig conflict en 1 = veel conflict. Na controle van samenhang door middel van een principale componentenanalyse, blijkt dat het om een betrouwbare variabele gaat (de Cronbachs alpha voor jongeren uit intacte gezinnen bedroeg 0,827 en bedroeg 0,844 bij jongeren met gescheiden ouders) (Mortelmans & Dehertogh, 2008, p. 118). Aangezien het aantal missende waarden vrij hoog bleek (N = 339; 8,2%), worden ze in de analyse opgenomen als derde categorie van de variabele. Over het algemeen blijkt dat de jongeren uit onze steekproef weinig ouderlijk conflict ervaren.

De derde onafhankelijke variabele is de *relatiestatus van de verblijfsouder*. Wanneer jongeren hebben aangeduid dat ze ‘bij moeder’ of ‘meestal bij moeder, soms bij vader’ wonen, definiëren we de moeder als verblijfsouder en wordt haar relatiestatus overgenomen. Hetzelfde doen we met de relatiestatus van de vader voor jongeren van wie de vader de verblijfsouder is. Ten slotte kiezen we ervoor om de jongeren die afwisselend bij hun moeder en vader inwonen geen sluitende verblijfsouder toe te wijzen. Wanneer bijvoorbeeld de moeder een ongehuwde relatie heeft en de vader een gehuwde relatie, wordt de relatiestatus van de vader opgenomen. Het enige verschil met jongeren die maar één verblijfsouder hebben, is dat die jongeren naast die nieuwe relatie nog een verblijfsouder kunnen hebben zonder relatie of ook bij deze ouder een nieuwe relatie kunnen observeren. In beide gevallen ervaren de jongeren minstens één nieuwe relatie en zo zien we onze keuze gerechtvaardigd. De nieuwe variabele bestaat uit: 0 = geen nieuwe partner, 1 = nieuwe partner, niet samenwonen; 2 = nieuwe

partner, ongehuwd samenwonen; 3 = *nieuwe partner, gehuwd samenwonen*. In de steekproef zijn er ongeveer evenveel jongeren van wie de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft als jongeren van wie de verblijfsouder ongehuwd samenwoont met zijn/haar nieuwe partner. Een vijfde van de verblijfsouders is opnieuw gehuwd, 14 procent woont niet samen met zijn/haar nieuwe partner.

De vierde onafhankelijke variabele is de *evolutie van ouderlijk conflict* en wordt onderzocht bij jongeren met gescheiden ouders. De onafhankelijke variabele wordt opnieuw geoperationaliseerd aan de hand van de vijf hierboven besproken conflictvariabelen. Bij jongeren met gescheiden ouders werden dezelfde items gevraagd over het conflict voor de ouderlijke scheiding. Een principale componentenanalyse levert één component met een Cronbachs alpha van 0,837. We hercoderen de variabele op dezelfde manier als de vorige conflictvariabelen: 0 = *weinig conflict*; 1 = *veel conflict*. Vervolgens coderen we de onafhankelijke variabele *evolutie van ouderlijk conflict*, zodat jongeren van wie het ouderlijk conflict van *veel* naar *weinig* veranderde, waarde 0 = *gedaald* krijgen. Andere categorieën zijn 1 = *stabiel* en 2 = *gestegen*. Jongeren in onze steekproef van wie de ouders gescheiden zijn, ervaren in de helft van de gevallen op het moment van de survey een gelijkaardige mate van conflict als voor de scheiding. Voor een vierde van de jongeren daalt het conflict, voor ongeveer 5 procent stijgt het. Het aantal jongeren dat een stijging van het ouderlijk conflict ervaart, is vrij klein. In de analyses zullen we dus voorzichtig moeten omgaan met de mogelijke invloed van die categorie. Opnieuw bleek het aantal missende waarden hoog te liggen (N = 192; 18,5%), waardoor we genoodzaakt zijn die als een vierde categorie toe te voegen aan onze variabele.

Ten slotte onderzoeken we de *mate van conflict tussen de verblijfsouder en stiefouder* bij jongeren van wie de ouders gescheiden zijn en van wie de verblijfsouder (on)gehuwd samenwoont met zijn/haar nieuwe partner. De variabele wordt aangeemaakt aan de hand van de oorspronkelijke variabele "*Hebben jouw moeder en haar nieuwe partner wel eens ernstige conflicten?*" met 1 = *nooit*; 2 = *zelden*; 3 = *soms*; 4 = *vaak*; 5 = *voortdurend* indien de moeder de verblijfsouder is en dezelfde variabele over het conflict tussen de vader en diens nieuwe partner indien de vader de verblijfsouder is. We hercoderen deze variabelen van waarde 1, 2 en 3 naar 0 = *weinig conflict* en waarde 4 en 5 naar 1 = *veel conflict*. Voor jongeren die afwisselend bij hun moeder en vader inwonen, maken we de keuze om *veel conflict* te laten primeren op *weinig conflict*, zodat deze jongeren de waarde *veel conflict* krijgen indien er bij één van beide ouders veel conflict is. Wanneer de jongere bij één van beide verblijfsouders veel conflict ervaart, wordt die jongere blootgesteld aan veel conflict en kan dit dus zijn of haar relatieverwachtingen beïnvloeden. Ook hier ligt het aantal missende waarden vrij hoog (N = 44; 7,7%) en wordt dit opgenomen als derde categorie. In de steekproef ervaart meer dan de helft van de jongeren weinig conflict tussen zijn/haar verblijfsouder en stiefouder. De uiteindelijke steekproef bevat 4152 respondenten.

Analyse en resultaten

Afhankelijk van het meetniveau van de afhankelijke variabele testen we de hypothesen door middel van een meervoudige regressie of een binomiale logistische regressie. We delen de analyses verder op volgens de subpopulaties en de onafhankelijke variabelen.

In de eerste analyse wordt voor beide toekomstverwachtingen de invloed van de *relatiestatus van de ouders* en de *huidige mate van het ouderlijke conflict* onderzocht. De tweede analyse wordt enkel voor jongeren met gescheiden ouders gevoerd en gaat de invloed na van de *relatiestatus van de verblijfsouder* en van de *evolutie van ouderlijk conflict*. In de derde analyse onderzoeken we de invloed van de *huidige mate van conflict tussen de verblijfsouder en de stiefouder* en de *evolutie van ouderlijk conflict* op beide toekomstverwachtingen. Die analyse wordt enkel gevoerd voor jongeren met gescheiden ouders van wie de verblijfsouder ongehuwd of gehuwd samenwoont met een nieuwe partner.

Er wordt steeds gecontroleerd voor *leeftijd, geslacht, mate van geloof, opleidingsniveau van de jongere, opleidingsniveau van de ouders en geboorteland van de moeder*. In de subpopulatie jongeren met gescheiden ouders wordt ook gecontroleerd voor de invloed van het *aantal jaren sinds de ouderlijke scheiding*. Ten slotte wordt er in de subpopulatie jongeren met gescheiden ouders van wie de verblijfsouder een nieuwe partner heeft, gecontroleerd voor het *aantal jaren sinds de verblijfs- en stiefouder samenwonen*.

De verschillende analyses worden steeds stapsgewijs uitgevoerd, waarbij in het eerste model enkel de controlevariabelen worden toegevoegd. In het tweede en derde model voegen we telkens een onafhankelijke variabele toe.

Voor we overgaan tot het testen van de hypothesen, wordt het verband tussen de afhankelijke variabelen nagegaan aan de hand van een independent t-test. Na het uitvoeren van de test werd de nulhypothese van gelijke gemiddelden verworpen met $p < 0,001$, zodat we de t-test van ongelijke varianties onderzoeken (Mortelmans & Dehertogh, 2007b, pp. 218-22). Die t-test is significant, waardoor we kunnen besluiten dat er een samenhang is tussen de toekomstverwachtingen. De resultaten uit tabel 1 tonen dat jongeren die niet willen trouwen hun scheidingskans gemiddeld hoger schatten dan jongeren die wel willen trouwen.

Tabel 1. Verwachte scheidingskans naar voorkeur om te huwen [gemiddelde, standaardafwijking en frequenties], $N = 3955$.

| Verwachte scheidingskans | Gemiddelde | Std. Dev. | n |
|--------------------------|------------|-----------|------|
| Voorkeur huwen | | | |
| Neen | 43,157 | 26,001 | 574 |
| Ja | 28,186 | 22,970 | 3381 |
| Totaal | 30,358 | 24,017 | 3955 |
| t-test | 12,963*** | | |
| Df | 732,711 | | |

^o $p < 0,1$ * $p < 0,05$ ** $p < 0,01$ *** $p < 0,001$.

Tabel 2. Meervoudige regressieanalyse van relatiestatus van ouders en huidige mate van ouderlijk conflict op de verwachte scheidingskans van jongeren (ongestandaardiseerde coëfficiënten en standaardfouten), N = 3827.

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|--|-------------------|-------|-------------------|-------|-------------------|-------|
| | b | S.E. | b | S.E. | b | S.E. |
| Intercept | 30,994*** | 1,194 | 28,591*** | 1,191 | 28,197*** | 1,192 |
| Leeftijd (11 jaar = 0) | -,770*** | ,225 | -,767*** | ,222 | -,832*** | ,221 |
| Geslacht (Ref. = jongen) | | | | | | |
| Meisje | 2,923*** | ,760 | 2,499*** | ,747 | 2,092** | ,749 |
| Mate van geloof | -1,030*** | ,143 | -,841*** | ,141 | -,819*** | ,141 |
| Opleidingsniveau jongere (Ref. = ASO) | | | | | | |
| BSO | 8,824*** | 1,101 | 7,549*** | 1,086 | 7,397*** | 1,090 |
| TSO/KSO | 2,692** | ,960 | 2,051* | ,944 | 1,857* | ,943 |
| Opleidingsniveau ouders (Ref. = beiden hoog) | | | | | | |
| Een laag een hoog | 4,147*** | 1,026 | 3,327*** | 1,009 | 3,287*** | 1,006 |
| Beiden laag | 4,683*** | ,973 | 3,802*** | ,958 | 3,743*** | ,955 |
| Missende waarden | 3,380* | 1,371 | 1,997 | 1,351 | 2,045 | 1,348 |
| Geboorteland moeder (Ref. = West- /Zuid-Europa) | | | | | | |
| Oost-Europa | -,925 | 3,321 | -,534 | 3,259 | -,509 | 3,249 |
| Maghreblanden | -6,524*** | 1,695 | -4,757** | 1,669 | -4,764** | 1,665 |
| Andere | -1,555 | 1,908 | -2,127 | 1,873 | -2,448 | 1,868 |
| Relatiestatus ouders (Ref. = getrouwd) | | | | | | |
| Ongehuwd samenwonen | | | 7,299*** | 2,245 | 7,016*** | 2,238 |
| Gescheiden na een hu- welijk | | | 10,489*** | ,923 | 9,732*** | ,932 |
| Gescheiden na ongehuwd samenwonen | | | 11,455*** | 2,063 | 10,974*** | 2,058 |
| Huidige mate ouderlijk conflict (Ref. = weinig) | | | | | | |
| Veel | | | | | 4,974*** | ,950 |
| Missende waarden | | | | | 1,521 | 1,443 |
| Adjusted R ² | ,052 | | ,087 | | ,093 | |
| F(df) | 20,031 (11)*** | | 27,047 (14)*** | | 25,542 (16)*** | |
| N | 3827 | | 3827 | | 3827 | |

°p < 0,1 *p < 0,05 **p < 0,01 ***p < 0,001.

In het vervolg van dit onderdeel bespreken we eerst de resultaten van de analyses van de *verwachte scheidingskans* en daarna de resultaten van de analyses van de *voorkeur om te huwen*. Vanwege de beperkte omvang van dit artikel, beperken we ons tot de weergave en bespreking van de analyses die significante resultaten opleverden voor de onafhankelijke variabelen.

Verwachte scheidingskans

Relatiestatus van de ouders en de huidige mate van ouderlijk conflict

In tabel 2 worden de resultaten van de meervoudige regressieanalyse weergegeven van de relatiestatus van de ouders en de huidige mate van ouderlijk conflict.

Resultaten uit het eerste model tonen aan dat naarmate de leeftijd van de jongere toeneemt, de verwachte scheidingskans daalt. Meisjes verwachten een hogere scheidingskans dan jongens en jongeren die meer gelovig zijn schatten hun scheidingskans lager in. Jongeren uit het BSO schatten net als jongeren uit het TSO of KSO hun scheidingskans hoger dan jongeren uit het ASO. Wanneer één van beide ouders of beide ouders laag opgeleid zijn, schatten die jongeren steeds hun scheidingskans hoger dan wanneer beide ouders hoog opgeleid zijn. Jongeren van wie de moeder geboren werd in één van de Maghreblanden, schatten hun scheidingskans lager dan jongeren van wie de moeder afkomstig is uit West- of Zuid-Europa.

In het tweede model wordt de *relatiestatus van de ouders* toegevoegd. Jongeren van wie de ouders ongehuwd samenwonen, verwachten een hogere scheidingskans dan jongeren van wie de ouders getrouwd zijn. Jongeren van wie de ouders gescheiden zijn (al dan niet na een huwelijk) verwachten ook een hogere scheidingskans dan jongeren van wie de ouders getrouwd zijn. Om hypothese 1a na te gaan, bekijken we de gestandaardiseerde parameters (niet opgenomen in de tabel). Die laten toe om de onafhankelijke variabelen onderling te vergelijken (Mortelmans & Dehertogh, 2007a, p. 74). De invloed van jongeren met gescheiden ouders na een huwelijk is het grootst ($B = 0,181$), gevolgd door de invloed van jongeren met gescheiden ouders na ongehuwd samenwonen ($B = 0,087$). De invloed van jongeren met ongehuwd samenwonende ouders is het laagst ($B = 0,051$). De resultaten bevestigen hypothese 1a en tonen bovendien een verschil aan tussen jongeren uit intacte gezinnen. De toevoeging van de *relatiestatus van de ouders* veranderde enkel de significanties van de dummyvariabele 'TSO/KSO' en van de dummyvariabele 'Maghreblanden'.

In het derde model wordt de *huidige mate van ouderlijk conflict* toegevoegd. Jongeren die veel ouderlijk conflict ervaren, schatten hun scheidingskans hoger dan jongeren die weinig ouderlijk conflict ervaren. Dit resultaat bevestigt hypothese 1c. Door toevoeging van die variabele daalde de significantie van 'geslacht'.

Om het mogelijke mediatie-effect na te gaan, worden er drie stappen gevolgd. Het verband tussen 1) de onafhankelijke en afhankelijke variabele; 2) de onafhankelijke en de mediator variabele en 3) de mediator en de afhankelijke variabele moeten

significant zijn (Holmbeck, 2002, p. 88). Het eerste verband tussen de *relatiestatus van de ouders* en de *verwachte scheidingskans* werd aangetoond in het tweede model en was significant. Ook het derde verband tussen de *huidige mate van ouderlijk conflict* en de *verwachte scheidingskans* in het derde model was significant. Om vervolgens het verband tussen de *relatiestatus van de ouders* en de *huidige mate van ouderlijk conflict* na te gaan, werd een bijkomende chi-kwadraattest gevoerd. Het percentage jongeren dat veel of weinig ouderlijk conflict ervaart, verschilt significant naar de relatiestatus van de ouders met χ^2 (df = 6, N = 4152) = 125,46, $p < 0,001$. Het verband tussen beide variabelen is dus significant. Vervolgens bekijken we het verschil in invloed van de *relatiestatus van de ouders* voor en na toevoeging van het mogelijke mediatie-effect. Indien er sprake is van een mediator, zou de sterkte van de invloed van de *relatiestatus van de ouders* afnemen na toevoeging van de *huidige mate van ouderlijk conflict*. Die zou immers een deel van de invloed van de *relatiestatus van de ouders* bevatten. De resultaten tonen echter aan dat de invloed van de *relatiestatus van de ouders* even sterk blijft in model 3 aangezien de significanties van die variabele niet afnemen. Er is wel een lichte daling in de coëfficiënten. Hoewel het om een vals-negatief effect zou kunnen gaan, aangezien enkel het verschil in significantieniveaus onderzocht werd, besluiten we dat beide variabelen een aparte invloed uitoefenen op de verwachte scheidingskans en dat er geen mediatie-effect optreedt (Holmbeck, 2002, p. 94).

Ten slotte toont de waarde van de Adjusted R^2 aan dat die toeneemt wanneer de *relatiestatus van de ouders* en de *huidige mate van ouderlijk conflict* worden toegevoegd. Dit wijst op een verbetering van het model en op een stijging van de verklaaringskracht na toevoeging van beide variabelen. Het uiteindelijke model verklaart 9,3 procent van de variantie in de verwachte scheidingskans bij jongeren. De F-toetsen tonen eveneens aan dat het steeds om een significante verbetering van het model gaat.

Relatiestatus van de verblijfsouder en de evolutie van ouderlijk conflict

In de tweede analyse vormen de *relatiestatus van de verblijfsouder* en de *evolutie van het ouderlijke conflict* de onafhankelijke variabelen. Na het uitvoeren van de analyse bleken noch de resultaten van de *relatiestatus van de verblijfsouder*, noch de resultaten van de *evolutie van ouderlijk conflict* een invloed te hebben op de verwachte scheidingskans. De waarde van de Adjusted R^2 van het finale model verklaart slechts 3,6 procent van de variantie, wat aantoont dat de onafhankelijke variabelen weinig variantie van de *verwachte scheidingskans* verklaren. De F-toetsen tonen dat het om een significante verbetering gaat.

Mate van conflict tussen verblijfs- en stiefouder en de evolutie van ouderlijk conflict

In de derde analyse wordt de invloed van de *mate van conflict tussen de verblijfsouder en stiefouder* en de *evolutie van ouderlijk conflict* nagegaan. Net als in de vorige

analyse leverde ook dit model geen significante resultaten. De uiteindelijke waarde van de Adjusted R² bedraagt voor dit model slechts 4,5 procent en de F-toetsen tonen aan dat alle modellen tot een significante verbetering leiden.

Voorkeur om te huwen

De analyses voor de voorkeur om te huwen worden gevoerd door middel van een binomiale logistische regressie waarbij de referentiecategorie steeds ‘niet willen trouwen’ is en vergeleken wordt met de keuze om ‘wel te trouwen’.

Relatiestatus van de ouders en huidige mate van ouderlijk conflict

Tabel 3 geeft de resultaten van de analyse voor de *relatiestatus van de ouders* en de *huidige mate van conflict* op de voorkeur om te huwen.

De resultaten van het eerste model tonen aan dat oudere jongeren net als meer gelovige jongeren een hogere kans hebben om aan te geven dat ze later willen trouwen. Jongeren uit het BSO hebben een hogere kans om aan te geven dat ze niet willen trouwen dan jongeren uit het ASO. Wanneer één van beide of wanneer beide ouders laag opgeleid zijn, hebben jongeren een hogere kans om aan te geven dat ze later niet willen trouwen dan wanneer beide ouders hoog opgeleid zijn. Bovendien blijkt dat jongeren van wie de moeder afkomstig is uit één van de Maghreblanden een hogere kans hebben om de voorkeur voor een huwelijk te uiten dan wanneer de moeder afkomstig is uit West- of Zuid-Europa.

In het tweede model wordt de *relatiestatus van de ouders* toegevoegd. Jongeren van wie de ouders getrouwd zijn, hebben een hogere kans om aan te geven dat ze later willen trouwen dan andere jongeren. Dit steunt hypothese 1b gedeeltelijk. De resultaten bevestigen dat jongeren uit niet-intacte gezinnen een hogere kans hebben om aan te geven dat ze niet willen trouwen, maar dit is enkel zo in vergelijking met jongeren van wie de ouders getrouwd zijn. Er is immers nog een significant verschil binnen de groep jongeren uit intacte gezinnen. Jongeren met ongehuwde ouders hebben een hogere kans om aan te geven dat ze niet willen trouwen dan jongeren van wie de ouders getrouwd zijn. Het aanbrengen van deze variabele in het model veranderde de invloed van de controlevariabelen leeftijd, geslacht, opleidingsniveau van de ouders en van de dummyvariabele ‘BSO’ en van de dummyvariabelen ‘Maghreblanden’ en ‘Andere’ van het geboorteland van de moeder.

In het derde model wordt de *huidige mate van ouderlijk conflict* toegevoegd en die heeft een gering significant resultaat voor de categorie ‘veel’. Jongeren die veel ouderlijk conflict ervaren, hebben een hogere voorkeur om aan te geven dat ze later niet willen trouwen dan jongeren die weinig ouderlijk conflict ervaren. Hypothese 1d wordt hierdoor bevestigd. Ten slotte veranderen de resultaten van de controlevariabelen niet in het derde model.

Tabel 3. Logistische regressie van relatiestatus van ouders en huidige mate van ouderlijk conflict op de voorkeur om te huwen bij jongeren (0 = niet trouwen, 1 = trouwen) (odds ratio's en standaardfouten), N = 4015.

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|---|----------|------|----------|------|----------|------|
| | Exp(B) | S.E. | Exp(B) | S.E. | Exp(B) | S.E. |
| Intercept | 5,383*** | ,148 | 7,528*** | ,155 | 7,667*** | ,156 |
| Leeftijd (11 jaar = 0) | ,937* | ,028 | ,919** | ,028 | ,922** | ,028 |
| Geslacht (Ref. = jongen) | | | | | | |
| Meisje | 1,154 | ,092 | 1,217* | ,094 | 1,240* | ,095 |
| Mate van geloof | 1,202*** | ,020 | 1,175*** | ,020 | 1,175*** | ,020 |
| Opleidingsniveau jongere (Ref. = ASO) | * | | | | | |
| BSO | ,717** | ,130 | ,809 | ,133 | ,812 | ,134 |
| TSO/KSO | ,877 | ,115 | ,917 | ,117 | ,926 | ,118 |
| Opleidingsniveau ouders (Ref. = beiden hoog) | * | | | | | |
| Een laag een hoog | ,781* | ,123 | ,831 | ,126 | ,832 | ,126 |
| Beiden laag | ,732** | ,118 | ,788* | ,120 | ,788* | ,120 |
| Missende waarden | ,910 | ,174 | 1,021 | ,179 | 1,016 | ,179 |
| Geboorteland moeder (Ref. = West- /Zuid-Europa) | * | | ° | | ° | |
| Oost-Europa | 1,018 | ,448 | ,989 | ,456 | ,976 | ,455 |
| Maghreblanden | 2,225* | ,333 | 1,861° | ,334 | 1,871° | ,334 |
| Andere | 1,624 | ,299 | 1,838* | ,306 | 1,856* | ,306 |
| Relatiestatus ouders (Ref. = getrouwd) | | | *** | | *** | |
| Ongehuwd samenwonen | | | ,175*** | ,203 | ,178*** | ,203 |
| Gescheiden na een hu- welijk | | | ,555*** | ,108 | ,573*** | ,109 |
| Gescheiden na ongehuwd samenwonen | | | ,245*** | ,193 | ,251*** | ,193 |
| Huidige mate ouderlijk conflict (Ref. = weinig) | | | | | | |
| Veel | | | | | ,812° | ,112 |
| Missende waarden | | | | | ,939 | ,185 |
| Nagelkerke Pseudo R ² | ,086 | | ,134 | | ,135 | |
| -2 Log Likelihood | 3158,527 | | 3042,416 | | 3039,000 | |
| N | 4015 | | 4015 | | 4015 | |

°p < 0,1 *p < 0,05 **p < 0,01 ***p < 0,001.

In de vorige analyse over de verwachte scheidingskans werd reeds aangetoond dat de *relatiestatus van de ouders* en de *huidige mate van ouderlijk conflict* een samenhang vertonen. Beide variabelen hebben ook een significante invloed op de voorkeur om te huwen. Het voorspelde mediatie-effect werd echter niet teruggevonden, aangezien de significantie van de *relatiestatus van de ouders* niet daalde in het derde model. Ook hier besluiten we dat er geen mediatie-effect optreedt.

De stijgende Nagelkerke Pseudo R^2 toont aan dat de verklaringskracht van het model toeneemt na toevoeging van de onafhankelijke variabelen. Dit wordt ook bevestigd door de dalende -2 Log Likelihood. Het uiteindelijke model verklaart ongeveer 13,5 procent van de totale variantie.

Relatiestatus van de verblijfsouder en evolutie van ouderlijk conflict

Tabel 4 toont de resultaten van de *relatiestatus van de verblijfsouder* en de *evolutie van ouderlijk conflict* bij jongeren met gescheiden ouders.

Uit de resultaten van het eerste model blijkt dat hoe geloviger de jongere is, des te hoger de kans is dat hij/zij de voorkeur uit om later te trouwen. Jongeren van wie de moeder geboren werd in een land gedefinieerd als ‘Andere’ hebben een hogere kans om een voorkeur voor een huwelijk te uiten dan jongeren van wie de moeder geboren werd in West- of Zuid-Europa.

In het tweede model werd de *relatiestatus van de verblijfsouder* toegevoegd en die leverde enkel voor de categorie ‘ongehuwd samenwonen’ geen significant resultaat. Jongeren van wie de verblijfsouder een nieuwe partner heeft maar niet met hem/haar samenwoont, hebben een hogere kans om aan te geven dat ze niet willen trouwen dan jongeren van wie de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft. Indien de verblijfsouder gehuwd samenwoont, hebben jongeren een hogere kans om de voorkeur voor een huwelijk te uiten dan wanneer de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft. Hypothese 2d wordt dus slechts gedeeltelijk bevestigd.

Na toevoeging van de *relatiestatus van de verblijfsouder* blijkt het *aantal jaren sinds de ouderlijke scheiding* een invloed te hebben op de voorkeur om te huwen. Hoe langer de ouderlijke scheiding geleden is, des te hoger de kans is dat jongeren aangeven dat ze later niet willen trouwen. De resultaten van de andere controlevariabelen wijzigden niet.

In het derde model leidt de *evolutie van ouderlijk conflict* niet tot een significant resultaat. Jongeren die een stabiel ouderlijk conflict of een stijging ervan ervaren, hebben een hogere kans om de voorkeur voor een huwelijk te uiten. Dit is een tegengesteld resultaat aan wat we voorspeld hadden en zou dus een verwerping zijn van hypothese 2b. De resultaten zijn echter niet significant en bijgevolg kunnen we geen sluitende conclusies maken. De invloed van het *aantal jaren sinds de ouderlijke scheiding* daalde; de invloed van de andere controlevariabelen veranderde niet.

De Nagelkerke Pseudo R^2 stijgt voornamelijk na toevoeging van de *relatiestatus van de verblijfsouder* in het tweede model. De -2 Log Likelihood daalt na elk model en wijst dus op een verbetering van de verklaringskracht. Het derde en finale model verklaart 10,7 procent van de totale variantie in de voorkeur om te trouwen.

Tabel 4. Logistische regressie van relatiestatus van de verblijfsouder en evolutie van ouderlijk conflict op de voorkeur om te huwen bij jongeren met gescheiden ouders, (0 = niet trouwen, 1 = trouwen) (odds ratio's en standaardfouten), N = 953.

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|---|----------|------|----------|------|----------|------|
| | Exp(B) | S.E. | Exp(B) | S.E. | Exp(B) | S.E. |
| Intercept | 2,361** | ,280 | 2,400** | ,303 | 1,975* | ,329 |
| Leeftijd (11 jaar = 0) | 1,005 | ,048 | 1,017 | ,049 | 1,012 | ,049 |
| Geslacht (Ref. = jongen) | | | | | | |
| Meisje | 1,155 | ,161 | 1,184 | ,163 | 1,188 | ,164 |
| Mate van geloof | 1,171*** | ,035 | 1,173*** | ,036 | 1,177*** | ,036 |
| Aantal jaren sinds ouderlijke scheiding | ,969 | ,019 | ,949** | ,020 | ,956* | ,021 |
| Opleidingsniveau jongere (Ref. = ASO) | | | | | | |
| BSO | 1,015 | ,214 | 1,052 | ,217 | 1,049 | ,218 |
| TSO/KSO | ,998 | ,200 | 1,022 | ,203 | 1,016 | ,203 |
| Opleidingsniveau ouders (Ref. = beiden hoog) | | | | | | |
| Een laag een hoog | 1,092 | ,217 | 1,109 | ,221 | 1,084 | ,222 |
| Beiden laag | 1,130 | ,202 | 1,078 | ,205 | 1,080 | ,206 |
| Missende waarden | 1,659° | ,291 | 1,740° | ,294 | 1,765° | ,296 |
| Geboorteland moeder (Ref. = West- /Zuid-Europa) | | | | | | |
| Oost-Europa | ,602 | ,717 | ,438 | ,723 | ,454 | ,725 |
| Maghreblanden | 1,429 | ,774 | 1,550 | ,781 | 1,449 | ,782 |
| Andere | 2,571° | ,540 | 2,578° | ,547 | 2,580° | ,547 |
| Relatiestatus verblijfsouder (Ref. = geen partner) | | | *** | | *** | |
| Nieuwe partner, niet samenwonen | | | ,618* | ,243 | ,605* | ,244 |
| Ongehuwd samenwonen | | | ,986 | ,203 | ,971 | ,204 |
| Gehuwd samenwonen | | | 2,396*** | ,263 | 2,382*** | ,263 |
| Evolutie ouderlijk conflict (Ref. = gedaald) | | | | | | |
| Stabiel | | | | | 1,318 | ,192 |
| Gestegen | | | | | 1,641 | ,392 |
| Missende waarden | | | | | ,998 | ,253 |
| Nagelkerke Pseudo R ² | ,064 | | ,102 | | ,107 | |
| -2 Log Likelihood | 979,158 | | 954,121 | | 950,525 | |
| N | 965 | | 953 | | 953 | |

°p < 0,1 *p < 0,05 **p < 0,01 ***p < 0,001.

Mate van conflict tussen verblijfsouder en stiefouder en de evolutie van ouderlijk conflict

Ten slotte worden de invloed van de *mate van conflict tussen de verblijfsouder en de stiefouder* en de invloed van de *evolutie van ouderlijk conflict* onderzocht. Ook hier leverden noch de *mate van conflict tussen verblijfs- en stiefouder*, noch de *evolutie van ouderlijk conflict* significante resultaten op.

De Nagelkerke Pseudo R^2 stijgt over de verschillende modellen heen en toont aan dat het derde model ongeveer 10 procent van de variantie in de voorkeur om te huwen verklaart. De -2 Log Likelihood daalt over de verschillende modellen en duidt ook op een toename van de verklaringskracht.

Besluit

Het doel van dit onderzoek was om de invloed van de gezinsvorm en van het ouderlijke conflict na te gaan op de verwachte scheidingskans en op de voorkeur om te huwen bij Vlaamse jongeren. Als besluit gaan we na in hoeverre de onderzochte invloeden gelijkaardig zijn voor de verwachte scheidingskans en voor de voorkeur om te huwen.

Ten eerste had de *relatiestatus van de ouders* zowel een invloed op de verwachte scheidingskans als op de voorkeur om te huwen. Jongeren van wie de ouders getrouwd zijn, schatten hun scheidingskans het laagst en hebben de hoogste kans om een voorkeur voor een huwelijk te uiten. Hiertegenover staan jongeren van wie de ouders gescheiden zijn na een huwelijk. Zij schatten hun scheidingskans het hoogst en hebben een hogere kans om aan te geven dat ze later niet willen trouwen dan jongeren van wie de ouders gehuwd zijn. Ze worden gevolgd door jongeren van wie de ouders gescheiden zijn na ongehuwd samengewoond te hebben. Die jongeren schatten hun scheidingskans hoger dan jongeren uit intacte gezinnen en ze hebben een hogere kans om aan te geven dat ze later niet willen trouwen dan jongeren van wie de ouders gehuwd zijn. Deze resultaten bevestigen hypothesen 1a en 1b en werden ook teruggevonden in vorig onderzoek. Bovendien werd een interessant verschil binnen de groep jongeren uit intacte gezinnen aangetoond. Jongeren van wie de ouders ongehuwd samenwonen verwachten een hogere scheidingskans dan jongeren van wie de ouders getrouwd zijn en ze hebben een hogere kans om aan te geven dat ze later niet willen trouwen dan jongeren van wie de ouders getrouwd zijn. Niet alleen de ervaring van een ouderlijke scheiding maar dus ook het feit of de ouders (ooit) gehuwd geweest zijn of niet, heeft een invloed op de toekomstverwachtingen van jongeren. Dit kan verklaard worden door de socialisatietheorie. Jongeren die nooit een ouderlijk huwelijk hebben ervaren, hebben dit gedrag niet kunnen evalueren als gunstig of ongunstig. Voor hen blijkt een huwelijk misschien geen voordeel te bieden waar dat wel zo blijkt voor jongeren met gehuwde ouders. Bovendien hebben de attitudes van de ouders een belangrijke invloed op de attitudes van hun kinderen (Kapinus, 2004, p. 125). Het verschil kan dan te verklaren zijn door een verschil in attitudes van hun ouders.

Ten tweede werden ook hypothesen 1c en 1d over de invloed van *de huidige mate van ouderlijk conflict* bevestigd. Jongeren die veel ouderlijk conflict ervaren, verwachten een hogere scheidingskans en hebben een hogere kans om aan te geven dat ze niet willen trouwen dan jongeren die weinig ouderlijk conflict ervaren. Dit resultaat werd ook teruggevonden in vorig onderzoek. Hoewel de relatiestatus van de ouders en de mate van ouderlijk conflict een samenhang vertonen, werd het voorspelde mediatie-effect niet gevonden. Dit kan echter een vals-negatief resultaat zijn, aangezien enkel het verschil in significantieniveaus onderzocht werd (Holmbeck, 2002, p. 94). Hoe dan ook is dit resultaat opmerkelijk in vergelijking met ander onderzoek. In een samenvatting van onderzoek over ouderlijk conflict als mediator werd aangetoond dat ouderlijk conflict een mediërende invloed kan hebben op verschillende uitkomsten van kinderen die een ouderlijke scheiding ervaren, zoals gedragsproblemen, het (emotionele) welzijn, de kwaliteit van de relatie met de ouders en de aanpassing na een ouderlijke scheiding (Amato, 2000, p. 1280). In dit onderzoek werd echter geen mediërende invloed van ouderlijk conflict op toekomstverwachtingen van jongeren gevonden.

Ten derde waren de resultaten van de *relatiestatus van de verblijfsouder* significant voor de voorkeur om te huwen maar niet voor de verwachte scheidingskans. Ter illustratie worden ook die resultaten samengevat. Jongeren van wie de verblijfsouder een nieuwe partner heeft en niet met die nieuwe partner samenwoont, verwachten een hogere scheidingskans en hebben een hogere kans om aan te geven dat ze niet willen trouwen dan jongeren van wie de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft. Indien de verblijfsouder gehuwd samenwoont met die nieuwe partner, verwachten jongeren een lagere scheidingskans en hebben ze een hogere kans om een voorkeur voor een huwelijk te uiten dan jongeren van wie de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft. Wanneer de verblijfsouder ongehuwd samenwoont met zijn/haar nieuwe partner, was er voor beide toekomstverwachtingen geen significante invloed. Die jongeren schatten een hogere scheidingskans en hebben een hogere kans om te aan te geven dat ze niet willen huwen dan jongeren van wie de verblijfsouder geen nieuwe partner heeft. Hypothesen 2c en 2d worden dus gedeeltelijk bevestigd. Enkel indien de verblijfsouder gehuwd is, daalt de verwachte scheidingskans en neemt de voorkeur om te huwen toe. Die resultaten suggereren opnieuw dat het onderscheid tussen ongehuwd samenwonende en gehuwd samenwonende ouders een verschillende invloed kan hebben op toekomstverwachtingen.

Ten vierde bleek er geen invloed te zijn van de *evolutie van ouderlijke conflict*, noch bij de subpopulatie jongeren met gescheiden ouders, noch bij de subpopulatie jongeren van wie de verblijfsouder (on)gehuwd samenwoont, maar de niet-significante resultaten waren gelijkaardig voor de twee subpopulaties. Indien het ouderlijk conflict daalde na de ouderlijke scheiding, schatten jongeren hun scheidingskans lager en hebben ze een hogere kans om aan te geven dat ze niet willen trouwen dan jongeren van wie het ouderlijke conflict stabiel bleef of toenam. Op die manier wordt hypothese 2a over de verwachte scheidingskans bevestigd maar hypothese 2b over de voorkeur om te huwen niet. Het niet-significante resultaat is zelfs tegengesteld aan de verwachting dat die jongeren vaker voor een huwelijk zullen kiezen dan andere jongeren. Hoewel dit niet volgens de verwachtingen is, zijn de resultaten te verklaren door de socialisatietheorie. Wanneer

het ouderlijke conflict daalt na de scheiding, is het ouderlijke huwelijk een negatieve ervaring voor die jongeren. De situatie verbeterde voor hen na de ouderlijke breuk. Dit geldt niet voor jongeren van wie het ouderlijke conflict toenam of gelijk bleef na de scheiding. Voor hen verslechterde de situatie of bleef ze dezelfde. Op die manier kunnen zij het ouderlijke huwelijk wel positief ervaren en zo een verhoogde voorkeur voor een eigen huwelijk uiten. De resultaten bleken echter steeds niet significant te zijn en ook in de bivariate analyses (niet opgenomen in dit artikel) werd geen samenhang aangetoond tussen de evolutie van ouderlijk conflict en beide toekomstverwachtingen. Bijgevolg kunnen we niet besluiten dat de evolutie van ouderlijk conflict een invloedrijke factor is.

Ten slotte bleek ook de *mate van conflict tussen de verblijfs- en stiefouder* geen invloed te hebben. De niet-significante resultaten bieden steun voor hypothese 3a maar niet voor hypothese 3b. Jongeren die veel conflict ervaren tussen de verblijfsouder en de stiefouder, schatten hun scheidingskans hoger en hebben een hogere kans om aan te geven dat ze willen trouwen dan jongeren die weinig conflict ervaren. Dit laatste resultaat is niet conform de verwachtingen en kan niet verklaard worden door de besproken theorieën.

In alle analyses werd telkens gecontroleerd voor enkele variabelen. De resultaten van *mate van geloof* waren steeds significant voor beide toekomstverwachtingen. Hoe geloviger de jongeren, des te lager ze hun scheidingskans schatten en des te hoger hun kans is om een voorkeur voor een huwelijk te uiten. Ook het *geboorteland van de moeder* toonde enkele belangrijke resultaten. In de eerste analyses schatten jongeren van wie de moeder geboren werd in één van de Maghreblanden hun scheidingskans lager en hebben een hogere kans om een voorkeur voor een huwelijk te uiten dan jongeren van wie de moeder afkomstig is uit West- of Zuid-Europa. Ook in werkelijk gedrag leidt herkomst tot verschillen. Het aandeel gescheiden personen van Belgische, Nederlandse of Franse herkomst ligt hoger dan het aandeel gescheiden personen van Marokkaanse of Turkse herkomst (Corijn & Lodewijckx, 2009, p. 17). Dit kan verklaren waarom de categorie 'Maghreblanden' niet meer significant was in de analyses waar enkel jongeren met gescheiden ouders opgenomen werden.

Ook *geslacht* had een invloed op beide toekomstverwachtingen. Meisjes schatten hun scheidingskans hoger dan jongens en ze hebben een hogere kans om te zeggen dat ze willen trouwen. Meisjes denken dus meer dan jongens later te zullen scheiden maar uiten ook een hogere voorkeur om te huwen. Dit laatste resultaat werd eveneens gevonden in vorig onderzoek. De invloed van geslacht werd steeds teruggevonden in de analyses van de verwachte scheidingskans maar enkel in de eerste analyse van de voorkeur om te huwen. Verder waren de resultaten van *leeftijd* significant in de eerste analyse voor beide toekomstverwachtingen maar enkel nog in de tweede en derde analyse voor de verwachte scheidingskans. Hoe ouder de jongere, des te lager hij/zij de kans op een eigen scheiding schat en des te lager de kans is om de voorkeur voor een huwelijk te uiten. Voor de verwachte scheidingskans leverde het *opleidingsniveau van de jongere* in de eerste en tweede analyse een significant resultaat voor jongeren uit het BSO. Die jongeren schatten hun scheidingskans hoger dan jongeren uit het ASO. In de analyses van de voorkeur om te huwen was het opleidingsniveau van de jongere echter nooit significant. Resultaten van het *opleidingsniveau van de ouders* uit de eerste analyses toonden aan dat jongeren van wie beide ouders laag opgeleid zijn, een hogere scheidingskans verwachten en een lagere

kans hebben om aan te geven dat ze later willen trouwen dan jongeren van wie beide ouders hoog opgeleid zijn. Ten slotte toonde *het aantal jaren sinds de ouderlijke scheiding* dat hoe langer de ouderlijke scheiding geleden is, des te hoger jongeren hun scheidingskans schatten en des te lager de kans is dat ze de voorkeur voor een huwelijk zullen uiten.

Discussie

Bij deze resultaten horen enkele belangrijke opmerkingen. Een eerste opmerking betreft het lage aantal significante resultaten in de tweede en derde analyse. Een mogelijke verklaring is dat het hier steeds om subpopulaties gaat. Die subpopulaties zijn in aantal respectievelijk een vierde of een tiende van de volledige populatie jongeren in onze steekproef (N = 4152). Bovendien kunnen selectie-effecten ervoor zorgen dat bepaalde jongeren meer kans hebben om tot een bepaalde groep te behoren. Zo kan het opleidingsniveau van de verblijfsouder of van de eventuele stiefouder de kans verhogen dat de jongere bij een verblijfsouder woont die ongehuwd of gehuwd samenwoont. Personen die na een eerste huwelijk ongehuwd samenwonen, zijn vaker laag opgeleid en personen die na een eerste huwelijk gehuwd samenwonen, zijn vaker hoog opgeleid (Corijn, 2010, p. 4). Ook de mate van geloof van de verblijfsouder en van de eventuele stiefouder kan een rol spelen. Indien de verblijfsouder of de stiefouder heel gelovig is, zal die vaker opnieuw trouwen na een eerste huwelijk (Corijn, 2010, p. 4). Verder kan het geslacht van de verblijfsouder bepalend zijn voor de gezinsvorm van de jongere. Jongeren die bij hun vader inwonen, zullen vaker in een nieuw samengesteld gezin wonen dan jongeren die bij hun moeder inwonen. Die jongeren wonen immers vaker in een alleenstaand gezin (Lodewijckx, 2005, pp. 38-9). De leeftijd van de verblijfsouder is eveneens bepalend voor de gezinsvorm. Hoe jonger de verblijfsouder is, des te hoger de kans dat jongeren opgroeien met een stiefouder (Lodewijckx, 2005, p. 39).

Ten tweede werd er vaker een invloed gevonden van de gezinsvorm en van het ouderlijke conflict voor de voorkeur om te huwen dan voor de verwachte scheidingskans. Dit kan een gevolg zijn van de schending van enkele assumpties van lineaire regressie van de verwachte scheidingskans. Zo werden de lineariteits-, de normaliteits- en de homoscedasticiteitsvereisten niet steeds vervuld en werd ook na enkele aanpassingen niet voldaan aan deze assumpties. Hierdoor kunnen de parameters en de significantietoetsen onjuist zijn (Mortelmans & Dehertogh, 2007a, pp. 67, 173 en 193). Bovendien is het mogelijk dat de voorkeur om te huwen een eenvoudiger vraag is voor adolescenten. Het is aannemelijk om al een idee te hebben of je wil huwen of niet maar dat de vraag naar de verwachte scheidingskans complexer is en minder vanzelfsprekend te beantwoorden.

Ten derde werd er in dit onderzoek slechts voor één conflictvariabele, de huidige mate van ouderlijk conflict, een invloed gevonden. Een mogelijke verklaring voor het uitblijven van significante resultaten voor de andere conflictvariabele, de evolutie van ouderlijk conflict, is de conceptualisering van de variabele. Deze bestaat uit het verschil tussen de mate van conflict voor de ouderlijke scheiding en de huidige mate van conflict. Omdat de ouderlijke scheiding in deze steekproef gemiddeld 8 jaar geleden gebeurde, is het mogelijk dat de mate van conflict voor de scheiding moeilijk te her-

inneren was en zo een fout beeld geeft van de toenmalige situatie. Bovendien was er een hoog aantal missende waarden voor het ouderlijke conflict. Een alternatieve manier om de evolutie van ouderlijk conflict te onderzoeken zou zijn om op verschillende tijdstippen de mate van het ouderlijk conflict te bevragen en om vervolgens die evolutie te analyseren. Dit was echter onmogelijk met de gebruikte data in dit artikel.

Ten slotte geven we nog enkele beperkingen van het onderzoek mee. Een eerste is de onmogelijkheid om de invloed van vorige ouderlijke relaties te onderzoeken. Hierdoor verliezen we belangrijke informatie over de invloed van ouderlijke herpartnering. Amato toonde reeds aan dat het aantal scheidingen belangrijk is voor de aanpassing van kinderen na een ouderlijke scheiding en dat bijkomende ouderlijke scheidingen stressvoller zijn dan eerste scheidingen (Amato, 2000, p. 1281). Een hierbij aansluitende beperking is dat de eigen relaties van de jongeren niet onderzocht werden. Het is zeer aannemelijk dat de eigen ervaring van relatievorming van adolescenten eveneens een belangrijke invloed heeft op hun relationele toekomstverwachtingen. De focus van dit onderzoek ligt echter op de invloed van de ouderlijke relatievorming en bijhorende elementen zoals ouderlijk conflict. Toch kan het aangewezen zijn om deze factor op te nemen in volgend onderzoek.

Een derde beperking ligt in de onmogelijkheid om toekomstverwachtingen van jongeren met gescheiden ouders te vergelijken met hun attitudes voor de ouderlijke scheiding. Het is immers mogelijk dat het verschil tussen jongeren uit intacte en niet-intacte gezinnen deels een gevolg is van een verschil in ouderlijke attitudes. Ouders die uit elkaar gaan, zouden bijvoorbeeld meer liberale attitudes hebben dan ouders die niet scheiden (Sodermans *et al.*, 2010, p. 32). Een andere beperking sluit hierbij aan. Kapinus (2004) toonde aan dat door de toevoeging van ouderlijke attitudes, de invloed van ouderlijke scheiding op de attitudes van jongens verdween en bij meisjes gedeeltelijk verdween (Kapinus, 2004, p. 125). Het zou dus aangewezen zijn om ook de attitudes van ouders te onderzoeken.

Om te besluiten richten we ons op de vraag of de socialisatietheorie dan wel de conflicttheorie de meeste steun kreeg in ons onderzoek. Met andere woorden, of de gezinsvorm dan wel het ouderlijk conflict de meeste invloed had op de onderzochte toekomstverwachtingen. Op basis van onze resultaten kunnen we besluiten dat ouderlijk conflict wel degelijk een belangrijke factor is, maar dat de invloed van de relatievorm van ouders vaker werd aangetoond.

Noot

1. Dit artikel is gebaseerd op Mertens, N. (2014). *De invloed van gezinsvorm en ouderlijk conflict op relationele toekomstverwachtingen. Een onderzoek bij Vlaamse jongeren* (Masterproef). Leuven: KU Leuven. Met dank aan Prof. dr. Koen Matthijs en Dra. Graziela Dekeyser.

Bibliografie

- Amato, P. R. (1993). Children's Adjustment to Divorce: Theories, Hypotheses, and Empirical Support. *Journal of Marriage and Family*, 55(1), pp. 23-38.
- Amato, P. R. (1996). Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce. *Journal of Marriage and Family*, 58(3), pp. 628-40.

- Amato, P. R. (2000). The Consequences of Divorce for Adults and Children. *Journal of Marriage and Family*, 62(4), 1269-87.
- Amato, P. R. & Booth, A. (1991). The Consequences of Divorce for Attitudes toward Divorce and Gender roles. *Journal of Family Issues*, 12(3), pp. 306-22.
- Amato, P. R. & Keith, B. (1991). Parental Divorce and the Well-being of Children: A Meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 110(1), pp. 26-46.
- Axinn, W. G. & Thornton, A. (1996). The Influence of Parents' Marital Dissolutions on Children's Attitudes toward Family Formation. *Demography*, 33(1), pp. 66-81.
- Bandura, A. (1977). *Social Learning Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Corijn, M. (2005). *Huwen, uit de echt scheiden en hertrouwen in België en in het Vlaamse Gewest*. Brussel: CBGS, Werkdocument 5.
- Corijn, M. (2007). Hoofdstuk 6: Impact op de verdere relatie- en gezinsvorming bij kinderen. In C. Van Peer (Red.), *De impact van een (echt)scheiding op kinderen en ex-partners* (pp. 130-47). Brussel: Vlaamse Overheid.
- Corijn, M. (2010). *Het profiel van de niet-gehuwd samenwonenden in het Vlaamse Gewest*. Studiedienst van de Vlaamse Regering (pp. 1-6).
- Corijn, M. (2012). *Tien jaar wettelijke samenwoning in België. Een analyse op basis van Rijksregistergegevens*. Studiedienst van de Vlaamse Regering (pp. 1-9).
- Corijn, M. & Lodewijckx, E. (2009). *Echtscheiding en leefvorm na echtscheiding in het Vlaamse Gewest: verschillen naar herkomst. Een analyse op basis van Rijksregistergegevens voor volwassenen en kinderen*. Studiedienst van de Vlaamse Regering (pp. 1-96).
- Corijn, M., Sodermans, A. K. & Vanassche, S. (2011). *Zijn jongeren in Vlaanderen van plan om te huwen (en te scheiden)?* Studiedienst van de Vlaamse Regering (pp. 1-14).
- Dennison, R. P. & Koerner, S. S. (2006). Post-Divorce Interparental Conflict in Adolescents' Attitudes About Marriage: The Influence of Maternal Disclosure and Adolescent Gender. *Journal of Divorce and Remarriage*, 45(1), pp. 31-49.
- Greenberg, E. F. & Nay, W. R. (1982). The Intergenerational Transmission of Marital Instability Reconsidered. *Journal of Marriage and Family*, 44(2), pp. 335-47.
- Grych, J.H. & Finacham, F.D. (1993). Children's Appraisals of Marital Conflict: Initial Investigations of the Cognitive-contextual Framework. *Child Development*, 64(1), 215-30.
- Hetherington, E. M. (2003). Intimate Pathways: Changing Patterns in Close Personal Relationships across Time. *Family Relations*, 52(4), pp. 318-31.
- Holmbeck, G. N. (2002). Post-hoc Probing of Significant Moderational and Mediation Effects in Studies of Pediatric Populations. *Journal of Pediatric Psychology*, 27(1), pp. 87-96.
- Kapinus, C. A. (2004). The Effect of Parents' Attitudes Toward Divorce on Offspring's Attitudes: Gender and Parental Divorce as Mediating Factors. *Journal of Family Issues*, 25(1), pp. 112-35.
- Kapinus, C. A. (2005). The Effect of Parental Marital Quality on Young Adults' Attitudes Toward Divorce. *Sociological Perspectives*, 48(3), pp. 319-35.
- Lodewijckx, E. (2005). *Kinderen en scheiding bij hun ouders in het Vlaamse Gewest. Een analyse op basis van Rijksregistergegevens*. Brussel: CBGS, Werkdocument 7.
- Lodewijckx, E. (2008). *Veranderende leefvormen in het Vlaamse Gewest, 1990-2007 (en 2021). Een analyse van gegevens uit het Rijksregister*. Studiedienst van de Vlaamse Regering (pp. 1-70).
- Mead, G. H. (1962). *Mind, Self, and Society from the Standpoint of a Social Behaviorist*. Chicago: University of Chicago Press.
- Mortelmans, D. & Dehertogh, B. (2007a). *Regressieanalyse*. Leuven: Acco.
- Mortelmans, D., & Dehertogh, B. (2007b). *Uni- en bivariate analyse*. Leuven: Acco.
- Mortelmans, D., & Dehertogh, B. (2008). *Factoranalyse*. Leuven: Acco.

- Sodermans, A. K., Vanassche, S., Bastaits, K., Matthijs, K. & Van Peer, C. (2010). *The Influence of Family Type and Parental Conflict on Adolescent's Attitudes towards Marriage and Divorce: The Role of Family Integration*. Leuven: Katholieke Universiteit Leuven, Onderzoeksverslag van het Centrum voor Sociologisch Onderzoek.
- Tasker, F. L. & Richards, M. P. M. (1994). Adolescents' Attitudes toward Marriage and Marital Prospects after Parental Divorce: A Review. *Journal of Adolescent Research*, 9(3), pp. 340-62.
- Vanassche, S., Sodermans, A. K. & Matthijs, K. (2011). *Methodologische documenten. Leuvens Adolescenten- en Gezinnenonderzoek*. Leuven: KU Leuven [02.04.2012, KU Leuven: <http://soc.kuleuven.be/web/staticpage/11/77/nl/588>].
- Van Peer, C. & Carrette, V. (2007). Hoofdstuk 1: Van theoretische en empirische diversiteit naar een onderzoeksmodel. In C. Van Peer (Red.), *De impact van een (echt)scheiding op kinderen en ex-partners* (pp. 13-35). Brussel: Vlaamse Overheid.
- Wolfinger, N. H. (2001). The Effects of Family Structure of Origin on Offspring Cohabitation Duration. *Social Inquiry*, 71(3), pp. 293-313.
- Wolfinger, N. H. (2003). Family Structure Homogamy: The Effects of Parental Divorce on Partner Selection and Marital Stability. *Social Science Research*, 32(1), pp. 80-97.

Abstract

Continuing changes in marital and divorce behaviour bring about changes in family type for growing adolescents. Previous research has shown that these changes may influence relational expectations. Other elements associated with parental divorce, e.g. parental conflict, may also influence these expectations. The overall research question of this article is: what is the impact of family type and parental conflict on the relational expectations of adolescents? Using data from Leuvens Adolescenten- en GezinnenOnderzoek, the influence on the expected divorce rate and the expected preference to marry of Flemish adolescents were examined. Results show that adolescents whose parents were divorced estimate their divorce rate higher than others and have the lowest odds to express a preference for an own marriage. Interestingly, a difference was found between adolescents whose parents were (once) married and adolescents whose parents were (once) cohabiting. Furthermore, adolescents experiencing a low rate of parental conflict indicate a lower expected divorce rate and have higher odds to prefer a future marriage than adolescents living in high-conflict families. Moreover, when parents are divorced, adolescents whose residence parent is remarried have higher odds to prefer a future marriage than adolescents whose residence parent is single. No influence was found concerning the relationship status of the residence parent on the expected divorce rate. Also no influence of the evolution of parental conflict and no influence of the conflict between the residence and the stepparent was found, neither on the expected divorce rate nor on the preference for a marriage.

Keywords

Expected divorce rate, preference for marriage, adolescents, family type, parental conflict