

# Wie verlaat de gezinswoning bij een echtscheiding? Het belang van de socio-economische positie van partners

*Lindsay Theunis\*<sup>1</sup>, Didier Willaert<sup>2</sup> & Jan Van Bavel<sup>1</sup>*

## Samenvatting

Deze studie onderzoekt hoe en in welke mate de socio-economische positie van de man en van de vrouw een rol speelt in wie de gezinswoning verlaat bij echtscheiding: enkel de man, enkel de vrouw of beiden. We verwachtten dat de partner met meer financieel vermogen, kennis en vaardigheden dan de andere partner beter in staat is om de gezinswoning op te eisen en te onderhouden. De analyses zijn gebaseerd op gegevens uit de survey 'Scheiding in Vlaanderen' (n = 3.039) en de 'Algemene Socio-Economische Enquête 2001' die werd gelinkt aan rijksregistergegevens voor de periode 2001-2006 (n = 61.573). De resultaten tonen aan dat, globaal genomen, vrouwen iets vaker de gezinswoning verlaten dan mannen. In lijn met de vooropgestelde hypothese, loopt de vrouw echter minder risico om de gezinswoning te verlaten als ze ouder, hoger opgeleid en als enige tewerkgesteld is. Verder vonden we ook genderspecifieke verbanden. Zo halen hoger opgeleide vrouwen meer voordeel uit hun bevoorrechte positie dan hoger opgeleide mannen. Wanneer beide partners hetzelfde hoge opleidingsniveau delen, is het vooral de man die de woning verlaat. Uit vrees voor de negatieve repercussies van een echtscheiding - die vaak ook hoger liggen bij vrouwen - kunnen hoogopgeleide vrouwen extra gemotiveerd geraken om door middel van hun vermogens en vaardigheden de gezinswoning op te eisen.

## Kernwoorden

echtscheiding, verhuismobiliteit, socio-economische positie, woonbeleid

\* lindsay.theunis@kuleuven.be

<sup>1</sup> Family and Population Studies, KU Leuven

<sup>2</sup> Interface Demography, Vrije Universiteit Brussel

## Inleiding

De wooncarrières van mannen en vrouwen zijn sterk verbonden met het verloop van hun liefdesrelaties. Zodra een koppel beslist om te gaan samenwonen, moet minstens één van de betrokken partijen verhuizen. Tijdens het samenwonen, en vooral bij gezinsuitbreiding, verhuizen koppels vaak naar een ruimere woning waarvan velen bij voorkeur eigenaar willen worden. Bij een (echt)scheiding moet minstens één partner de gemeenschappelijke gezinswoning verlaten (Feijten & Mulder, 2005; Mulder, 2013; Mulder & Wagner, 2010).

Wie de gezinswoning verlaat en wie blijft, is een van de belangrijkste en moeilijkste kwesties waarmee partners dan geconfronteerd worden. De meeste mensen willen immers niet verhuizen, tenzij er een dwingende of dringende aanleiding is (Mulder, 1996). Per slot van rekening kan een verhuis ervoor zorgen dat mensen uit hun vertrouwde omgeving onttrokken worden en kan het veel stress met zich meebrengen door de rompslomp die gepaard gaat met de zoektocht en inrichting van een nieuwe woning (Mulder, ten Hengel, Latten & Das, 2012; Mulder & Wagner, 2010). Een verhuis naar aanleiding van een scheiding kan vervolgens ernstige gevolgen hebben, net omdat de scheiding op zich ook een stressvolle gebeurtenis is (Bastaits, Van Peer & Mortelmans, 2011). Bovendien dient een verhuis naar aanleiding van een scheiding vaak snel afgehandeld te worden, waardoor de verhuizende partner dikwijls tevreden moet zijn met een tijdelijke of gedeelde, een minder kwalitatieve of te hoog geprijsde accommodatie (Dewilde, 2009; Feijten & van Ham, 2007, 2010; Gram-Hanssen & Bech-Danielsen, 2008).

Uit internationaal onderzoek bleek al dat mensen sneller geneigd zijn om de gezinswoning te verlaten als zij minder sociale en emotionele kosten (waaronder stress en onzekerheid) ervaren aan die verhuis. Zo werd er vastgesteld dat een partner sneller geneigd is om de gezinswoning te verlaten als die zelf de beslissing genomen heeft om te scheiden of er een nieuwe partner in het spel is, er geen kinderen betrokken zijn bij de scheiding en hij/zij zich weinig verbonden voelt met de woning of de locatie van de woning. De emotionele en sociale kosten verbonden aan een verhuis zijn echter niet alleszeggend. De financiële draaglast van een verhuis of van de gezinswoning alleen te moeten onderhouden kan immers ook zwaar doorwegen. Onderzoek stelde dan ook vast dat mannen en vrouwen met een hogere socio-economische positie dan hun ex-partner het vaakst aanspraak konden maken op de gezinswoning. Deze bevindingen betreffen echter voornamelijk verschillen in leeftijd en inkomen. Bevindingen in termen van opleiding en tewerkstelling zijn veel beperkter en minder eenduidig (Mulder, 2013; Mulder et al., 2012; Mulder & Wagner, 2010).

In deze studie gaan we met behulp van Belgische data dieper in op het belang van de socio-economische positie van beide partners bij het verlaten van de gezinswoning naar aanleiding van een echtscheiding. Meer bepaald onderzoeken we de invloed van de tewerkstellingsposities van beide partners, hun leeftijden en hun behaalde opleidingsniveaus op de kans dat de man, de vrouw, of beiden de gezinswoning verlaten.

Deze kenmerken zijn belangrijke indicatoren om het financieel vermogen bij een individu op het moment van de scheiding te voorspellen (Kalmijn, 1998). Daarnaast hangen deze kenmerken nauw samen met bepaalde immateriële aspecten, zoals verbondenheid met de arbeidsmarkt en persoonlijke kennis en vaardigheden (Becker, 2009; Mulder & Malmberg, 2011), die het onderhandelingsproces over de woning eveneens kunnen sturen.

Met dit onderzoek vullen we niet alleen een lacune binnen de bestaande internationale literatuur op. Ook binnen de nationale literatuur lag de focus van het onderzoek over scheiding en verhuismobiliteit voornamelijk op de verdeling van de echtelijke woning en de langetermijngevolgen hiervan voor de betrokken ex-partners. Welke man of vrouw er naargelang zijn of haar socio-economische positie meer of minder kans maakt om de gezinswoning te verlaten, werd tot hiertoe nauwelijks onderzocht.

---

## Echtscheiding en wonen in België

### Stand van zaken

België is een land met relatief hoge echtscheidingscijfers. Sinds de jaren 1970 evolueerde België van een huwelijksrouw en echtscheidingsarm land naar een land waar de echtscheidingsgraad (aantal echtscheidingen per 1.000 inwoners) tegen 2008 bijna was vervijfvoudigd (van 0,7 naar 3,3 echtscheidingen per 1.000 inwoners). België was op dat moment de koploper in Europa (Eurostat, 2015a; Mortelmans & Pasteels, 2011). De piek kwam echter na de wetwijziging in 2007 die echtscheiding op grond van onherstelbare ontwrichting invoerde (Corijn, 2015). Sinds 2008 neemt het aantal echtscheidingen af. Vergeleken met andere Europese landen is de echtscheidingsgraad van 2,2 in 2013 wel nog steeds relatief hoog (Eurostat, 2015a). Bovendien wordt de daling van het aantal echtscheidingen tussen 2008 en 2013 ruimschoots gecompenseerd met het toenemend aantal stopzettingen van wettelijke samenwonencontracten (Corijn, 2016; Pasteels, Lodewijckx & Mortelmans, 2015). De hoge echtscheidingscijfers van België konden lange tijd toegeschreven worden aan de hoge cijfers van het Waalse en het Brusselse Hoofdstedelijke Gewest. Intussen nadert het aantal echtscheidingen in het Vlaamse Gewest in sneltempo het niveau van het zuidelijke landsgedeelte. De echtscheidingsgraad in Brussel blijft opvallend hoger, maar dit kan onder meer verklaard worden door het feit dat alle huwelijken die voltrokken en beëindigd worden in het buitenland geregistreerd worden in de stad Brussel (Mortelmans, Snoeckx & Dronkers, 2009; Statistics Belgium, 2014).

Tegelijk is België ook een land waar relatief veel mensen eigenaar zijn van een kwaliteitsvolle woning. Net als in bijna alle Europese landen nam in België de laatste decennia ook het aandeel eigenaars op de woningmarkt toe (Winters & Elsinga, 2011). In 2014 bedroeg dat 72 procent; dit is net boven het Europese gemiddelde (Eurostat, 2015b). In vergelijking met veel Zuid- en Oost-Europese landen scoort België relatief

laag voor wat het aandeel eigenaars betreft, maar hoog op het vlak van woningkwaliteit. Niettemin wordt België geconfronteerd met een groot verschil inzake betaalbaarheid en kwaliteit van de woning tussen eigenaars en huurders. De oorzaak van dit verschil wordt gelegd bij de sterke focus in het Belgische woonbeleid op het bezitten van een eigen woning. Woningbezit wordt in België fiscaal gestimuleerd, terwijl subsidies voor de private en sociale huurmarkt relatief beperkt zijn. In de jaren 1980 werd het woonbeleid van het federale naar het regionale niveau overgeheveld. Vandaag de dag hanteren de drie regio's echter nog een sterk gelijkaardig woonbeleid (Dewilde, 2009; Pittini, Ghekière, Dijol & Kiss, 2015; Winters & Elsinga, 2011).

### Eerder onderzoek

Onderzoek in België naar de samenhang tussen (echt)scheiding en verhuismobiliteit is relatief beperkt. Tot nu toe richtte de focus zich voornamelijk op de verdeling van de echtelijke woning en de langetermijngevolgen hiervan voor de betrokken ex-partners. Woningbezit vormt in België van oudsher een hoeksteen van de welvaartstaat. Een eigen woning is niet alleen een manier om vermogen op te bouwen tijdens de loopbaan. Het biedt mensen ook de mogelijkheid om het verworven vermogen op latere leeftijd - wanneer het inkomen lager is - aan te wenden (De Decker & Dewilde, 2010; Dewilde, 2013).

In een Europees vergelijkend onderzoek van Dewilde (2009) werd vastgesteld dat in België, net als in alle andere Europese landen, een scheiding een terugval in eigenaarschap van een woning met zich meebrengt. Vrouwen verliezen de eigendomsstatus echter iets vaker dan mannen, wat ook bevestigd wordt in een recent onderzoek op basis van de survey 'Scheiding in Vlaanderen'. Pasteels en Mortelmans (2015) stelden in dat verband vast dat er voor de scheiding weinig verschil inzake eigenaarschap is tussen mannen en vrouwen. Toch moeten vrouwen op het moment van de scheiding vaker het onderspit delven. De genderkloof lijkt doorheen de tijd wel kleiner te zijn geworden: over drie recente scheidingscohorten heen steeg het aandeel vrouwen dat na de scheiding eigenaar bleef van de woning. De toegenomen financiële weerbaarheid van vrouwen - door hun toegenomen deelname aan het onderwijs en de arbeidsmarkt - is een verklaring voor deze trend (Dewilde, 2013; ten Hengel & Latten, 2009). Een aantal jaren na de scheiding lijkt het genderverschil dat bestond ten tijde van de scheiding te verdwijnen. Pasteels en Mortelmans (2015) tekenden, in tegenstelling tot eerder onderzoek (Feijten & Mulder, 2010; Symon, 1991), immers geen negatievere langetermijngevolgen inzake eigenaarschap voor vrouwen op.

In dezelfde studie van Pasteels en Mortelmans (2015) werden ook opleidingsverschillen en verschillen in scheidingsinitiatief inzake eigenaarschap van de woning opgetekend. Zo stelden ze vast dat laagopgeleide vrouwen een grotere terugval inzake eigenaarschap ervaren dan hoger opgeleiden. Bij mannen werden geen opleidingsverschillen in terugval van eigenaarschap vastgesteld, maar wel in hun herstel. De laagopgeleide mannen hadden echter minder hersteltijd nodig inzake eigenaarschap dan laagopgeleide vrouwen omdat hun terugval meteen na de scheiding ook minder groot

was. De mannen en vrouwen die verantwoordelijk zijn voor de beslissing om te scheiden hebben tevens een lagere kans om het eigenaarschap van de woning te behouden. Na verloop van tijd vlakken deze verschillen wel quasi volledig uit.

Ondanks het feit dat genderverschillen en verschillen naargelang scheidingsinitiatief na verloop van tijd afnemen en zelfs volledig verdwijnen, mogen de negatieve langetermijnevolgen van een echtscheiding op de verdere wooncarrière niet onderschat worden. Dewilde (2013) toonde met de Belgische SHARELIFE-data aan dat het ooit meemaken van een scheiding de kans op woningbezit op latere leeftijd beduidend verlaagt. Hierdoor kan een scheiding op een bepaald moment in de levensloop bijdragen tot een situatie in armoede op latere leeftijd (zie ook Dewilde & Stier, 2014). Beschrijvende statistieken op basis van Vlaamse EU-SILC-gegevens benadrukken namelijk dat private huurders ouder dan 50 jaar geconfronteerd worden met dramatisch hoge woonkosten en een povere woningkwaliteit (Dewilde, 2013).

De studie van Pasteels en Mortelmans (2015) is naar ons weten de enige studie in België die enigszins het socio-economisch profiel van verhuizers en blijvers ten tijde van een scheiding in kaart brengt. De vraag in welke mate de socio-economische positie van de partners de kans verhoogt/verlaagt om de gezinswoning te verlaten, blijft evenwel onbeantwoord.

---

Wie verhuist, wie blijft?

### Theoretisch uitgangspunt

Volgens Mulder en Wagner (2010, 2012) is de beslissing over wie de gezinswoning verlaat het gevolg van een wik- en weegproces tussen kosten die gepaard gaan met blijven enerzijds en verhuizen anderzijds. Meer bepaald veronderstellen ze dat een partner pas geneigd zal zijn om te verhuizen als de kosten door een eventuele verhuis lager liggen dan de kosten gerelateerd aan het blijven wonen in de gezinswoning. Deze kosten kunnen zowel monetair als niet-monetair zijn. De betrokken partners moeten over voldoende financiële middelen beschikken om de gezinswoning eventueel op hun eentje te kunnen onderhouden dan wel een verhuis te kunnen bekostigen. Daarnaast kunnen sociale en emotionele kosten, zoals stress en onzekerheid, de beslissing om te verhuizen verhinderen of juist bevorderen. Al dan niet verhuizen kan snel beslist worden indien de verblijfskosten groter zijn dan de verhuiskosten bij minstens één partner. De situatie wordt complexer als beide partners geconfronteerd worden met hogere verhuiskosten dan verblijfskosten. In dit geval zullen ze allebei liever willen blijven en zal de eerlijkheid en billijkheid van beide partners tot een beslissing leiden of zal er een beroep worden gedaan op derden (zoals het gerecht).

Het theoretisch verklaringmodel van Mulder en Wagner (2010) legt in eerste instantie vooral nadruk op het belang van *relative resources* (Blood & Wolfe, 1960): de partner met meer financiële draagkracht kan meer aanspraak maken op de gezins-

woning dan de andere partner. Deze partner kan zelfs van zijn/haar (machts)positie gebruikmaken om de andere partner te overtuigen de woning te verlaten, of zelfs uit de woning dwingen (Mulder et al., 2012). In tweede instantie dient er volgens Mulder en Wagners theoretisch uitgangspunt (2010) rekening te worden gehouden met niet-monetaire aspecten die een verhuis voor een partner kunnen verhinderen of juist bevorderen.

### De rol van de socio-economische positie van partners

In de literatuur over verhuismobiliteit ten tijde van een scheiding worden *relative resources* doorgaans afgeleid uit het verschil in tewerkstellingsstatus en het daarbij horende inkomen, maar ook uit het verschil in opleidingsniveau en leeftijd. Elk van deze kenmerken kan de hoeveelheid economische middelen van een persoon weerspiegelen. Indien slechts één van beide partners tewerkgesteld is, vertoef de werkloze partner hoogstwaarschijnlijk in een benadeelde positie ten tijde van de onderhandelingen over de gezinswoning omwille van het gebrek aan financieel vermogen. In geval van een scheidend tweeverdienersgezin kan een hoger inkomen voor een sterkere onderhandelingspositie zorgen (Gram-Hanssen & Bech-Danielsen, 2008). Al dan niet over een (hoger) inkomen beschikken, is echter niet alleszeggend. Er werd reeds aangetoond dat partners, voornamelijk vrouwen, anticiperen op een mogelijke scheiding door hun arbeidsmarktpositie aan te passen en hierdoor hun financiële onafhankelijkheid te versterken (Kreager, Felson, Warner & Wener, 2013). Een arbeidsmarktdeelname tijdens de scheiding kan dus ook vrij recent zijn, waardoor het financieel vermogen of de financiële onafhankelijkheid nog niet ten volle kon worden opgebouwd. Het opleidingsniveau en de leeftijd van de partners kunnen in dit geval een belangrijke vervangende rol spelen. Een hoger opleidingsniveau is een indicatie voor een hoger inkomenspotentieel (Kalmijn, 1998), wat een persoon of bank vertrouwen kan geven in het feit dat deze persoon op lange termijn de woonkosten zal kunnen dekken, ook al is het op korte termijn niet zo vanzelfsprekend. Een oudere partner kan dan weer meer tijd hebben gehad om financieel vermogen op te bouwen door de eerdere carrière en/of spaargedrag (Mulder et al., 2012; Mulder & Wagner, 2010).

Iemands tewerkstellingsstatus, opleidingsniveau of leeftijd kan echter niet louter tot iemands inkomenspotentieel herleid worden. Heel wat intrinsieke of immateriële aspecten van deze kenmerken (Foa & Foa, 1980) kunnen ook in verband gebracht worden met wie de gezinswoning verlaat. Zo brengt tewerkstelling niet alleen een inkomen met zich mee. Het zorgt er ook voor dat een persoon gehecht raakt aan de lokale arbeidsmarkt, waardoor deze minder geneigd zal zijn om de woning te verlaten (Mulder et al., 2012; Mulder & Malmberg, 2014). Vooral bij oudere mannen en vrouwen kan het behoud van werkzekerheid een belangrijke drijfveer zijn om de gezinswoning op te eisen (Mulder & Malmberg, 2011). Een (extra) opleiding leidt niet alleen tot een hoger inkomenspotentieel, het draagt ook bij aan iemands persoonlijke vaardigheden en kennis (of *human capital*) (Becker, 2009) die eveneens de kans om de gezinswoning

te verlaten kan beïnvloeden. Zo kan een partner met kennis over het rechtssysteem deze kennis in zijn/haar voordeel aanwenden tijdens het echtscheidingsproces (Hoem, 1997) en vervolgens tijdens het onderhandelingsproces over de gezinswoning.

Eerder onderzoek in Nederland (Mulder et al., 2012; Mulder & Wagner, 2010, 2012) en Scandinavië (Gram-Hanssen & Bech-Danielsen, 2008; Mulder & Malmberg, 2011) over wie de gezinswoning verlaat, lijkt vooral het belang van leeftijd en inkomen te onderstrepen. De jongere partner of de partner met een lager inkomen blijkt stevast een grotere kans te hebben om de gezinswoning te verlaten dan de oudere partner of de partner met een hoger inkomen (Mulder, 2013). De bevindingen op het vlak van opleiding en al dan niet tewerkgesteld zijn, zijn veel beperkter en minder eenduidig.

Mulder en collega's (2012) vonden evenwel dat het effect van relatief inkomen genderspecifiek is: het positieve verband tussen een hoger inkomen van de man en de kans dat de vrouw de gezinswoning verliet, bleek sterker dan het negatieve verband tussen een hoger inkomen van de vrouw en de kans dat zijzelf de gezinswoning verliet. De auteurs zelf geven geen verklaring voor deze bevinding. Binnen de sociale geografie worden genderverschillen in migratiebewegingen en uitkomsten in het voordeel van de man onder meer verklaard door het zogenaamde *gender-role model* (Bielby & Bielby, 1992; Cooke, 2003, 2008). Volgens dit model speelt de socio-economische positie van de man een belangrijkere rol in verhuisbewegingen dan die van de vrouw omwille van de wijdverspreide gendertraditionele rolverwachtingen en normen in de samenleving (Cooke, Mulder & Thomas, 2016; Mulder & Malmberg, 2014). Het idee dat de man vooral voor financiële stabiliteit moet zorgen terwijl de vrouw het huishouden beheert, creëert een situatie waarbij verhuisbewegingen vooral plaatsvinden indien ze de carrièrevooruitzichten van de man bevorderen (Cooke, 2003). Onderzoek toonde immers aan dat vrouwen veel minder bereid zijn om te verhuizen of te emigreren voor een job met betere carrièrevooruitzichten dan mannen (Bielby & Bielby, 1992). Een vrouw staat bij een potentiële migratiebeweging wellicht meer stil bij de mogelijke negatieve gevolgen van een verhuis voor het hele gezin en kan het onoverkomelijk vinden dat de man voor haar betere carrièremogelijkheden op zoek moet gaan naar een nieuwe job (Cooke, 2003).

Naar aanleiding van Mulder en Wagners theoretisch verklaringsmodel, verwachten we, ten eerste, dat de kans dat een man of vrouw de gezinswoning verlaat bij een scheiding lager ligt als deze een hogere socio-economische positie bekleedt dan de andere partner (*hypothese 1*). Naar aanleiding van het *gender-role model* kunnen we verwachten dat de man met een hogere socio-economische positie meer kan halen uit zijn bevoorrechte positie dan de vrouw met een hogere socio-economische positie (*hypothese 2*).

## Andere relevante kenmerken

Om het belang van de socio-economische positie voor de beslissing over wie de gezinswoning verlaat bij een scheiding te achterhalen, moet er gecontroleerd worden voor

aspecten die gerelateerd zijn aan de sociale en emotionele kosten verbonden aan een verhuis. Hieronder volgt een kort overzicht over hoe deze aspecten in het verleden geoperationaliseerd werden en de bevindingen hierover.

In de eerste plaats is iemand veel minder geneigd om de gezinswoning te verlaten als hij/zij sterk gehecht is aan de woning. Zo ligt de kans van een partner om te verhuizen veel lager als de andere partner bij de start van het samenwonen is ingetrokken (Mulder & Wagner, 2012). Hetzelfde geldt voor eigenaarschap: als slechts één van de partners eigenaar is van de gezinswoning, is de kans zeer klein dat deze de gezinswoning verlaat. Deze persoon zit niet alleen in een sterkere financiële, maar ook emotionele positie om de woning op te eisen (Feijten & Mulder, 2010; Mulder & Wagner, 2012). De situatie is complexer als beide partners eigenaars zijn. In dit geval moet de partner die wenst te blijven de andere uitkopen. Aangezien mannen vaker betere inkomensvoorzichten hebben tijdens de scheiding, komt het vaker voor dat de vrouw de gemeenschappelijke eigendoms woning verlaat (Gram-Hanssen & Bech-Danielsen, 2008; Mulder & Malmberg, 2012). Zodra het echter een huwelijk van lange duur betreft, kan de vrouw vaker aanspraak maken op de (eigendoms)woning (Mulder & Wagner, 2010; Symon, 1991). Bij een lange huwelijksduur is het mogelijk dat het koppel sinds lange tijd in dezelfde woning woont en ofwel eigenaar is van de woning ofwel een lage huur betaalt. Hierdoor kan het economische voordeel van de man ten opzichte van de vrouw minder doorslaggevend zijn (Mulder & Wagner, 2010).

Ook kinderen en hun verblijfsregeling kunnen een band met de woning scheppen. Verhuizen met kinderen vergt veel meer inspanningen. Bovendien willen ouders hun kinderen meestal niet uit de “veilige thuishaven” losrukken (Mulder et al., 2012). Vandaar stelden onderzoekers reeds vast dat de partner bij wie de kinderen (meestal) verblijven een grotere kans heeft om te blijven (Gram-Hanssen & Bech-Danielsen, 2008; Mulder & Wagner, 2010) en dat de aanwezigheid van vooral jonge kinderen de kans vergroot dat de vrouw in de gezinswoning blijft (Bastais et al., 2011; Mulder et al., 2012). Verder is een partner die thuis werkt ook sterk verbonden met de woning en dus minder geneigd om de woning te verlaten (Mulder & Malmberg, 2011).

Mannen en vrouwen kunnen zich ook sterk verbonden voelen met de buurt waar ze wonen. Familie in de buurt hebben wonen of het eigen verleden met de woonplaats kunnen beletten dat iemand geneigd is om te verhuizen. Het is dan ook niet verwonderlijk dat een partner een lagere kans heeft om de gezinswoning te verlaten als de ouders, broers of zussen dichtbij wonen en als deze in dezelfde provincie als de woonplaats geboren is of al geruime tijd op dezelfde locatie woont (Mulder et al., 2012; Mulder & Malmberg, 2012; Mulder & Wagner, 2012). Aspecten van de lokale woning- en arbeidsmarkt kunnen eveneens van belang zijn. Mulder en collega's (2012) concludeerden in hun studie dat de man een grotere kans maakt om de gezinswoning te verlaten in een matig tot sterk verstedelijkt gebied. Mannen kunnen meer geneigd zijn om te verhuizen door het uitgebreide aanbod aan voorzieningen, woningen en jobs in verstedelijkte gebieden (Mulder & Malmberg, 2011).

Ten slotte kunnen de sociale en emotionele kosten van een verhuis veel lager liggen voor de partner die (meer) gebaat is bij de scheiding of een alternatieve woning ter be-



schikking heeft. In lijn hiermee stelden onderzoekers vast dat de kans om te verhuizen groter was bij de partner die het initiatief nam om te scheiden en reeds een nieuwe partner had bij de aanvang van de scheiding (Mulder & Wagner, 2010, 2012).

---

## Data en methoden

### Twee gegevensbronnen

In deze studie worden twee databronnen gebruikt. Zoals zal blijken, kan quasi elk nadeel van de ene gegevensbron als een voordeel van de andere gegevensbron beschouwd worden. Het doel is dan ook niet om de analyses op basis van beide gegevensbronnen zo vergelijkbaar mogelijk te maken, maar vooral gebruik te maken van hun complementariteit.

De eerste gegevensbron, de survey 'Scheiding in Vlaanderen' (SiV) (Mortelmans, Pasteels, Bracke, Matthijs, Van Bavel & Van Peer, 2012), werd verzameld bij 6.365 partners uit eerste huwelijken voltrokken tussen 1971 en 2008 en al dan niet ontbonden op het moment van interview (2009-2010). Elk geselecteerd referentiehuwelijk, de actor-eenheid bij de SiV-survey, moest afgesloten zijn tussen partners van verschillend geslacht en beide partners moesten al van bij de geboorte de Belgische nationaliteit bezitten. De steekproef werd zo samengesteld dat huwelijken die eindigden in een echtscheiding oververtegenwoordigd zijn. Voor deze studie selecteerden we alle gescheiden mannen en vrouwen uit huwelijken die *feitelijk* ontbonden werden tussen 1981 en 2010. Indien beide partners deelgenomen hadden aan de survey, werden enkel de gegevens van één toevallig geselecteerde partner behouden ( $n = 3.304$ ). De SiV-survey werd uitgevoerd om meer inzicht te verwerven in de specifieke oorzaken en gevolgen van een scheiding. Vandaar dat deze survey niet alleen gedetailleerde informatie over de socio-economische achtergrond van de respondenten en hun ex-partners bevat, maar ook over de specifieke omstandigheden waarin de scheiding plaatsvond. Op basis van de vraag 'Wie ging er het huis uit toen jullie definitief apart gingen wonen?' konden we bepalen of de vrouw dan wel de man de gezinswoning had verlaten. Er kon ook aangegeven worden dat beiden het huis uit gingen, maar deze groep was te klein ( $n = 99$ ; 3,0%) om als aparte categorie op te nemen in een analyse met voldoende statistische betrouwbaarheid. Nadat ook alle respondenten met ontbrekende of ongeldige informatie op minstens één van de onafhankelijke variabelen ( $n = 166$ ; 5,0%) uit de selectie geweerd werden, konden er nog 3.039 respondenten betrokken worden in de analyse.

De tweede gegevensbron bestaat uit een geanonimiseerde en individuele koppeling tussen de 'Algemene Socio-Economische Enquête 2001' (SEE 2001) en nationale registergegevens voor de periode 2001-2006 (Rijksregister 2001-2006) die uitgevoerd werd door Statistics Belgium. De SEE 2001 biedt heel wat informatie over de demografische en socio-economische situatie van de gehele Belgische bevolking op 1 oktober 2001. De registergegevens bevatten alle daaropvolgende verhuisbewegingen en geboorten tot 1 januari 2006. Van deze gekoppelde gegevensbron selecteerden we alle indivi-

duen met de Belgische nationaliteit bij geboorte die op het moment van de SEE 2001 maximum 15 jaar gehuwd waren en geregistreerd stonden als samenwonend met een partner, maar niet langer met diezelfde partner samenwoonden op 1 januari 2006. Door een maximale huwelijksduur van 15 jaar beperken we enigszins de selectiviteit van oudere huwelijkscohorten: de oudere huwelijken in 2001 hebben immers meer tijd gehad om ontbonden te worden dan de recentere huwelijken. Daarnaast besloten we enkel koppels te selecteren waarin de vrouw bij de scheiding tussen de 18 en 54 jaar oud was ( $n = 65.407$ ). Deze selectie verhoogde de kans dat de meeste respondenten in onze steekproef actief waren op de arbeidsmarkt en niet in een rusthuis woonden (Mulder et al., 2012). Met behulp van de verhuisbewegingen van beide ex-partners konden we achterhalen sinds wanneer ze niet langer meer samenwoonden. Hierdoor was het ook mogelijk om scheidingen waarbij beide ex-partners de gezinswoning verlaten hadden te detecteren en als een aparte groep te analyseren. Meer bepaald werd een koppel onderverdeeld in de categorie *beiden* als de man en de vrouw de woning verlaten hadden binnen de zes maanden. We kozen voor deze tijdsspanne uit twee overwegingen. Enerzijds zou een kortere tijdsspanne het aantal scheidingen waarbij beiden de woning verlaten hadden waarschijnlijk onderschat hebben, aangezien sommige koppels zelfs drie maanden nodig hebben vooraleer ze hun huurcontract kunnen opzeggen. Anderzijds zou een langere tijdsspanne het aantal scheidingen waarbij beiden de woning hadden verlaten mogelijk overschat hebben omdat de tweede verhuiste partner dan om een andere reden dan de scheiding verhuisd zou kunnen zijn (bv. een nieuwe partner). Analyses met kortere (één en drie maand(en)) en langere tijdsperiodes (negen maanden en één jaar) leidden niet tot andere bevindingen dan in deze studie gerapporteerd. Het merendeel van de onafhankelijke variabelen werd afgeleid uit de SEE 2001. Om de accuraatheid van deze variabelen te waarborgen, dienden we alle koppels die voor ze gescheiden waren ook al eens verhuisd waren uit de analyse te weren ( $n = 3.834$ ; 5,9%). Finaal werden er 61.573 koppels weerhouden voor analyse.

We benadrukken dat beide steekproeven enkel koppels bevatten die gehuwd waren. Wettelijk of feitelijk samenwonende koppels maken dus geen deel uit van onze analyse. In de SEE 2001 kunnen de samenwonende ongehuwde koppels wel opgespoord worden, maar kan de duur van deze relaties - een belangrijke controlevariabele - niet achterhaald worden. We schatten de kans echter hoog in dat de conclusies uit deze studie ook van toepassing zijn voor niet-gehuwde samenwonende koppels. Het onderzoek van Mulder en MalMBERG (2011) toonde reeds aan dat het al dan niet gehuwd zijn geen effect had op de kans dat een partner de woning verliet bij een scheiding.

## Variabelen

### *Zijn en haar socio-economische positie*

In beide gegevensbronnen kon de socio-economische positie van de partners afgeleid worden aan de hand van welke opleiding ze verworven hadden en wat het leef-

tijdsverschil tussen hen was. Het hoogst behaalde opleidingsniveau van de man en de vrouw werd eerst onderverdeeld in drie categorieën: laag (hoogstens lager secundair onderwijs), medium (hoogstens hoger secundair onderwijs) en hoog (diploma tertiair onderwijs). Hierna werd een samengestelde variabele aangemaakt waarin negen soorten koppels onderscheiden worden: beiden laag, beiden medium, beiden hoog, man medium - vrouw laag, man hoog - vrouw laag, man hoog - vrouw medium, man laag - vrouw medium, man laag - vrouw hoog en man medium - vrouw hoog. Deze samengestelde opleidingsvariabele maakt een onderscheid tussen alle mogelijke combinaties van het hoogst behaalde opleidingsniveau van beide partners. De eerste drie soorten koppels vertegenwoordigen de homogame koppels (man en vrouw hebben hetzelfde opleidingsniveau), de daaropvolgende drie en laatste drie vertegenwoordigen de respectievelijk hypergame (man hoger opgeleid dan vrouw) en hypogame koppels (vrouw hoger opgeleid dan man). In de modellen met de tweede gegevensbron werden de koppels waarbij minstens één partner ontbrekende informatie had over zijn hoogst behaalde opleidingsniveau onderverdeeld in de categorie onbekend. Het leeftijdsverschil tussen man en vrouw werd onderverdeeld in vijf categorieën: 0-1 jaar, man 2-4 jaar ouder, man  $\geq 5$  jaar ouder, vrouw 2-4 jaar ouder en vrouw  $\geq 5$  jaar ouder.

In geen van beide gegevensbronnen is er informatie beschikbaar over het inkomen van beide partners tijdens de scheiding of over mogelijk spaargeld of schulden. In de modellen met de tweede gegevensbron kon er wel een variabele tewerkstelling toegevoegd worden. Deze variabele maakt een onderscheid tussen koppels waarin beiden tewerkgesteld waren, enkel de man tewerkgesteld was, enkel de vrouw tewerkgesteld was of geen van beiden tewerkgesteld was. We benadrukken dat de tewerkstellingsstatus van beide partners niet op het moment van de scheiding gemeten werd, maar op het moment van de SEE 2001. Niettemin kan het prospectieve karakter van deze variabele als een pluspunt beschouwd worden. Er heerst immers ambiguïteit wat betreft de causale relatie tussen tewerkstelling op het moment van de scheiding en de scheiding zelf. Daarnaast kan deze variabele een goede indicatie geven van de mate van specialisatie binnen het huishouden (Mulder & Wagner, 2010).

Ondanks het gebrek aan variabelen die het financieel vermogen van een individu concreet weergeven, vertrouwen we erop dat de gehanteerde indicatoren voor wat betreft socio-economische positie als geldige en betrouwbare proxy's dienstdoen.

### *Controlevariabelen*

In beide enquêtes werden respondenten bevraagd over aspecten die verbondenheid met de woning kunnen teweegbrengen. Zo'n eerste aspect is het eigenaarschap van de gezinswoning. In de SiV-survey kon de respondent aangeven of de gezinswoning zijn/haar eigendom was, gemeenschappelijke eigendom was, gehuurd was, of dat er een andere situatie meer van toepassing was. Deze informatie werd omgezet naar de variabele eigenaarschap woning met de categorieën beiden, enkel de man, enkel de vrouw, huurders en andere. In de SEE 2001 moesten de respondenten aangeven of ze

eigenaar waren van hun woning, huurden of kosteloos woonden. Vervolgens konden we met de gegevens uit de SEE 2001 geen onderscheid maken tussen gemeenschappelijk of exclusief eigenaarschap (eigenaars, huurders, andere of onbekend). Om enig idee te hebben over hoelang de partners reeds (in dezelfde gezinswoning) samenwoonden, werd de continue variabele huwelijksduur toegevoegd aan de analyse.

Een tweede aspect betreft de aanwezigheid van kinderen. De SiV-data bevatten gedetailleerde informatie over de verblijfsregeling van een geselecteerd gemeenschappelijk kind (referentiekind) net na de scheiding. Op basis van deze informatie creëerden we de variabele verblijfsregeling waarin een onderscheid gemaakt wordt tussen kinderloze koppels (geen kind) en koppels waarbij het referentiekind voor meer dan 66 procent bij de moeder verbleef (moederverblijf), voor minimum 33 procent en maximum 66 procent bij iedere ouder verbleef (co-ouderschap) of voor meer dan 66 procent bij de vader verbleef (vaderverblijf). Koppels waarbij het kind elders woonde of waarbij er geen duidelijke verblijfsregeling vastgesteld werd, werden gegroepeerd in de categorie andere. In de data met de koppeling tussen de SEE 2001 en het Rijksregister 2001-2006 konden we niet achterhalen bij wie de kinderen na de scheiding verbleven. We konden wel, via de fertiliteitsgegevens van de vrouw, controleren voor de pariteit en de leeftijd van het jongste kind op het moment van de scheiding. Deze variabele maakt eerst onderscheid tussen koppels die geen, één of twee kind(eren) of meer hadden, en vervolgens of het jongste kind al die niet jonger was dan 1 jaar (geen kind, 1, < 1 jaar, 1, ≥ 1 jaar, 1, ≥ 1 jaar, 2 of meer, jongste < 1 jaar, 2 of meer, jongste ≥ 1 jaar of onbekend).

Een derde aspect, of de partners al dan niet uitsluitend thuiswerkten, werd enkel bevraagd in de SEE 2001. Op basis van de vraag 'Waar werkt u gewoonlijk?' konden we achterhalen of geen van beide ex-partners thuiswerkten, enkel de man thuiswerkte, enkel de vrouw thuiswerkte, of beiden thuiswerkten. Indien minstens één van de ex-partners de vraag niet ingevuld had, werd het koppel onderverdeeld in de categorie onbekend.

Door de specifieke opzet van de SiV-survey enerzijds en de SEE 2001 anderzijds konden we controleren voor aspecten respectievelijk gerelateerd aan het echtscheidingsproces en de woonplaats. Meer bepaald werd er in de analyse met de SiV-data rekening gehouden met wie de beslissing nam om uit de echt te scheiden (beiden, enkel de man of enkel de vrouw), of een nieuwe partner van de man of de vrouw aan de grondslag lag van de echtscheiding (nee, ja) en in welke cohorte de scheiding werd ingezet (1981-1990, 1991-2000, 2001-2010). In de analyse met de SEE 2001 werd er in eerste instantie gecontroleerd voor de regio en de verstedelijkingsgraad van de gezamenlijke woonplaats. Naast de drie belangrijkste regio's (Vlaanderen, Wallonië en Brussel), onderscheiden we woonplaatsen gelegen in stedelijk gebied (in de kernstad of bijbehorende agglomeratie), randstedelijk gebied (in de banlieue of forensenwoonzone) en landelijk gebied (in de overige gebieden) (zie Luyten & Van Hecke, 2007 voor meer uitleg over de indeling van Belgische gemeenten in stadsgewesten). Aangezien Brussel stedelijk gebied is, maken we het onderscheid tussen stedelijk, randstedelijk en landelijk enkel in Vlaanderen en Wallonië. In tweede instantie controleerden we

voor wie er in hetzelfde arrondissement woonde als waar hij/zij geboren was (beiden, enkel de man of enkel de vrouw).

## Analysemethode

In de beschrijvende analyses bekijken we hoe de indicatoren voor de socio-economische positie van de partners samenhangen met wie de gezinswoning verlaten heeft. In de multivariate analyses trachten we nettoverbanden te abstraheren en controleren we voor de overige factoren die een rol kunnen spelen. Meer bepaald worden er binaire, logistische regressiemodellen toegepast op de SiV-data en multinomiale logistische regressiemodellen op de data afkomstig uit de koppeling tussen de SEE 2001 en het Rijksregister 2001-2006.

De multivariate resultaten bestaan uit twee modellen per gegevensbron (onderscheiden door de achtervoegsels a en b voor respectievelijk SiV en SEE 2001 - Rijksregister 2001-2006). In het eerste model krijgen we een zicht op hoe de indicatoren van zijn en haar socio-economische positie zich 'netto' verhouden tot de afhankelijke variabele. In het tweede model gaan we na of de nettoverbanden standhouden indien ook de controlevariabelen worden toegevoegd.

In de tabellen met de multivariate modellen vermelden we telkens het significantieniveau van de geëxponentieerde regressieparameter. In de modellen op basis van de koppeling tussen de SEE 2001 en het Rijksregister 2001-2006 geeft het significantieniveau echter geen indicatie over de steekproeffout omdat de schattingen gebaseerd zijn op populatiegegevens. Het geeft wel een indicatie over de nauwkeurigheid van de schattingen.

Uit een sensitiviteitsanalyse blijkt dat het merendeel van de koppels uit de SEE 2001 - Rijksregister 2001-2006 data met ontbrekende informatie op minstens één van de verklarende variabelen (nl. 'opleiding', 'eigenaarschap woning', 'pariteit en leeftijd jongste kind' en 'werkte in woning') een lagere socio-economische status heeft. Vandaar werden deze koppels ( $n = 13.209$ ) niet uit de analyse geweerd. We wilden immers vermijden dat de negatieve gevolgen van een lage(re) socio-economische positie onderschat werden en dat de lezer van kennis over *missings* in de SEE 2001 ontnomen zou worden. Daarenboven werden er quasi geen verschillen vastgesteld op het vlak van de controlevariabelen in de analyse mét of zonder de desbetreffende koppels. Tijdens de beschrijving van de resultaten gaan we niet dieper in op de resultaten van de 'ontbrekende' categorieën. Dit zou ons buiten de scope van deze paper leiden.

---

## Resultaten

In tabellen 1 en 2 worden de beschrijvende statistieken voor respectievelijk de SiV-sample en de sample afkomstig uit de koppeling tussen de SEE 2001 en het Rijksregister 2001-2006 gepresenteerd. In beide gegevensbronnen stellen we vast dat, globaal geno-

men, vrouwen net iets vaker dan mannen ( $\pm 4\%$ ) de gezinswoning verlaten. Ondanks dit minimale globale verschil, zijn er wel grote en tegengestelde verschillen naargelang de categorieën van de onafhankelijke variabelen die de socio-economische positie van de partners weerspiegelen. Zo verlaat de vrouw de gezinswoning in de meeste opleidingscombinaties, maar beduidend vaker bij scheidingen tussen partners waarbij hij hoog en zij lager opgeleid is. Mannen verlaten de woning enkel vaker dan vrouwen zodra zij hoogopgeleid is. Hoewel, in de SiV-data (tabel 1) ligt het percentage vrouwen die de woning verlaten hoger dan het percentage mannen bij koppels waarin hij laag- en zij hoogopgeleid is (58,3% vs. 41,7%). Verder zien we dat de jongste partner vaker de gezinswoning verlaat. Enkel voor de koppels in de SiV-data (tabel 1) waarbij de vrouw minstens 5 jaar ouder was, ligt het percentage vrouwen die de woning verlaten even hoog (50% vs. 50%). Bij een minimaal leeftijdsverschil (0-1 jaar) is het vooral de man die de woning verlaat. Qua tewerkstelling zien we afwijkingen van het globaal vastgestelde patroon bij koppels waarin slechts één partner (enkel de man of enkel de vrouw) tewerkgesteld is: in deze gevallen verlaat de niet-tewerkgestelde partner de gezinswoning vaker.

Dankzij de koppeling met de SEE 2001 kunnen we ook scheidingen bestuderen waarbij beide partners de gezinswoning verlaten. Uit tabel 2 blijkt dat in ongeveer 16 procent van de gevallen beide partners binnen de 6 maanden de gezinswoning verlaten. Daarnaast merken we op dat beide partners het vaakst de gezinswoning verlaten (18,8%) als ze ook allebei niet tewerkgesteld zijn en het minst vaak (11,4%) als zowel de man als de vrouw hoogopgeleid is.

**Tabel 1.** Beschrijvende statistieken voor de hele sample (n en %) en naar wie de gezinswoning verliet (%), SiV.

Variabele	n	%	Wie verliet de woning?	
			Man	Vrouw
<b>Wie verliet de woning?:</b> Man	1.460	48,0		
Vrouw	1.579	52,0		
<b>Opleiding:</b> Beiden laag	410	13,5	42,1	57,9
Beiden medium	736	24,2	47,7	52,3
Beiden hoog	584	19,2	54,6	45,4
Man medium – vrouw laag	274	9,0	46,3	53,7
Man hoog – vrouw laag	70	2,3	36,4	63,6
Man hoog – vrouw medium	209	6,9	38,5	61,5
Man laag – vrouw medium	313	10,3	46,6	53,4
Man laag – vrouw hoog	106	3,5	41,7	58,3
Man medium – vrouw hoog	337	11,1	54,3	45,7
<b>Leeftijdsverschil:</b> 0 – 1 jaar	1.140	37,5	54,7	45,3
Man 2 – 4 jaar ouder	1.188	39,1	45,1	54,9
Man ≥ 5 jaar ouder	478	15,7	31,0	69,0
Vrouw 2 – 4 jaar ouder	194	6,4	65,2	34,8
Vrouw ≥ 5 jaar ouder	39	1,3	50,0	50,0
<b>Eigenaarschap woning:</b> Beiden	1.964	64,6	50,7	49,3
Enkel de man	178	5,9	17,2	82,8
Enkel de vrouw	104	3,4	76,7	23,3
Huurders	706	23,2	43,7	56,3
Andere	87	2,9	43,2	56,8
<b>Verbljfsregeling:</b> Geen kind	691	22,7	36,6	63,4
Moederverblijf	1.394	45,9	61,5	38,5
Co-ouderschap	361	11,9	31,8	68,2
Vaderverblijf	225	7,4	14,0	86,0
Andere	361	11,9	53,0	47,0
<b>Bestissing scheiding:</b> Beiden	613	20,2	51,7	48,3
Enkel de man	857	28,2	71,6	28,4
Enkel de vrouw	1.569	51,6	33,1	66,9
<b>Nieuwe partner man:</b> Nee	2.361	77,7	41,2	58,8
Ja	678	22,3	70,5	29,5
<b>Nieuwe partner vrouw:</b> Nee	2.385	78,5	53,5	46,5
Ja	654	21,5	27,0	73,0
<b>Scheidingscohort:</b> 1981 – 1990	440	14,5	40,1	59,9
1991 – 2000	1.279	42,1	49,2	50,8
2001 – 2010	1.320	43,4	49,0	51,0
		$\bar{x}$ (Sd.)	$\bar{x}$ (Sd.)	$\bar{x}$ (Sd.)
<b>Huwelijksduur</b> (range = 0–36)		11,6 (7,2)	12,2 (7,2)	10,5(7,2)

*Noot:* Rijpercentages zijn gewogen (via de weging wordt er gecorrigeerd voor non-respons en wordt er bijkomstig een poststratificatie toegepast om binnen de categorieën van huwelijksjaar de steekproef representatief te maken naar scheidingsjaar (Pasteels et al., 2012)).

**Tabel 2.** Beschrijvende statistieken voor de hele sample (n en %) en naar wie de gezinswoning verliet (%), SEE 2001 – Rijksregister 2001-2006.

Variabele	n	%	Wie verliet de woning?		
			Man	Vrouw	Beiden
<b>Wie verliet de woning?:</b> Man	24.899	40,4			
Vrouw	26.902	43,7			
Beiden	9.772	15,9			
<b>Opleiding:</b> Beiden laag	8.740	14,2	38,7	45,0	16,2
Beiden medium	12.882	20,9	36,9	45,2	17,8
Beiden hoog	9.021	14,7	46,4	42,2	11,4
Man medium – vrouw laag	5.372	8,7	36,9	46,0	17,1
Man hoog – vrouw laag	1.154	1,9	33,5	52,7	13,8
Man hoog – vrouw medium	3.769	6,1	37,0	49,3	13,7
Man laag – vrouw medium	7.862	12,8	40,5	42,6	16,9
Man laag – vrouw hoog	2.398	3,9	48,4	36,8	14,8
Man medium – vrouw hoog	5.811	9,4	46,7	38,3	15,0
Onbekend	4.564	7,4	38,3	42,5	19,2
<b>Leeftijdsverschil:</b> 0 – 1 jaar	17.598	28,6	45,1	38,8	16,1
Man 2 – 4 jaar ouder	17.970	29,2	37,7	45,9	16,3
Man ≥ 5 jaar ouder	16.358	26,6	31,9	53,4	14,7
Vrouw 2 – 4 jaar ouder	5.779	9,4	49,1	34,5	16,4
Vrouw ≥ 5 jaar ouder	3.868	6,3	54,7	28,1	17,2
<b>Tewerkstelling:</b> Beiden	44.280	71,9	40,5	43,6	15,9
Enkel de man	10.566	17,2	39,6	45,8	14,6
Enkel de vrouw	2.758	4,5	44,7	38,9	16,4
Geen van beide	3.969	6,4	38,9	42,3	18,8
<b>Eigenaarschap woning:</b> Eigenaars	42.558	69,1	39,8	46,5	13,7
Huurders	15.133	24,6	42,2	36,9	20,9
Andere	1.035	1,7	46,9	39,5	13,6
Onbekend	2.847	4,6	37,8	39,9	22,3
<b>Pariteit en leeftijd jongste kind:</b>					
Geen kind	8.442	13,7	30,1	50,3	19,6
1, < 1 jaar	1.133	1,8	36,4	40,9	22,8
1, ≥ 1 jaar	15.531	25,2	38,2	45,6	16,2
2 of meer, jongste < 1 jaar	2.572	4,2	44,8	37,6	17,6
2 of meer, jongste ≥ 1 jaar	30.222	49,1	45,4	41,1	13,5
Onbekend	3.673	6,0	30,9	46,7	22,3
<b>Werkte in woning:</b> Geen van beiden	52.534	85,3	40,6	43,3	16,1
Enkel de man	842	1,4	20,2	69,6	10,2
Enkel de vrouw	1.256	2,0	60,6	29,3	10,1
Beiden	407	0,7	21,1	66,1	12,8
Onbekend	6.534	10,6	39,1	44,8	16,0
<b>Wonende te geboorteplaats:</b> Beiden	25.491	41,4	40,4	43,8	15,8
Enkel de man	10.704	17,4	32,7	52,0	15,3
Enkel de vrouw	10.564	17,2	48,6	35,6	15,7
Geen van beide	14.814	24,1	40,3	43,2	16,4
<b>Regio en verstedelingsgraad:</b>					
Vlaanderen, stedelijk	11.860	19,3	41,1	42,1	16,8
Vlaanderen, randstedelijk	16.133	26,2	38,7	45,4	15,8



Variabele	n	%	Wie verliet de woning?		
			Man	Vrouw	Beiden
Vlaanderen, landelijk	11.826	19,2	37,6	46,3	16,0
Wallonië, stedelijk	6.527	10,6	45,4	39,5	15,1
Wallonië, randstedelijk	8.260	13,4	42,3	42,8	14,9
Wallonië, landelijk	4.925	8,0	39,6	45,3	15,1
Brussel	2.042	3,3	45,2	36,9	17,9
	$\bar{x}$ (Sd.)		$\bar{x}$ (Sd.)	$\bar{x}$ (Sd.)	$\bar{x}$ (Sd.)
<b>Huwelijksduur</b> [range = 0-20]	8,8 (4,6)		9,3 (4,6)	8,8 (4,6)	7,7 (4,5)

Beschrijvende statistieken zijn echter niet alleszeggend. Ruwe verschillen houden immers geen rekening met hoe de indicatoren met betrekking tot de socio-economische positie onderling samenhangen, maar ook niet met hoe bepaalde socio-economische groepen naargelang de andere factoren verschillen. Zo zou het bijvoorbeeld kunnen dat bepaalde opleidingscombinaties een ander profiel qua eigenaarschap hebben. Als het eigenaarschap samenhangt met wie de gezinswoning verlaat, kan dat mogelijk de verschillen tussen de opleidingscombinaties verklaren. De multivariate modellen in tabellen 3 (SiV) en 4 (SEE 2001 - Rijksregister 2001-2006) testen of de beschrijvende contrasten statistisch significant verschillen en overeind blijven indien de controlevariabelen toegevoegd worden.

Uit modellen 1a en 1b blijkt dat elke indicator met betrekking tot de socio-economische positie significant samenhangt met wie de gezinswoning verlaat als we alle desbetreffende indicatoren in één model opnemen. De coëfficiënten en significantieniveaus van de opleidingscombinaties op basis van de SiV-data (model 1a) benadrukken voornamelijk de reeds vastgestelde bevoordeelde positie van de vrouw indien ze zelf hoogopgeleid is. In tegenstelling tot de SiV-data benadrukken de coëfficiënten op basis van de data uit de koppeling tussen de SEE 2001 en het Rijksregister 2001-2006 (model 1b) ook de benadeelde positie van de vrouw in een hypergame relatie, en dan vooral als zij laag- en hij hoogopgeleid is: de odds dat een laagopgeleide vrouw de woning verlaat, ligt 35 procent ( $e^{\beta} = 1,35$ ) hoger als de mannelijke partner hoogopgeleid is t.o.v. laagopgeleid. De positieve verbanden tussen hypergamie en de kans dat de vrouw de woning verlaat zijn echter minder uitgesproken dan de negatieve verbanden tussen hypogamie en de kans dat de vrouw de woning verlaat.

Modellen 1a en 1b tonen tevens aan dat de vrouw opmerkelijk meer kans heeft om de gezinswoning te verlaten wanneer ze jonger is dan haar man (vooral bij een verschil van 5 jaar of meer). Omgekeerd, naarmate zij ouder is, neemt de kans ook toe dat ze zelf in de woning blijft. Enkel in de SiV-data (model 1a) is er geen significant verschil te bespeuren in de kans dat de vrouw de woning verlaat tussen koppels met een klein leeftijdsverschil en koppels waarbij de vrouw 5 jaar of meer ouder is dan de man. Dit valt hoogstwaarschijnlijk te verklaren door de kleine omvang van de koppels waarbij de vrouw minstens 5 jaar ouder is ( $n = 39$ ). Overigens zien we in model 1b dat de vrouw een beduidend lagere kans heeft om de gezinswoning te verlaten als ze als enige tewerkgesteld is of als geen van beide partners tewerkgesteld zijn. De kans dat de vrouw de woning verlaat, is niet significant verschillend tussen de koppels waarbij beiden tewerkgesteld zijn of enkel de man.

**Tabel 3.** Binaire logistische regressiemodellen voor de kans dat de vrouw de gezinswoning verliet (ref. = de man verliet de gezinswoning): geëxponentieerde regressieparameter, significantieniveau en standaardfout (tussen haakjes), SiV.

Variabele	Model 1a		Model 2a	
Intercept	1,02	(0,11)	2,15***	(0,22)
<b>Opleiding</b> (beiden laag)				
Beiden medium	0,84	(0,13)	0,74*	(0,15)
Beiden hoog	0,66**	(0,13)	0,59**	(0,16)
Man medium – vrouw laag	0,83	(0,16)	0,79	(0,18)
Man hoog – vrouw laag	1,23	(0,28)	1,11	(0,34)
Man hoog – vrouw medium	1,15	(0,18)	1,13	(0,21)
Man laag – vrouw medium	0,82	(0,15)	0,76	(0,18)
Man laag – vrouw hoog	1,07	(0,23)	0,95	(0,27)
Man medium – vrouw hoog	0,63**	(0,15)	0,56**	(0,18)
<b>Leeftijdsverschil</b> (0 – 1 jaar)				
Man 2 – 4 jaar ouder	1,44***	(0,08)	1,16	(0,10)
Man ≥ 5 jaar ouder	2,62***	(0,12)	1,89***	(0,13)
Vrouw 2 – 4 jaar ouder	0,65**	(0,16)	0,69*	(0,19)
Vrouw ≥ 5 jaar ouder	1,22	(0,33)	1,53	(0,39)
<b>Huwelijksduur</b>			0,97***	(0,01)
<b>Eigenaarschap woning</b> (beiden)				
Enkel de man			4,50***	(0,23)
Enkel de vrouw			0,23***	(0,26)
Huurders			1,01	(0,11)
Andere			1,13	(0,27)
<b>Verblijfsregeling</b> (geen kind)				
Moederverblijf			0,41***	(0,11)
Co-ouderschap			1,34	(0,16)
Vaderverblijf			3,89***	(0,24)
Andere			0,63**	(0,16)
<b>Beslissing scheiding</b> (beiden)				
Enkel de man			0,44***	(0,13)
Enkel de vrouw			2,53***	(0,11)
<b>Nieuwe partner man</b> (nee)				
Ja			0,53***	(0,11)
<b>Nieuwe partner vrouw</b> (nee)				
Ja			2,03***	(0,11)
<b>Scheidingscohort</b> (1981 – 1990)				
1991 – 2000			0,79	(0,13)
2001 – 2010			0,83	(0,14)
Model -2LL	<b>4.065,78</b>		<b>3.227,18</b>	
$\chi^2$ (df)	131,98 (12)		970,58 (27)	

*Noot:* Referentiecategorie van variabele tussen haakjes. Coëfficiënten zijn gewogen (via de weging wordt er gecorrigeerd voor non-respons en wordt er bijkomstig een poststratificatie toegepast om binnen de categorieën van huwelijksjaar de steekproef representatief te maken naar scheidingsjaar (Pasteels et al., 2012)).

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

**Tabel 4.** Multinomiale logistische regressiemodellen voor de kans dat de vrouw de gezinswoning verliet (ref. = de man verliet de gezinswoning): geëxponentieerde regressieparameter, significantieniveau en standaardfout (tussen haakjes), SEE 2001 – Rijksregister 2001-2006.

Variabele	Model 1b				Model 2b			
	Vrouw		Beiden		Vrouw		Beiden	
Intercept	0,96	(0,03)	0,42***	(0,04)	1,92***	(0,05)	1,04	(0,06)
<b>Opleiding</b> (beiden laag)								
Beiden medium	1,04	(0,03)	1,11*	(0,04)	0,92*	(0,03)	1,00	(0,04)
Beiden hoog	0,78***	(0,03)	0,56***	(0,05)	0,72***	(0,04)	0,54***	(0,05)
Man medium – vrouw laag	1,12**	(0,04)	1,12*	(0,05)	1,06	(0,04)	1,07	(0,05)
Man hoog – vrouw laag	1,35***	(0,07)	0,98	(0,10)	1,32***	(0,07)	0,97	(0,10)
Man hoog – vrouw medium	1,12*	(0,04)	0,85**	(0,06)	1,02	(0,05)	0,82**	(0,06)
Man laag – vrouw medium	0,86***	(0,04)	0,96	(0,05)	0,81***	(0,04)	0,92	(0,05)
Man laag – vrouw hoog	0,64***	(0,05)	0,70***	(0,07)	0,57***	(0,05)	0,66***	(0,07)
Man medium – vrouw hoog	0,72***	(0,04)	0,74***	(0,05)	0,63***	(0,04)	0,67***	(0,05)
Onbekend	1,04	(0,04)	1,22***	(0,06)	0,91*	(0,05)	0,95	(0,06)
<b>Leeftijdsverschil</b> (0 – 1 jaar)								
Man 2 – 4 jaar ouder	1,39***	(0,02)	1,17***	(0,03)	1,39***	(0,02)	1,17***	(0,03)
Man ≥ 5 jaar ouder	1,92***	(0,02)	1,23***	(0,03)	1,91***	(0,03)	1,14***	(0,03)
Vrouw 2 – 4 jaar ouder	0,80***	(0,03)	0,90*	(0,04)	0,80***	(0,03)	0,86**	(0,04)
Vrouw ≥ 5 jaar ouder	0,57***	(0,04)	0,80***	(0,05)	0,59***	(0,04)	0,74***	(0,05)
<b>Tewerkstelling</b> (beiden)								
Enkel de man	0,97	(0,03)	0,83***	(0,03)	1,05	(0,03)	0,85***	(0,04)
Enkel de vrouw	0,72***	(0,05)	0,83**	(0,06)	0,82***	(0,05)	0,84**	(0,06)
Geen van beide	0,87**	(0,04)	0,98	(0,05)	1,02	(0,05)	0,83**	(0,06)
<b>Huwelijksduur</b>					0,98***	(0,00)	0,95***	(0,00)
<b>Eigenaarschap woning</b> (eigenaars)								
Huurders					0,66***	(0,02)	1,20***	(0,03)
Andere					0,68***	(0,07)	0,74**	(0,10)
Onbekend					0,72***	(0,05)	1,28***	(0,06)
<b>Pariteit en leeftijd jongste kind</b> (geen kind)								
1, < 1 jaar					0,66***	(0,07)	0,88	(0,09)
1, ≥ 1 jaar					0,73***	(0,03)	0,72***	(0,04)
2 of meer, jongste < 1 jaar					0,51***	(0,05)	0,64***	(0,07)
2 of meer, jongste ≥ 1 jaar					0,57***	(0,03)	0,56***	(0,04)
Onbekend					0,99	(0,05)	1,07	(0,06)
<b>Werkte in woning</b> (geen van beiden)								
Enkel de man					3,40***	(0,09)	1,46**	(0,14)
Enkel de vrouw					0,45***	(0,07)	0,42***	(0,10)
Beiden					2,83***	(0,13)	1,41	(0,18)
Onbekend					1,08**	(0,03)	1,01	(0,04)
<b>Wonende te geboorteplaats</b> (beiden)								
Enkel de man					1,48***	(0,03)	1,22***	(0,04)
Enkel de vrouw					0,68***	(0,03)	0,83***	(0,04)
Geen van beiden					1,00	(0,02)	1,12***	(0,03)

Variabele	Model 1b		Model 2b		
	Vrouw	Beiden	Vrouw	Beiden	
<b>Regio en verstedelijkingsgraad</b> (Vlaanderen, stedelijk)					
Vlaanderen, randstedelijk		1,13***	(0,03)	1,01	(0,04)
Vlaanderen, landelijk		1,16***	(0,03)	1,02	(0,04)
Wallonië, stedelijk		0,85***	(0,04)	0,82***	(0,05)
Wallonië, randstedelijk		1,00	(0,03)	0,91*	(0,04)
Wallonië, landelijk		1,11**	(0,04)	0,95	(0,05)
Brussel		0,86**	(0,06)	0,98	(0,07)
Model -2LL	<b>2.229,04</b>		<b>105.691,16</b>		
$\chi^2$ (df)	2.256,87 (32)		5.553,01 (76)		

Noot: Referentiecategorie van variabele tussen haakjes.

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

Op basis van de beschrijvende resultaten en de multivariate resultaten uit de eerste modellen zouden we kunnen stellen dat homogzaam laag- en mediumopgeleide koppels een soort van tussenpositie innemen tussen enerzijds de hypergame koppels en anderzijds de hypogame en homogzaam hoogopgeleide koppels. In modellen 2a en 2b, waarin de controlevariabelen toegevoegd zijn, blijkt echter dat de vrouw in een homogzaam medium opgeleid koppel ook een betekenisvol lagere kans heeft om de woning te verlaten dan in een homogzaam laagopgeleid koppel (in model 2a: van  $e^b = 0,84$ ,  $p > 0,05$  naar  $e^b = 0,74$ ,  $p < 0,05$ ; in model 2b: van  $e^b = 1,04$ ,  $p > 0,05$  naar  $e^b = 0,92$ ,  $p < 0,05$ ). Daarnaast treden er ook wijzigingen op tussen het eerste en het tweede model op vlak van het leeftijdsverschil en tewerkstelling. In tegenstelling tot model 2b verdwijnt het significante verschil tussen een minimaal leeftijdsverschil (0-1 jaar) en het leeftijdsverschil van 2-4 jaar in het voordeel van de man in model 2a (van  $e^b = 1,44$ ,  $p < 0,001$  naar  $e^b = 1,16$ ,  $p > 0,05$ ). In model 2b wordt er niet langer een opmerkelijk verschil waargenomen tussen koppels waarbij beiden tewerkgesteld zijn vs. geen van beiden (van  $e^b = 0,87$ ,  $p < 0,01$  naar  $e^b = 1,02$ ,  $p > 0,05$ ).

In het algemeen stellen we minder significante resultaten vast tussen de socio-economische positie van de partners en wie de woning verlaat in de SiV-data. Dit kan naast de kleinere steekproefomvang te wijten zijn aan de manier waarop de afhankelijke variabele uit de SiV-survey afgeleid werd. De vraag wie als eerste de woning heeft verlaten als het koppel definitief apart ging wonen, kan bij sommige scheidingen eerder kortetermijn- dan wel langetermijnbeslissingen gemeten hebben. Een man of vrouw kan aangegeven hebben dat hij/zij in eerste instantie in de woning bleef, maar later eveneens uit de woning vertrokken zijn door bijvoorbeeld financiële problemen. In een Nederlandse studie van Feijten (2005) bleek immers dat vrouwen de eigenomsstatus van de gezinswoning zelfs enkele jaren na de scheiding verloren. Bijgevolg kan het temporele karakter van de afhankelijke variabele sommige verbanden met de socio-economische positie van de partners eerder onderschat hebben.

Net als in eerder onderzoek, is er een belangrijke rol weggelegd voor de controlevariabelen die toegevoegd werden in modellen 2a en 2b. De SiV-data (model 2a) tonen

aan dat diegene die geen mede-eigenaar is van de gezinswoning een veel hogere kans heeft om de woning te verlaten. De kans dat de vrouw de woning verlaat, is niet significant verschillend tussen koppels waarbij beiden eigenaars of huurders zijn. In de data van de koppeling tussen de SEE 2001 en het Rijksregister 2001-2006 (model 2b) kunnen koppels waarbij slechts één partner eigenaar is van de gezinswoning niet onderscheiden worden van koppels waarbij beide partners eigenaars zijn. Hierdoor stellen we in deze data wel een sterk verschil vast tussen eigenaars enerzijds en huurders en koppels in een andere woonsituatie anderzijds: de vrouw verlaat de woning minder vaak als de woning gehuurd wordt en een andere woonsituatie meer van toepassing is. Naarmate de huwelijksduur hoger ligt, is de kans dat de vrouw de woning verlaat ook lager. Op basis van de data uit de koppeling tussen de SEE 2001 en het Rijksregister 2001-2006 (model 2b) kunnen we concluderen dat de aanwezigheid van kinderen, en vooral jonge kinderen, de kans dat de vrouw de woning verlaat doet afnemen. De SiV-data (model 2a) laten zien dat de verblijfsregeling van de aanwezige kinderen meteen na de echtscheiding een cruciale rol speelt: zodra het *targetkind* voornamelijk bij één partner verblijft, heeft die partner een veel lagere kans om de woning te verlaten. Vervolgens onderscheiden we opmerkelijke verschillen naar gelang van het feit dat één of beide partners al dan niet thuiswerken (model 2b): wanneer de man/vrouw thuiswerkt, heeft hij/zij een veel grotere kans om in de woning te blijven dan wanneer geen van beiden thuiswerkt.

Dankzij de toegevoegde controlevariabelen die kenmerken van het echtscheidingsproces en de woonplaats in rekening brengen, zien we eerder onderzoek wederom bevestigd. De vrouw heeft een beduidend hogere kans om de woning te verlaten als zijzelf de beslissing genomen heeft om te scheiden en haar nieuwe partner een belangrijke oorzaak is van de scheiding (model 2a), maar ook wanneer haar man een sterkere link heeft met de woonplaats en de woning in een weinig verstedelijkt gebied gelegen is (model 2b).

---

## Conclusie

Met deze studie trachtten we meer inzicht te verwerven in hoe en in welke mate de socio-economische positie van zowel de mannelijke als de vrouwelijke partner een rol speelt bij het verlaten van de gezinswoning bij een scheiding. Hiermee leverden we in twee opzichten een bijdrage aan de literatuur. Enerzijds is deze studie het eerste onderzoek in België dat de verhuismobiliteit van partners bij een scheiding benadert vanuit een koppelperspectief. Anderzijds gingen we dieper in op de rol van de socio-economische positie van de partners, omdat eerder internationaal onderzoek zich voornamelijk toelagde op het belang van kenmerken verbonden met de sociale en emotionele kosten van een verhuis.

Met behulp van twee Belgische gegevensbronnen, namelijk de survey ‘Scheiding in Vlaanderen’ (SiV) en de koppeling van de ‘Algemene Socio-Economische Enquête 2001’

(SEE 2001) met nationale registergegevens voor de periode 2001-2006 (Rijksregister 2001-2006), was het mogelijk om verschillende indicatoren over de socio-economische positie van partners te onderzoeken: de combinatie van het hoogst behaalde opleidingsniveau en de tewerkstellingsstatus en het leeftijdsverschil tussen partners. Daarnaast vulden de gegevensbronnen elkaar goed aan wat betreft de operationalisatie van de afhankelijke variabele en de opname van mogelijke controlevariabelen. De koppeling met de SEE 2001 liet toe om scheidingen te onderzoeken waarbij beide partners de gezinswoning verlaten hadden, wat met SiV niet mogelijk was. Daarnaast bood de SEE 2001 de mogelijkheid om eerder lange- dan wel kortetermijnbeslissingen over wie de woning verliet te meten door te kijken naar concrete verhuisbewegingen van partners. Beide gegevensbronnen stelden ons in staat om te controleren voor aspecten met betrekking tot de verbondenheid met de woning. In de SiV-data was er echter meer gedetailleerde informatie beschikbaar over het eigenaarschap van de woning en de aanwezige kinderen: we wisten precies welke partner eigenaar was van de gezinswoning in geval van exclusief eigenaarschap en bij de aanwezigheid van gemeenschappelijke kinderen was het mogelijk te achterhalen in welke verblijfsregeling ze terecht kwamen. Door het specifieke opzet van de SiV-survey enerzijds en de SEE 2001 - Rijksregister 2001-2006 anderzijds konden we bijkomend controleren voor aspecten respectievelijk gerelateerd aan het echtscheidingsproces en de woonplaats.

In eerste instantie verwachtten we dat een partner minder kans heeft om de gezinswoning te verlaten als hij/zij een hogere socio-economische positie heeft dan de andere partner. Een man of vrouw die als enige tewerkgesteld is, een hoger opleidingsniveau behaald heeft of ouder is, kan financieel beter in staat zijn om de gezinswoning te veroorloven en/of op te eisen (Mulder & Wagner, 2010). Daarnaast kan hij/zij over meer (toegepaste) kennis beschikken (Becker, 2009; Hoem, 1997) of een sterkere verbondenheid met de arbeidsmarkt ervaren (Mulder & Malmberg, 2011), wat de beslissing over wie de gezinswoning verlaat mee kan beïnvloeden. Onze analyses ondersteunen deze hypothese tot op zekere hoogte. We vonden dat de vrouw minder kans maakte om de woning te verlaten als ze hoger opgeleid was, als zij en niet haar partner tewerkgesteld was en als ze ouder was. Omgekeerd had de vrouw een hogere kans om de woning te verlaten als ze lager opgeleid was, als ze jonger was, maar niet als enkel de man tewerkgesteld was. We vonden immers, net als in eerder onderzoek in Nederland (Mulder et al., 2012; Mulder & Wagner, 2010), geen opmerkelijk verschil in de kans dat de vrouw versus de man de woning verliet in het geval beiden tewerkgesteld waren of enkel de man.

Dit brengt ons bij de tweede hypothese, die stelde dat de man met een hogere socio-economische positie meer kan halen uit zijn bevoordeelde positie dan de vrouw met een hogere socio-economische positie. Deze hypothese baseerden we op het binnen de sociale geografie gangbare idee dat de socio-economische positie van de vrouw ondergeschikt is aan de socio-economische positie van de man in beslissingen over verhuisbewegingen (Cooke, 2003, 2008; Cooke et al., 2016; Mulder & Malmberg, 2014). In termen van tewerkstelling zagen we echter, zoals net vermeld, precies het omgekeerde: de vrouw haalde relatief meer “voordeel” uit het feit dat zij alleen tewerk-

gesteld was dan dat de man “voordeel” haalde uit als enige tewerkgesteld te zijn. Ook de bevindingen qua opleiding lijken de tweede hypothese tegen te spreken. Ten eerste waren de positieve verbanden tussen hypergamie (man hoger opgeleid) en de kans dat de vrouw de woning verliet minder uitgesproken dan de negatieve verbanden tussen hypogamie (vrouw hoger opgeleid) en de kans dat de vrouw de woning verliet. Ten tweede stelden we ook vast dat onder de koppels met twee ex-partners van gelijk opleidingsniveau de vrouw minder risico liep om de gezinswoning te moeten verlaten naarmate het opleidingsniveau hoger lag. Met andere woorden: de hoogopgeleide vrouw kan vaker aanspraak maken op de woning dan de hoogopgeleide man. Op vlak van het leeftijdsverschil stelden we geen opmerkelijke genderspecifieke verbanden vast, wat eveneens in tegenstelling is tot wat we op basis van de tweede hypothese zouden verwachten.

Uit eerder onderzoek bleek dat een verhuis een negatieve invloed heeft op de arbeidsmarktparticipatie, de beroepsstatus en het inkomen van vrouwen, maar veel minder op die van mannen (Cooke, 2008). Uit vrees hiervoor, maar ook uit vrees voor de negatieve financiële repercussies van een echtscheiding zelf, kan het zijn dat de vrouw met een hoge(re) socio-economische positie extra haar best zal doen om de woning op te eisen, mede doordat ze zich die woning na de scheiding ook op haar eentje kan veroorloven. Verder onderzoek zou hier meer licht op kunnen werpen door genderspecifieke waarden, normen, maar ook verwachtingen wat betreft verhuisbewegingen in rekening te brengen.

Hoewel hoogopgeleide vrouwen een bevoorrechte positie lijken te bekleden – zeker als ze als enige ook voor het gezinsinkomen zorgen – mogen we niet uit het oog verliezen dat vrouwen globaal genomen vaker de gezinswoning verlaten dan mannen. Per slot van rekening komen koppels waarin de vrouw ouder is of als enige tewerkgesteld is nog veel minder vaak voor dan koppels waarin de man ouder is of als enige tewerkgesteld is. Daarnaast verlaten vrouwen vaker dan mannen de woning omdat zij meestal de beslissing nemen om te scheiden en vaker aan het kortste eind trekken als ze de eigendomstitel van de woning delen met hun man. Er kunnen twee belangrijke factoren aangeduid worden die ervoor zorgen dat de genderkloof in wie de woning verlaat niet groter is. Ten eerste verblijven gemeenschappelijke kinderen na de scheiding nog steeds meestal bij de moeder (Sodermans, Vanassche & Matthijs, 2013). Ten tweede zijn er behoorlijk veel koppels waarin beiden hoogopgeleid zijn of de vrouw hoger opgeleid is dan de man, onder meer door de recente omkering van de genderkloof in het hoger onderwijs (Van Bavel, 2012).

In het algemeen wordt de benadeelde positie van vrouwen in het verkrijgen van de gezinswoning verbonden aan het feit dat zij vaker moeilijkheden ondervinden om financieel rond te komen na een scheiding dan mannen (Dewilde, 2013; Feijten, 2005; Jansen, Mortelmans & Snoeckx, 2009; Poortman, 2000). Het woonbeleid kan de financiële consequenties van een scheiding – in het bijzonder voor vrouwen – met concrete beleidsinstrumenten milderden. In Vlaanderen was er gedurende de periode 2012-2015 heel wat discussie over de toename van de verdeeltaks op onroerend goed van 1 naar 2,5 procent in geval van een scheiding (Pasteels & Mortelmans, 2015). De verdeeltaks

is “een registratierecht dat verschuldigd is als een onroerend goed, dat aan verschillende mede-eigenaars behoort, wordt verdeeld” (Vlaamse Overheid, 2016). De verhoging van deze taks maakte dat mensen die een scheiding doormaakten nog meer belast werden dan voordien. Sinds begin 2015 is de wijziging echter weer ongedaan gemaakt en betalen scheidende koppels (behalve een aantal uitzonderingen) opnieuw 1 procent verdeeltaks (Pasteels & Mortelmans, 2015). De terugschroefing kan in het licht van deze studie alleen maar positief onthaald worden. De vraag blijft of de verdeeltaks in geval van een scheiding niet beter volledig opgeheven zou worden.

Daarnaast pleiten we voor meer beleidsaandacht voor de private én sociale huursector; sectoren waar heel wat mannen en vrouwen meteen na een scheiding in terechtkomen (Dewilde, 2013). Door de sterke focus van het woonbeleid op een eigen woning, kampt de private huursector met een grote betaalbaarheidsproblematiek, vooral onder de laagste socio-economische groepen zoals alleenstaande ouders (meestal moeders). Steun in de vorm van een huursubsidie of sociale huur (een huurprijs beneden de marktprijs) kan de betaalbaarheid voor zulke huishoudens verhogen. Stedenbouwkundigen zouden meer kunnen pleiten voor voldoende aangepaste en betaalbare woningen in toekomstige nieuwbouwprojecten (Mulder & Malmberg, 2011). De sociale huursector kampt dan weer met behoorlijk lange wachtrijen. Extra subsidies voor deze sector kunnen de wachtrijen gestaag wegwerken waardoor meer lage socio-economische groepen in aanmerking kunnen komen voor een sociale woning (Winters et al., 2015). Kortom, de toename van gezinstransities zoals gezinsoontbinding leidt ertoe dat eigenwoningbezit voor een groeiend deel onder de bevolking niet meer haalbaar of niet meer wenselijk is gedurende een bepaalde periode in de levensloop (Dewilde, 2013).

---

## Bibliografie

- Bastais, K., Van Peer, C. & Mortelmans, D. (2011). Hoe beleven partners en kinderen een echtscheiding? In D. Mortelmans, I. Pasteels, P. Bracke, K. Matthijs, J. Van Bavel, & C. Van Peer (eds.), *Scheiding in Vlaanderen* (pp. 113-134). Leuven: Acco.
- Becker, G. S. (2009). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education* (3th ed.). Chicago: Chicago University Press.
- Bielby, W. T. & Bielby, D. D. (1992). I Will Follow Him: Family Ties, Gender-Role Beliefs, and Reluctance to Relocate for a Better Job. *American Journal of Sociology*, 97(5), 1241-1267.
- Blood, R. O. & Wolfe, D. M. (1960). *Husbands and Wives: The Dynamics of Married Living*. Glencoe, IL: Free Press.
- Cooke, T. J. (2003). Family migration and the relative earnings of husbands and wives. *Annals of the Association of American Geographers*, 93(2), 338-349.
- Cooke, T. J. (2008). Gender role beliefs and family migration. *Population, Space and Place*, 14(3), 163-175.
- Cooke, T. J., Mulder, C. & Thomas, M. (2016). Union dissolution and migration. *Demographic Research*, 34(26), 741-760.
- Corijn, M. (2015). *Dalende huwelijkskans en echtscheidingskans in het Vlaamse Gewest*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.



- Corijn, M. (2016). *Het Vlaamse en Belgische echtscheidingscijfer: evolutie, positionering, verklaringen en gevolgen*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.
- De Decker, P. & Dewilde, C. (2010). Home-ownership and asset-based welfare: the case of Belgium. *Journal of Housing and the Built Environment*, 25(2), 243-262.
- de Graaf, P. M. & Kalmijn, M. (2003). Alternative Routes in the Remarriage Market: Competing-Risk Analyses of Union Formation after Divorce. *Social Forces*, 81(4), 1459-1496.
- Dewilde, C. (2009). Divorce and Housing: A European Comparison of the Housing Consequences of Divorce for Men and Women. In H.-J. Andreß & D. Hummelsheim (eds.), *When Marriage Ends. Economic and Social Consequences of Partnership Dissolution* (pp. 263-285). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Dewilde, C. (2013). Echtscheiding en woningbezit op latere leeftijd. In M. Corijn & C. Van Peer (eds.), *Gezinstransities in Vlaanderen* (pp. 211-33). Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.
- Dewilde, C. & Stier, H. (2014). Homeownership in later life - Does divorce matter? *Advances in Life Course Research*, 20, 28-42.
- Eurostat (2015a). Marriage and divorce statistics. *Europe in figures - Eurostat yearbook*. Retrieved March 30, 2016, from [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Marriage\\_and\\_divorce\\_statistics](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Marriage_and_divorce_statistics).
- Eurostat (2015b). Housing statistics. *Europe in figures - Eurostat yearbook*. Retrieved March 30, 2016, from [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Housing\\_statistics](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Housing_statistics).
- Feijten, P. (2005). Union Dissolution, Unemployment and Moving Out of Homeownership. *European Sociological Review*, 21(1), 59-71.
- Feijten, P. & Mulder, C. H. (2005). Life-course experience and housing quality. *Housing Studies*, 20(4), 571-587.
- Feijten, P. & Mulder, C. H. (2010). Gender, divorce and housing - a life course perspective. In D. Reuschke (ed.), *Wohnen und Gender. Theoretische, politische, soziale und räumliche Aspekte* (pp. 175-193). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Feijten, P. & van Ham, M. (2007). Residential mobility and migration of the divorced and separated. *Demographic Research*, 17(21), 623-654.
- Feijten, P. & van Ham, M. (2010). The Impact of Splitting Up and Divorce on Housing Careers in the UK. *Housing Studies*, 25(4), 483-507.
- Gram-Hanssen, K. & Bech-Danielsen, C. (2008). Home Dissolution: What Happens After Separation? *Housing Studies*, 23(3), 507-522.
- Foa, E. B. & Foa, U. G. (1980). Resource Theory: Interpersonal Behavior as Exchange. In K. J. Gergen, M. S. Greenberg, & R. H. Willis (eds.), *Social Exchange. Advances in Theory and Research* (pp. 77-94). New York: Springer US.
- Hoem, J. M. (1997). Educational Gradients in Divorce Risks in Sweden in Recent Decades. *Population Studies*, 51(1), 19-27.
- Jansen, M., Mortelmans, D. & Snoeckx, L. (2009). Repartnering and (Re)employment: Strategies to Cope With the Economic Consequences of Partnership Dissolution. *Journal of Marriage and Family*, 71(5), 1271-1293.
- Kalmijn, M. (1998). Inter marriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends. *Annual Review of Sociology*, 24, 395-421.
- Kreager, D. A., Felson, R. B., Warner, C. & Wenger, M. R. (2013). Women's Education, Marital Violence, and Divorce: A Social Exchange Perspective. *Journal of Marriage and Family*, 75(3), 565-581.
- Levinger, G. (1976). A social psychological perspective on marital dissolution. *Journal of Social Issues*, 32(1), 21-47.

- Luyten, S. & E. Van Hecke (2007). De Belgische stadsgewesten 2001, *Statistics Belgium Working Paper 14*, Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie.
- Mortelmans, D. & Pasteels, I. (2011). Scheiding in Vlaanderen: ontstaan en inhoud van de multi-actorstudie naar relatiebreuken in Vlaanderen. In D. Mortelmans, I. Pasteels, P. Bracke, K. Matthijs, J. Van Bavel, & C. Van Peer (eds.), *Scheiding in Vlaanderen* (pp. 11-25). Leuven: Acco.
- Mortelmans, D., Pasteels, I., Bracke, P., Matthijs, K., Van Bavel, J. & Van Peer, C. (2012). *Divorce in Flanders. Codebooks and questionnaires*. Retrieved from [www.divorceinlanders.be](http://www.divorceinlanders.be).
- Mortelmans, D., Snoeckx, L. & Dronkers, J. (2009). Cross-Regional Divorce Risks in Belgium: Culture or Legislative System? *Journal of Divorce & Remarriage*, 50(8), 541-563.
- Mulder, C. H. (1996). Housing choice: Assumptions and approaches. *Netherlands Journal of Housing and the Built Environment*, 11(3), 209-232.
- Mulder, C. H. (2013). Family dynamics and housing: Conceptual issues and empirical findings. *Demographic Research*, 29(14), 355-378.
- Mulder, C. H., ten Hengel, B., Latten, J. & Das, M. (2012). Relative resources and moving from the joint home around divorce. *Journal of Housing and the Built Environment*, 27(2), 153-168.
- Mulder, C. H. & Malmberg, G. (2011). Moving related to separation: who moves and to what distance. *Environment and Planning A*, 43(11), 2589-2607.
- Mulder, C. H. & Malmberg, G. (2014). Local ties and family migration. *Environment and Planning A*, 46(9), 2195-2211.
- Mulder, C. H. & Wagner, M. (2010). Union Dissolution and Mobility: Who Moves From the Family Home After Separation? *Journal of Marriage and Family*, 72(5), 1263-1273.
- Mulder, C. H. & Wagner, M. (2012). Moving after Separation: The Role of Location-specific Capital. *Housing Studies*, 27(6), 839-852.
- Pasteels, I., Lodewijckx, E. & Mortelmans, D. (2015). Wonen in Vlaanderen... Voor elk gezin wat wils? In D. Luyten, K. Emmery, I. Pasteels & D. Geldof (eds.), *De sleutel past niet meer op elke deur* (pp. 39-75). Antwerpen: Garant.
- Pasteels, I. & Mortelmans, D. (2015). Te Koop: Echte Woning! In D. Luyten, K. Emmery, I. Pasteels & D. Geldof (eds.), *De sleutel past niet meer op elke deur* (pp. 135-149). Antwerpen: Garant.
- Pasteels, I., Mortelmans, D., Bracke, P., Matthijs, K., Van Bavel, J. & Van Peer, C. (2012). *Divorce in Flanders. Methodology*. Antwerp: University of Antwerp.
- Pittini, A., Ghekière, L., Dijol, J. & Kiss, I. (2015). *The state of housing in the EU 2015. A Housing Europe Review*. Brussels: Housing Europe, the European Federation for Public, Cooperative and Social Housing.
- Poortman, A.-R. (2000). Sex Differences in the Economic Consequences of Separation. *European Sociological Review*, 16(4), 367-383.
- Sodermans, A. K., Vanassche, S. & Matthijs, K. (2013). Post-divorce arrangements and binuclear family structures of Flemish adolescents. *Demographic Research*, 28(15), 421-432.
- Statistics Belgium (2014). Persbericht: "Aantal huwelijken sterk gedaald in 2013", p. 4. Brussel: Algemene Directie Statistiek - Statistics Belgium.
- Symon, P. (1991). *Housing and Divorce*. Glasgow: Centre for Housing Research, University of Glasgow.
- ten Hengel, B. & Latten, J. (2009). Wie krijgt na echtscheiding de woning? Het effect van Gender Balance op het behouden van de woning na een echtscheiding. *Bevolkingstrends*, 4, 22-32.
- Van Bavel, J. (2012). The reversal of gender inequality in education, union formation and fertility in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research*, 10, 127-154.
- Vlaamse Overheid (2016). Wat is het verdelrecht? *Verdeelrecht*. Retrieved June 16, 2016, from <http://belastingen.vlaanderen.be/wat-is-het-verdeelrecht>.

- Winters, S., Ceulemans, W., Heylen, K., Pannecoucke, I., Vanderstraeten, L., Van den Broeck, K., De Decker, P., Ryckewaert, M. & Verbeeck, G. (2015). *Wonen in Vlaanderen anno 2013. De bevindingen uit het Grote Woononderzoek 2013 gebundeld*. Leuven: Steunpunt Wonen.
- Winters, S. & Elsinga, M. (2011). Wonen in Vlaanderen in internationaal perspectief. In J. Noppe, L. Vanderleyden & M. Callens (eds.), *De sociale staat van Vlaanderen 2011* (pp. 2017-2256). Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.

### Abstract

This study investigates how and to what extent the socio-economic positions of husbands and wives play a role in the decision of who moves out from the family home: only the man, only the woman, or both. We expected the partner with more financial power, knowledge and skills to have a greater chance to claim and maintain the family home. The analyses are based on the survey 'Divorce in Flanders' (N = 3.039) and the 'General Socio-Economic Survey 2001' linked to national register data for the period 2001-2006 (N = 61.573). The results show that, in general, women more often leave the family home than men. However, in line with the proposed hypothesis, the woman is more likely to stay in the family home if she is older, higher educated and if she is the only person employed in the household. There are also several gender specific results. Women seem to benefit more from an educational advantaged position than men do. The man is more likely to leave the family home when both partners share the same high level of education. The negative repercussions of a divorce - which are often also higher among women - might stimulate highly educated women more than men to claim the family home.

### Keywords

divorce, residential mobility, socio-economic position, housing policy