

Levenslooptrajecten en het pensioeninkomen van gescheiden gepensioneerde vrouwen

Hans Peeters, Annelies Debels, Hugo Vanderplas & Anke Mutsaerts

1. Inleiding

Internationale studies wijzen sinds enige tijd op de kwetsbare inkomenspositie van gescheiden gepensioneerde vrouwen (Smeeding & Sandstrom 2004). Dit is niet verwonderlijk. Deze groep combineert immers een tweetal kenmerken die leiden tot een lagere welvaart: ze zijn én vrouw én gescheiden. Het is inmiddels gekend dat vrouwen na de pensioenleeftijd een hoger armoederisico lopen dan mannen (Dekkers & Debels 2006; Gunnarsson 2002; Heinrich 2000). Bovendien zijn gescheiden vrouwen vaker alleenstaand, waardoor ze – in tegenstelling tot gehuwde vrouwen – in mindere mate kunnen terugvallen op inkomsten van een partner (Berghman *et al.* 2010). Tot slot kunnen deze vrouwen in tegenstelling tot weduwen geen beroep doen op de voordelige regelingen inzake het overlevingspensioen (Choi 2006).

Het belang van deze kwetsbare groep neemt gestaag toe. Dat is vooreerst toe te schrijven aan de enorme groei van het aantal echtscheidingen tijdens de voorbije decennia. Ten tweede is het een gevolg van het toegenomen aantal echtscheidingen op latere leeftijd (Corijn 2011): in het laatste decennium is in België het aantal echtscheidingen waarin vrouwen van 60 jaar of ouder betrokken zijn, gestegen met bijna de helft. De aangehaalde trends lijken zich bovendien naar de toekomst toe verder te zetten, waardoor het belang van deze groep ook beleidsmatig nog zal stijgen.

De hoge kwetsbaarheid en het groeiende belang van gescheiden gepensioneerde vrouwen staan in contrast met het gebrek aan kennis over deze groep. Ondanks een omvangrijke literatuur die de echtscheidings- en de welvaartsthematiek met

elkaar verbindt, blijft een dubbele lacune het bestaande onderzoek immers kenmerken.

In de eerste plaats blijft het onderzoek naar de inkomenspositie van de groep gescheiden *oudere* vrouwen zeer beperkt. De talrijke studies naar de determinanten van de inkomenspositie van gescheiden vrouwen richten zich immers voornamelijk op vrouwen in de *actieve* levensfase (bv. Andreß *et al.* 2006; Jansen, Mortelmans & Snoeckx 2009). In het weinige onderzoek dat zich wel op de latere levensfase richt, worden oudere gescheiden vrouwen veelal als één homogeen geheel beschouwd en afgezet tegen andere categorieën zoals de weduwen en de gehuwde vrouwen (Cantillon & Lefebure 2007; Dewilde 2008; Holden & Kuo 1996; McLaughlin & Holden 1993; Mortelmans 2002; Weir & Willis 2000). De variatie in inkomenspositie binnen deze groep wordt dus zelden (gedetailleerd) onderzocht (uitzonderingen zijn Wilmoth & Koso 2002; Ulker 2009).

Een tweede lacune binnen het bestaande onderzoek heeft te maken met een tekort aan diepgaande analyses van socio-demografische levenslooptrajecten. Vaak worden deze trajecten immers gereduceerd tot een aantal eenvoudige socio-demografische variabelen zoals het aantal kinderen dat men heeft en het al dan niet gescheiden zijn. Een analyse van de opeenvolging, timing en interactie van levensloopgebeurtenissen ontbreekt dan. Dit is nochtans van groot belang aangezien dezelfde gebeurtenissen op verscheidene manieren individuen kunnen beïnvloeden en dit afhankelijk van wanneer ze plaatsvinden in de levensloop (George 1993). Ter illustratie, het krijgen van kinderen vóór een echtscheiding kan een verschillende impact hebben dan het krijgen van kinderen na een echtscheiding.

Om tegemoet te komen aan de beide lacunes wordt in dit artikel onderzocht hoe de variatie in socio-demografische trajecten samenhangt met het pensioeninkomen van gescheiden gepensioneerde vrouwen. Dit moet een inzicht geven in de levensloopkeuzes en -omstandigheden die leiden tot een hogere of lagere welvaart. Op die manier levert deze studie tevens relevante informatie voor het te voeren pensioenbeleid: het laat zien hoe de opeenvolging, timing en interactie van levensloopgebeurtenissen onder het huidige pensioenbeleid samenhangen met een al dan niet toereikende pensioenopbouw.

Voor het beantwoorden van de onderzoeksvraag wordt gebruik gemaakt van administratieve data. Dit heeft een belangrijk voordeel ten aanzien van surveys. Die laatste hebben immers te kampen met verschillende vormen van non-respons die de resultaten voor echtscheidingsonderzoek vertekenen (Mitchell 2010). Zo heeft zelfs een consciëntieus opgezette survey zoals deze van 'Scheiding in Vlaanderen' (SIV) een non-respons van meer dan 60%, die bovendien niet at-random is. Uit de non-respons analyse van dat onderzoek blijkt immers dat het opleidingsniveau van de respondenten hoger is dan dat van de niet-respondenten en dat een

belangrijke reden van niet-deelname het onderwerp betref (Pasteels, Mortelmans & Van Bavel 2011). De meest kwetsbare respondenten, namelijk diegenen met de laagste scholingsniveaus en de meer problematische echtscheidingen, zijn daarvoor ondervertegenwoordigd.

De eerste paragraaf gaat dieper in op de onderzoekshypotheses. Daarbij wordt een onderscheid gemaakt tussen de hypothesen inzake de eerste (1.1) en de tweede pensioenpijler (1.2). De beschrijving van de gebruikte data en de operationalisering van de hypothesen komen aan bod in de tweede paragraaf. In paragraaf drie worden de hypothesen getest. Tot slot worden de implicaties van de gevonden resultaten besproken en wordt een overzicht geboden van de mogelijkheden voor verder onderzoek.

2. Hypothesevorming

De gebruikte data maken een analyse mogelijk van de hoogte van het eerstestapelpensioen en de toegang tot de tweede pijler. In wat volgt worden voor beide afhankelijke variabelen afzonderlijke hypothesen ontwikkeld.

2.1. Hoogte eerstestapelpensioen

De levensloop van de vrouwen uit de onderzoekspopulatie wordt gekenmerkt door twee gebeurtenissen die tot een verandering in burgerlijke staat leiden: het huwelijk en de echtscheiding. We kunnen aannemen dat de duur van de periode tussen beide gebeurtenissen (de huwelijksduur) in grote mate de hoogte van het ontvangen eerstestapelpensioen bepaalt. De reden hiervoor dient gezocht in het mechanisme dat de hoogte van het pensioen bepaalt.

Pensioenrechten kunnen op twee manieren worden opgebouwd: ofwel via de eigen arbeidsmarktparticipatie, ofwel via de arbeidsmarktparticipatie van de echtgenoot (zogenaamde afgeleide rechten). Eigen pensioenrechten worden opgebouwd op basis van een pensioenformule die de hoogte van het pensioen laat afhangen van het aantal gewerkte (en daarmee gelijkgestelde) jaren en het loon dat men tijdens de gewerkte jaren verdiende.¹ Of de duur van het huwelijk positief dan wel negatief correleert met de eigen pensioenopbouw hangt dus af van twee zaken: ten eerste met de geneigdheid van vrouwen om zich aan te bieden op de arbeidsmarkt tijdens de gehuwde jaren in vergelijking met de periode voor en na het huwelijk; ten tweede met het verdiende loon per gewerkt jaar tijdens het huwelijk in vergelijking met het verdiende loon in de periode voor en na het huwelijk. In overeenstemming met de uitgebreide internationale literatuur ter zake, verwachten we dat het huwelijk bij vrouwen leidt tot een lagere arbeids-

marktparticipatie en bovendien tot lagere lonen (Drobnic, Blossfeld & Rohwer 1999). Bijgevolg verwachten we een negatief verband tussen de huwelijksduur en de eigen opgebouwde pensioenrechten.

Ter bescherming van gescheiden vrouwen heeft de wetgever ook voorzien in afgeleide pensioenrechten tijdens het huwelijk. De wet stelt dat een vrouw die tijdens het huwelijk volledig afhankelijk was van het inkomen van haar man 62,5% van diens pensioenopbouw ontvangt.² Het is echter onwaarschijnlijk dat deze afgeleide pensioenrechten de eigen pensioenopbouw tijdens niet gehuwde periodes overstijgt en dus de negatieve correlatie tussen huwelijksduur en pensioenhoogte teniet doet. De literatuur wijst er immers op dat de loopbaan jaren van ongehuwde en gescheiden vrouwen (onder controle van relevante achtergrondvariabelen) die van mannen benaderen (Sigle-Rushton & Waldfogel 2006). Bijgevolg veronderstellen we dat de *huwelijksduur* negatief is gecorreleerd met de hoogte van het eerstestijlerpensioen (*hypothese 1.1*).

Ten tweede veronderstellen we dat het *hebben van kinderen* negatief samenhangt met de hoogte van het eerstestijlerpensioen (*hypothese 1.2*). Immers, verscheidene studies tonen aan dat moeders zich minder vaak aandienen op de arbeidsmarkt dan kinderloze vrouwen. Als ze tewerkgesteld zijn, werken ze bovendien minder uren en verdienen ze lagere lonen (Uunk, Kalmijn & Muffels 2005).

Ten derde gaan we ervan uit dat de *leeftijd* van de *vrouw* bij *echtscheiding* negatief is gecorreleerd met de hoogte van het eerstestijlerpensioen (*hypothese 1.3*). Zoals wordt geïllustreerd door Jansen, Mortelmans & Snoeckx (2009) is herintrede op de arbeidsmarkt één van de belangrijkste strategieën om de negatieve gevolgen van echtscheiding te compenseren. We verwachten evenwel dat herintrede moeilijker wordt naarmate de vrouw ouder wordt.

Bovenstaande hypothesen zijn van toepassing op alle vrouwen uit de onderzoekspopulatie. Voor de groep van de gescheiden *vrouwen met kinderen* kunnen verder nog volgende hypothesen worden ontwikkeld.

De internationale literatuur wijst op een negatief verband tussen tewerkstelling, loonhoogte en het *aantal* kinderen (Uunk, Kalmijn & Muffels 2005). Over de exacte vorm van dit verband (lineair, curvilineair, ...) bestaat echter minder duidelijkheid. Wij baseren ons op het bestaande Belgische onderzoek dat een lagere tewerkstelling vaststelt bij vrouwen met meer dan twee kinderen in vergelijking met vrouwen met één of twee kinderen (Vermeiren *et al.* 2007). We verwachten bijgevolg lagere eerstestijlerpensioenen bij moeders met *meer dan twee kinderen* dan bij moeders met één of twee kinderen (*hypothese 1.4*).

De vijfde hypothese heeft te maken met de timing van kinderen in de levensloop van de vrouw. Meer bepaald verwachten we in lijn met het bestaande onderzoek

dat vrouwen die later kinderen krijgen hiervan minder negatieve gevolgen ondervinden in termen van carrièremogelijkheden (bv. Miller 2009). We verwachten dus een positieve correlatie tussen de *leeftijd* van de vrouw bij de *geboorte van het eerste kind* en de hoogte van het eerstestijlerpensioen (*hypothese 1.5*).

Niet alleen de leeftijd van de vrouw bij het eerste kind is van belang. We verwachten tevens dat het tijdsbestek waarin deze kinderen geboren worden van belang is (*cf.* de ‘spacing’ van het aantal kinderen; de Graaf & Kats 2007). Aangezien voornamelijk jonge kinderen veel tijd in beslag nemen (Laurijssen, Glorieux & Koelet 2010) verwachten we dat een grotere tijdspanne tussen de geboorte van kinderen leidt tot een langere afwezigheid van de arbeidsmarkt. Meer bepaald veronderstellen we dat het *aantal jaren* dat de vrouw *kinderen* heeft *jonger dan zes* negatief samenhangt met de hoogte van het eerstestijlerpensioen (*hypothese 1.6*).

Tot slot verwachten we een verschillend effect op het pensioen naargelang de zorgperiode voor de jonge kinderen voornamelijk binnen dan wel buiten het huwelijk valt. Aangezien alleenstaande moeders meer moeilijkheden ondervinden om werk met de zorg voor jonge kinderen te combineren dan gehuwde moeders, haken zij vaker af op de arbeidsmarkt. Zo zijn de tewerkstellingscijfers van alleenstaande moeders in België significant lager dan die van gehuwde moeders (Geurts 2006). We veronderstellen bijgevolg dat vrouwen bij wie de zorgperiode voor de jonge kinderen voornamelijk tijdens de gehuwde periode viel een hoger pensioen hebben kunnen uitbouwen dan vrouwen bij wie deze zorgperiode voornamelijk tijdens de alleenstaande periode viel (*hypothese 1.7*).

2.2. Toegang tweede pijler

Toegang tot de tweede pijler wordt niet noodzakelijk bepaald door dezelfde determinanten die de hoogte van het eerstestijlerpensioen bepalen. Vooreerst worden tweedestijlerpensioenen – in tegenstelling tot eerstestijlerpensioenen – enkel opgebouwd tijdens periodes van tewerkstelling. Gelijkgestelde periodes spelen een verwaarloosbare rol.³ Bovendien leidt tewerkgesteld zijn niet automatisch tot deelname aan de tweede pijler. Zo blijkt uit vorig onderzoek dat deelname aan de tweede pensioenpijler afhankelijk is van de specifieke positie die iemand inneemt op de arbeidsmarkt: de grootste kans op deelname hebben kaderleden met een hoog loon die via een contract van onbepaalde duur in een grote onderneming en in een sterke sector zijn tewerkgesteld (Gieselink *et al.* 2003).

De hier bestudeerde socio-demografische gebeurtenissen zoals uit de echt scheiden of kinderen krijgen zijn geen rechtstreekse determinanten van al dan niet toegang tot de tweede pijler.⁴ Onrechtstreeks zullen deze gebeurtenissen allicht wel deelname aan en hoogte van de tweede pijler bepalen en dit omwille van de

samenhang tussen deze gebeurtenissen en die posities op de arbeidsmarkt die tot tweedepijlerpensioenen leiden. Gefundeerde hypothesen over de toegang tot de tweede pijler veronderstellen bijgevolg informatie over de posities die deelname aan de tweede pijler bepalen en de samenhang tussen de hier onderzochte socio-demografische gebeurtenissen en de vermelde posities. De huidige theorie en empirie inzake tweedepijlerpensioenen staat echter ver van een dergelijke genuanceerde hypothesenontwikkeling. De hier geformuleerde hypothesen blijven dan ook noodzakelijkerwijze minder verfijnd. Meer bepaald veronderstellen we dat de hierboven geformuleerde hypothesen over de hoogte van het eerstestapelpensioen (zie *hypothesen 1.1 – 1.7*) ook opgaan voor al dan niet deelname aan de tweede pijler (*hypothesen 2.1 – 2.7*). Immers, zowel uit Belgisch (Berghman *et al.* 2010) als uit internationaal onderzoek (O’Rand & Henretta 1999) blijkt ontegensprekelijk dat tewerkstelling en de hoogte van het loon – de belangrijkste determinanten van eerstestapelpensioenen – positief gecorreleerd zijn met toegang tot de tweede pijler.

3. Data, operationalisering en methode

3.1. Data

De analyse is gebaseerd op populatiegegevens afkomstig uit het Pensioenkadaster en het Rijksregister. Beide databanken worden op individueel niveau gekoppeld in het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming (DWH AM&SB).⁵ De gegevens zijn representatief voor de Belgische gepensioneerden die hun pensioen volledig in België hebben opgebouwd.

De onderzoekspopulatie bestaat uit gescheiden gepensioneerde vrouwen. Omwille van de hogere actualiteitswaarde focussen we voor dit onderzoek op een cohorte recent gepensioneerden, met name de vrouwen die in 2005 voor het eerst een wettelijk pensioen ontvingen (N = 40.531). Binnen de cohorte recent gepensioneerden is 12,3% (N = 4.989) gescheiden op het moment van pensioenering. Uit deze groep verwijderen we personen die het pensioen combineren met toegelaten arbeid, omdat dit de pensioenhoogte kan beïnvloeden (N = 477). Na data cleaning en het verwijderen van records met ontbrekende (N = 377) of onrealistische waarden (N = 115), blijft er een bestand van 4020 vrouwen over. Deze vrouwen zijn geboren rond het begin van de jaren '40 en dienden zich potentieel op de arbeids- en huwelijksmarkt aan rond het begin van de jaren '60. Wat de keuze voor deze onderzoekspopulatie bijzonder relevant maakt, is dat het over de cohorte gaat die voor het eerst massaal uit de echt is beginnen scheiden. Zo blijkt uit secundaire data dat 20% van alle huwelijken afgesloten in 1965 na 38 jaar ontbonden was. Voor de huwelijken die een decennium eerder werden afgesloten, was dit slechts de helft (Van Hove & Matthijs 2002).

De voordelen van het gebruik van administratieve data voor dit onderzoek zijn legio. Ten eerste betreft het een populatiedatabank, waardoor vertekeningen door steekproeftrekking vermeden worden en waardoor we over voldoende observaties beschikken om ook binnen relatief kleine onderzoekspopulaties (*cf.* deze studie) de effecten van levensloopgeschiedenissen gedetailleerd te modelleren. Ten tweede is de kwaliteit van de gegevens beter dan wanneer dezelfde informatie zou verzameld worden op basis van surveys. Wat de *afhankelijke* variabele betreft, laten de data een accurate meting van het totale pensioenpakket toe, aangezien zowel eerste- als tweedepijlerpensioenen op een consistente en betrouwbare manier geregistreerd worden. Zoals eerder uiteengezet in Peeters *et al.* (2005), is dit vooral een voordeel met het oog op het meten van tweedepijlerpensioenen die uitbetaald worden onder de vorm van kapitalen. Bovendien vermijden we op basis van deze data het probleem van selectieve non-respons die correleert met de afhankelijke variabele (*cf.* inleiding). Wat de *onafhankelijke* variabelen betreft, laten de data toe geheugenbias te vermijden voor gebeurtenissen die zich relatief lang geleden hebben afgespeeld. Een nadeel van de data is dat niet altijd alle voor de onderzoekers relevante informatie wordt geregistreerd (Wallgren & Wallgren 2007). Allicht de belangrijkste controlevariabele die in dit onderzoek niet kan worden opgenomen is het opleidingsniveau.

3.2. Operationalisering

3.2.1. *Afhankelijke variabelen*

Het eerstepijlerpensioen bestaat voor de hier onderzochte groep uit het rustpensioen en uit het echtscheidingspensioen. Als de gescheiden vrouw voor haar laatste huwelijk weduwe was kunnen ook overlevingspensioenen voorkomen. De pensioenen worden uitgedrukt in bruto bedragen. De tweede pensioenpijler omvat zowel de individuele als de collectieve pensioentoezeggingen (Gieselink *et al.* 2003, 21-26). Met andere woorden, de toegang tot de tweede pijler betreft zowel toegang tot een ondernemingspensioen (individueel of collectief) als tot een sectorpensioen.

3.2.2. *Onafhankelijke variabelen*

De onafhankelijke variabelen in dit onderzoek hebben betrekking op de openvolging, timing en interactie tussen socio-demografische gebeurtenissen gerelateerd aan de burgerlijke staat en het hebben van kinderen.⁶

In de eerste plaats onderscheiden we een aantal algemene levensloopvariabelen die van toepassing zijn op alle gescheiden gepensioneerde vrouwen: de huwe-

lijksduur (cumulatief aantal jaren tussen elk huwelijk en elke respectievelijke echtscheiding), het al dan niet hebben van kinderen en de leeftijd van de vrouw bij de eerste echtscheiding.

Bovendien onderscheiden we ook een aantal levensloopvariabelen die specifiek betrekking hebben op de gescheiden gepensioneerde vrouwen met kinderen: het hebben van meer dan twee kinderen, de leeftijd van de vrouw bij het eerste kind, het aantal jaren dat een vrouw kinderen heeft jonger dan zes, een categorische variabele die aangeeft of de zorgperiode voor de kinderen onder de zes voornamelijk binnen of buiten het huwelijk viel (met als mogelijke waarden voornamelijk binnen huwelijk, evenveel binnen als buiten het huwelijk en voornamelijk buiten het huwelijk).

Tot slot worden een aantal controlevariabelen opgenomen: leeftijd, of de vrouw ooit verweduwd, de samenlevingsvorm van de vrouw bij pensionering (met als mogelijke waarden alleenstaand, samenwonend en collectief huishouden) en het stelsel waarbinnen de vrouw haar pensioen ontvangt (met als mogelijke waarden werknemer, ambtenaar, zelfstandige en gemengd). Omdat de regelgeving inzake vervroegde pensioenleeftijd anders is al naargelang het stelsel wordt ook het interactie-effect tussen leeftijd en stelsel opgenomen.

3.3. Methode

De gehanteerde analysetechniek voor de multivariate analyses verschilt naargelang de afhankelijke variabele een metrische of een dichotome variabele is. De modellen met de hoogte van het eerstepijlerpensioen als afhankelijke variabele worden geschat op basis van Ordinary Least Squares-regressies; die met toegang tot de tweede pijler als afhankelijke variabele op basis van logistische regressies (Allison 1999; Welkenhuysen-Gybels & Loosveldt 2002). In de multivariate analyses worden de metrische onafhankelijke variabelen gecentreerd rond hun gemiddelde (berekend op basis van de specifieke populatie; *cf. infra*).

Om de hypothesen te toetsen worden vier populaties onderscheiden (*cf.* tabel 1). Deze vier populaties worden afgebakend op basis van een dubbel criterium. Enerzijds wordt een onderscheid gemaakt tussen gepensioneerde vrouwen in het algemeen en vrouwen met een werknemerspensioen in het bijzonder, anderzijds tussen vrouwen in het algemeen en moeders in het bijzonder. De modellen over de hoogte van het eerstepijlerpensioen worden geschat voor gepensioneerde vrouwen uit alle stelsels, die over de toegang tot de tweede pijler voor de meer beperkte groep van vrouwen met een werknemerspensioen. De reden hiervoor is dat enkel voor werknemers betrouwbare gegevens voorhanden zijn met betrekking tot de tweede pijler.

Voor beide afhankelijke variabelen worden twee afzonderlijke reeksen van modellen geschat: een reeks modellen met algemene levensloopvariabelen (zie populaties 1 en 2 in tabel 1) en een reeks met meer uitgebreide levensloopvariabelen gerelateerd aan het krijgen van kinderen. Voor de tweede reeks wordt de populatie daarom telkens gelimiteerd tot vrouwen met kinderen (zie populatie 3 en 4).

Tabel 1. Afbakening van de vier onderzoekspopulaties naar gelang van afhankelijke en onafhankelijke variabelen.

| | Hoogte eerstepijlerpensioen | Toegang tweede pijler |
|-------------------------------------|---|---|
| Algemene levensloopvariabelen | Populatie 1 (N = 4020) <i>Alle vrouwen</i> | Populatie 2 (N = 2123) <i>Vrouwen met werknemers- pensioen</i> |
| Uitgebreide levensloopvariabelen | Populatie 3 (N = 3376) <i>Moeders</i> | Populatie 4 (N = 1746) <i>Moeders met werknemers- pensioen</i> |

4. Resultaten

4.1. Profiel van de onderzoekspopulatie

Levensloopgebeurtenissen zoals echtscheiding zijn zelden sociaal neutraal. We bespreken daarom voor de vier onderzoekspopulaties zoals afgebakend in tabel 1 eerst het socio-demografisch profiel (levensloop- en controlevariabelen) en het pensioeninkomen (cf. tabel 2). Daarna bespreken we op basis van secundaire data het opleidingsniveau van de onderzochte cohorte vrouwen.

Bekijken we de levensloopvariabelen, dan zien we dat de gepensioneerde echtge-scheiden vrouwen (populatie 1) gemiddeld voor het eerst op hun 22ste huwen en – na een huwelijk van 21 jaar – voor het eerst uit de echt scheiden op hun 42ste. 84% heeft kinderen. De resultaten voor de andere populaties liggen in dezelfde lijn. Bij de moeders (populatie 3) zien we dat 27% meer dan twee kinderen heeft en dat hun leeftijd bij het eerste kind gemiddeld 24 jaar is. De zorgperiode voor kinderen jonger dan zes duurt gemiddeld negen jaar en valt voor 93% van de moeders voornamelijk binnen het huwelijk. De resultaten voor de moeders met rechten uit het werknemersstelsel zijn vergelijkbaar (populatie 4).

Wat de controlevariabelen betreft, stellen we voor de volledige groep (populatie 1) vast dat 77% alleenstaand is, terwijl 22% samenwoont en 1% in een collectief

huishouden verblijft. Het merendeel ontvangt een pensioen uit het werknemersstelsel (53 % ten opzichte van 23 % ambtenaar; 1 % zelfstandige; 23 % gemengd). De gemiddelde pensioenleeftijd is 62 jaar. De resultaten voor de andere populaties liggen in dezelfde lijn. Wel zien we dat de vrouwen met rechten uit het werknemersstelsel gemiddeld één jaar later op pensioen gaan. Dit kan worden verklaard door de stringentere regeling inzake vervroegde pensionering bij werknemers in vergelijking met ambtenaren.

Het gemiddelde eerstepijlerpensioen bedraagt om en bij de 1100 euro (populaties 1 en 3). Bij de vrouwen die rechten trekken uit het werknemersstelsel (populaties 2 en 4) ligt dit substantieel lager. Dit is logisch aangezien de hoge ambtenarenpensioenen de gemiddeldes in de eerste populatie naar boven duwen. Bij deze vrouwen zien we verder dat één op vier toegang heeft tot de tweede pijler.

Zoals gesteld is in de dataset geen informatie beschikbaar over het opleidingsniveau van de onderzoekspopulatie. Op basis van secundaire data is het echter wel mogelijk hierover een beeld te krijgen. Volkstellingsgegevens van 1991 laten zien dat het opleidingsniveau van de cohorte vrouwen geboren tussen 1929 en 1948 hoger was bij de gescheiden dan bij gehuwde vrouwen. Zo had 36% van de gescheiden vrouwen een opleiding hoger (secundair) onderwijs gevolgd tegenover 29% van de gehuwden. In de recentere cohorte vrouwen geboren tussen 1949 en 1963 vinden we het tegenovergestelde verband. Hier ligt het opleidingsniveau van de gescheiden vrouwen lager dan van de gehuwde vrouwen (Bartiaux & Wattelaer 2000).

Deze omkering in de relatie tussen opleidingsniveau en echtscheidingsrisico staat in de literatuur bekend als een 'educational crossover effect' en komt voor in verschillende westerse landen (Martin & Parashar 2006; Kalmijn, Vanassche & Matthijs 2011). Volgens Goode (1962) wordt dit effect verklaard doordat initieel enkel de hogere sociale klassen zich een echtscheiding konden permitteren en doordat een sociale innovatie als echtscheiding in eerste instantie opgepikt wordt door de hoogst opgeleiden ('early adopters'). Naarmate scheiding een optie werd voor meer mensen, door versoepelde regelgeving, lagere kosten of betere sociale voorzieningen, en doordat spanningen binnen het gezin meestal groter zijn in lagere sociale klassen, keert deze verhouding na verloop van tijd om.

Voor de volledigheid dient overigens te worden opgemerkt dat onze onderzoekspopulatie nog een tweede selectie bevat. Ze is immers niet alleen beperkt tot de gescheiden vrouwen, maar ook tot de vrouwen die intussen niet hertrouwd zijn. Er bestaat echter weinig informatie over het verband tussen het opleidingsniveau en hertrouw in België (Corijn 2005, 52). Het meeste internationale onderzoek vindt geen effect van opleiding op hertrouw, een beperkt aantal studies vindt een negatief effect voor vrouwen (De Graaf & Kalmijn 2003).

Tabel 2. Gemiddelde en standaardafwijking (tussen haakjes) van de afhankelijke en onafhankelijke variabelen bij vier populaties gescheiden gepensioneerde vrouwen.

| | Populatie 1 (N = 4020) | Populatie 2 (N = 2123) | Populatie 3 (N = 3376) | Populatie 4 (N = 1746) |
|---|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| Algemene levensloopvariabelen | | | | |
| Huwelijksduur | 21.25 (9.15) | 21.63 (9.40) | 22.09 (8.90) | 22.54 (9.14) |
| Hebben van kinderen | .84 | .82 | | |
| Leeftijd vrouw bij echtscheiding | 42.03 (9.48) | 42.18 (9.70) | 42.71 (9.40) | 42.87 (9.63) |
| Aantal kinderen | 1.76 (1.35) | 1.76 (1.44) | 2.09 (1.21) | 2.14 (1.30) |
| Uitgebreide levensloopvariabelen | | | | |
| Meer dan 2 kinderen | | | .27 | .29 |
| Leeftijd vrouw bij eerste kind | | | 24.34 (4.11) | 24.23 (4.23) |
| Aantal jaren kinderen jonger dan 6 | | | 9.18 (3.59) | 9.29 (3.74) |
| Zorgperiode jonge kinderen | | | | |
| Voornamelijk buiten huwelijk | | | .05 | .06 |
| Voornamelijk binnen huwelijk | | | .93 | .93 |
| Evenveel binnen als buiten huwelijk | | | .02 | .01 |
| Controlevariabelen | | | | |
| Leeftijd | 61.53 (3.31) | 62.56 (1.41) | 61.55 (3.23) | 62.56 (1.35) |
| Ooit verweduwd | .01 | .01 | .01 | .01 |
| Samenlevingsvorm | | | | |
| Woont alleen | .77 | .78 | .77 | .79 |
| Samenwonend | .22 | .21 | .22 | .21 |
| Collectief huishouden | .10 | .10 | .10 | .10 |
| Stelsel | | | | |
| Werknemer | .53 | | .52 | |
| Ambtenaar | .23 | | .23 | |
| Zelfstandige | .01 | | .01 | |
| Gemengd | .23 | | .24 | |

| | Populatie 1 (N = 4020) | Populatie 2 (N = 2123) | Populatie 3 (N = 3376) | Populatie 4 (N = 1746) |
|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| Pensioenvariabelen | | | | |
| Hoogte eerste pijler | 1098.28 (716.19) | 837.97 (324.57) | 1103.75 (724.63) | 833.71 (314.06) |
| Toegang tweede pijler | | .24 | | .23 |

4.2. Multivariate analyses

4.2.1. Modelinformatie

Tabel 3 geeft voor elke populatie twee modelvarianten op basis van een aantal modelparameters. Dit laat toe om in te schatten of en in welke mate de algemene en uitgebreide levensloopvariabelen bijdragen aan de verklaring van de afhankelijke variabelen. Voor de populaties 1 en 2 evalueren we of en in welke mate algemene levensloopvariabelen de modellen met enkel controlevariabelen verbeteren. Voor de populaties 3 en 4 evalueren we of en in welke mate uitgebreide levensloopvariabelen de modellen met controle- en algemene levensloopvariabelen verbeteren.

De gepresenteerde parameters geven een indicatie van de goodness-of-fit van de modellen en van de voorspellende waarde van de onafhankelijke variabelen. Een significante waarde op de Likelihood Ratio-test impliceert dat het model een significante meerwaarde heeft ten opzichte van een spaarzamer model (in casu het model zonder de op die lijn vermelde variabelen). Aangezien Likelihood Ratio-tests niet altijd geldig zijn voor de door ons geschatte modellen, wordt ook het Aikake Information Criterion (AIC) gepresenteerd. Modellen met lagere waarden op dit criterium krijgen de voorkeur. Indien het verschil met de laagste AIC-waarde meer dan 10 bedraagt, wordt het model verworpen ten voordele van het model met de lagere AIC-waarde (Burnham & Anderson 2002). De R²-statistieken geven een indicatie van de voorspellende waarde van de onafhankelijke variabelen in het model (Allison 2009; Welkenhuysen-Gybels & Loosveldt 2002).

Uit tabel 3 blijken twee vaststellingen. Ten eerste krijgt binnen elke populatie de meest uitgebreide modelvariant de voorkeur ten opzichte van de meer spaarzame variant. Dit blijkt zowel op basis van de Likelihood Ratio-tests (voor zover van toepassing) als op basis van de AIC-waarden. Dit betekent dat de algemene levensloopvariabelen in de populaties 1 en 2 de modellen met enkel controlevariabelen verbeteren. In de populaties 3 en 4 verbeteren ook de uitgebreide levensloopvariabelen de modellen met enkel algemene levensloopvariabelen en controlevariabelen. In wat volgt zullen bijgevolg telkens de resultaten op basis van de meest uitgebreide modelvarianten gepresenteerd worden.

Tabel 3. Modelparameters van modellen met verschillende sets van onafhankelijke variabelen, per afhankelijke variabele en populatie.

| | Pop | Model | R ² * | Log-likelihood | LR-test † | AIC |
|-----------------------|-----|--|------------------|----------------|-----------|---------|
| Hoogte eerste pijler | 1 | Controlevariabelen | .60 | -30259.1 | *** | 60540.2 |
| | | ... + algemene levensloopvariabelen | .61 | -30237.1 | | 60502.2 |
| | 3 | Controlevariabelen + algemene levensloopvariabelen | .61 | -25409.9 | *** | 50845.7 |
| | | ... + uitgebreide levensloopvariabelen | .62 | -25370.4 | | 50776.9 |
| Toegang tweede pijler | 2 | Controlevariabelen | .03 | -1125.4 | n. g. | 2258.8 |
| | | ... + algemene levensloopvariabelen | .04 | -1109.3 | | 2232.6 |
| | 4 | Controlevariabelen + algemene levensloopvariabelen | .04 | -893.0 | n. g. | 1798.0 |
| | | ... + uitgebreide levensloopvariabelen | .06 | -872.4 | | 1766.8 |

* R² is aangepaste R² in de OLS-regressies, McFadden Pseudo R² in de logistische regressies.

† p-waarde van Likelihood-Ratio test ten opzichte van spaarzaam model; n. g. Likelihood Ratio-test niet geldig (Allison, 2009), dus niet geïmponeerd.

Ten tweede blijkt dat zowel de algemene als de uitgebreide levensloopvariabelen de voorspellende waarde van de modellen verhogen, zij het in beperkte mate. Dit kan afgeleid worden uit een vergelijking van de R^2 -statistieken tussen beide modelvarianten binnen elke populatie. Voor de populaties 1 en 2 is de aangepaste R^2 reeds zeer hoog in de modellen met enkel de controlevariabelen (0.60 in populatie 1 en 0.61 in populatie 2). In populatie 1 verhogen de algemene levensloopvariabelen de R^2 met één procentpunt, in populatie 2 is er een gelijkaardige verhoging op basis van de uitgebreide levensloopvariabelen. Voor de populaties 3 en 4 ligt de Pseudo R^2 merklijk lager (respectievelijk 0.03 en 0.04 voor populatie 3 en 4), maar dit is typisch voor een Pseudo R^2 (Allison 1999). De toevoeging van de uitgebreide levensloopvariabelen doet de Pseudo R^2 licht toenemen tot 0.04 in populatie 3 en tot 0.06 in populatie 4.

4.2.2. *Alle gescheiden vrouwen*

De modellen 1 en 2 in tabel 4 testen voor alle gescheiden gepensioneerde vrouwen de effecten van een aantal algemene levensloopvariabelen op respectievelijk de hoogte van het eerstestijlerpensioen en de toegang tot de tweede pijler. Op deze manier worden de hypothesen 1.1, 1.2 en 1.3 met betrekking tot de hoogte van het eerstestijlerpensioen en de analoge hypothesen 2.1, 2.2 en 2.3 met betrekking tot de toegang tot de tweede pijler getest.

Hypothese 1.1 stelde een negatief verband voorop tussen de huwelijksduur en de hoogte van het eerstestijlerpensioen. Deze hypothese wordt bevestigd. Des te langer de vrouw gehuwd is, des te lager het eerstestijlerpensioen. Ook de analoge hypothese 2.1 met betrekking tot de toegang tot de tweede pijler wordt bevestigd: hoe langer de vrouw gehuwd is, hoe kleiner de kans dat zij zelf een tweedestijlerpensioen opbouwt. Deze negatieve effecten kunnen op twee manieren verklaard worden. Enerzijds is het mogelijk dat het huwelijk de arbeidsmarktparticipatie en het verdiende loon in elk gehuwd jaar negatief beïnvloedt. Anderzijds kan het negatieve effect ook te wijten zijn aan de vroegere huwelijksleeftijd bij vrouwen met een langer huwelijk. Onder controle van echtscheidingsleeftijd bestaat er immers een perfecte negatieve correlatie tussen de huwelijksduur en de huwelijksleeftijd. Aangezien een vroegere huwelijksleeftijd de periode inkort waarin deze cohorte vrouwen een grotere kans had om actief te zijn op de arbeidsmarkt (Glorieux 1995), kan dit een tweede verklaring zijn voor het negatieve effect van huwelijksduur. Op basis van onze analyses is het niet mogelijk om uit te maken welke verklaring doorslaggevend is omdat niet voor huwelijksleeftijd kan gecontroleerd worden in een model waar ook huwelijksduur en echtscheidingsleeftijd zijn opgenomen (omwille van perfecte multicollineariteit tussen de drie variabelen).

Hypothesen 1.2 en 2.2 worden daarentegen niet bevestigd. In tegenstelling tot de verwachtingen hangt het hebben van kinderen bij gescheiden vrouwen niet

samen met de hoogte van het eerstelijerpensioen noch met de kans op toegang tot de tweede pijler. Een mogelijke verklaring van dit resultaat blijft onduidelijk.

Het effect van de leeftijd van de vrouw bij echtscheiding (zie hypothesen 1.3 en 2.3) is significant in beide modellen, maar tegengesteld aan de verwachtingen. Des te ouder de vrouw bij echtscheiding, des te hoger het eerstelijerpensioen en des te hoger de kans op een tweedelijerpensioen. Deze bevinding laat zich mogelijk als volgt verklaren. Zoals hierboven reeds aangehaald, correleert de leeftijd van de vrouw bij echtscheiding perfect met de huwelijksleeftijd onder controle van huwelijksduur. Het is op basis van onze modellen dus niet mogelijk om een zuiver onderscheid te maken tussen het effect van leeftijd bij de echtscheiding en het effect van huwelijksleeftijd. Bovendien kunnen we van beide variabelen een tegengesteld effect op het pensioeninkomen verwachten. Immers, des te hoger de eerste huwelijksleeftijd, des te langer de ongehuwde periode voor het huwelijk. Aangezien veel vrouwen uit deze cohorte actief waren op de arbeidsmarkt tijdens de voorhuwelijksperiode (Glorieux 1995), heeft een hogere huwelijksleeftijd wellicht een positief effect op het pensioeninkomen. Met de variabele leeftijd bij de eerste echtscheiding detecteert ons model dus allicht dit positieve effect van huwelijksleeftijd. Omwille van perfecte multicollineariteit tussen huwelijksleeftijd, huwelijksduur en echtscheidingsleeftijd kunnen deze effecten op basis van onze analyses niet verder worden onderscheiden.

Ten slotte staan we stil bij de effecten van een aantal controlevariabelen. Net als vorig onderzoek (zie onder meer Berghman e.a. 2010) illustreert model 1 het enorme belang van het stelsel waarbinnen de rechten worden opgebouwd voor de hoogte van het eerstelijerpensioen. Verder illustreert het model treffend dat de correlatie tussen leeftijd en pensioenhoogte anders is bij werknemers en ambtenaren. Aangezien vervroegde pensionering bij werknemers enkel mogelijk is indien minstens 35 loopbaanjaren kunnen worden aangetoond, hebben de vervroegd gepensioneerden gemiddeld genomen hogere pensioenen dan zij die op de wettelijke pensioenleeftijd op pensioen gaan. Bij ambtenaren kan daarentegen reeds vanaf 60 op pensioen worden gegaan na 5 dienstjaren. Daar is de hoogte van het pensioen dus positief gecorreleerd met de leeftijd van pensionering. Het model bevestigt ten slotte vorig onderzoek (Debels, Peeters & Verpoorten ingediend) dat aangaf dat gepensioneerden in collectieve huishoudens lagere pensioenen hebben dan gepensioneerden die niet in collectieve huishoudens verblijven.

Tabel 4. Determinanten hoogte eerstelijerpensioen (model 1) en toegang tweede pijler (model 2), voor vrouwen met of zonder kinderen, ongestandaardiseerde (B) en gestandaardiseerde (Bs) regressiecoëfficiënten.

| | Hoogte eerstelijerpensioen (Model 1, populatie 1) | | | Toegang tweede pijler (Model 2, populatie 2) | | |
|---|--|---------|-----|---|-------|-----|
| | B | Bs | p | B | Bs | p |
| Constante | 915.93 | 1098.28 | *** | -1.07 | -1.23 | *** |
| Algemene levensloopvariabelen | | | | | | |
| Huwelijksduur | -8.11 | -74.19 | *** | -.04 | -.41 | *** |
| Hebben van kinderen (ref. = geen) | 5.52 | 2.02 | | -.22 | -.07 | |
| Leeftijd vrouw bij echtscheiding | 5.53 | 52.40 | *** | .02 | .21 | * |
| Controlevariabelen | | | | | | |
| Leeftijd | -65.80 | -217.91 | *** | -.26 | -.38 | *** |
| Ooit verweuwd (ref. = neen) | -3.10 | -.27 | | -.65 | -.05 | |
| Samenlevingsvorm (ref. = alleenstaand) | | | | | | |
| Samenwonend | -42.69 | -17.82 | * | .17 | .07 | |
| Collectief huishouden | -282.21 | -25.85 | *** | † | † | |
| Stelsel (ref. = werknemer) | | | | | | |
| Ambtenaar | 1357.42 | 567.02 | *** | | | |
| Zelfstandige | -664.93 | -80.64 | *** | | | |
| Gemengd | 94.52 | 39.89 | *** | | | |
| Leeftijd*stelsel (ref. = leeftijd*werknemer) | | | | | | |
| Leeftijd*ambtenaar | 129.82 | 366.79 | *** | | | |
| Leeftijd*zelfstandige | 47.73 | 11.89 | | | | |
| Leeftijd*gemengd | -103.99 | -80.41 | *** | | | |

* $p < .1$; ** $p < .01$; ***; $p < .001$; † Geen waarde, de coëfficiënt voor de dummy collectief huishouden kan niet geschat worden omdat deze dummy de toegang tot de tweede pijler perfect voorspelt.

Tabel 5. Determinanten hoogte eerstelijnpensioen (model 3) en toegang tweede pijler (model 4), voor vrouwen met kinderen, ongestandaardiseerde (B) en gestandaardiseerde (Bs) regressiecoëfficiënten.

| | Hoogte eerstelijnpensioen (Model 3, populatie 3) | | | Toegang tweede pijler (Model 4, populatie 4) | | |
|---|---|---------|-----|---|-------|-----|
| | B | Bs | p | B | Bs | p |
| Constante | 809.40 | 1103.75 | *** | -1.77 | -1.35 | *** |
| Algemene levensloopvariabelen | | | | | | |
| Huwelijksduur | -8.24 | -73.33 | *** | -0.04 | -0.40 | *** |
| Leeftijd vrouw bij echtscheiding | 5.08 | 47.77 | *** | .02 | .23 | * |
| Uitgebreide levensloopvariabelen | | | | | | |
| Meer dan 2 kinderen (ref. = 1 of 2 kinderen) | -76.45 | -33.97 | ** | -.74 | -.33 | *** |
| Leeftijd vrouw bij eerste kind | 9.94 | 40.87 | *** | .01 | .05 | |
| Aantal jaren kinderen jonger dan 6 | -3.11 | -11.14 | | -.02 | -.07 | |
| Zorgperiode jonge kinderen (ref. = voornamelijk buiten huwelijk) | | | | | | |
| Voornamelijk binnen huwelijk | 129.47 | 32.82 | ** | .68 | .17 | * |
| Evenveel binnen als buiten het huwelijk | 21.82 | 2.88 | | .22 | .03 | |
| Controlevariabelen | | | | | | |
| Leeftijd | -60.33 | -194.63 | *** | -.22 | -.31 | *** |
| Ooit verweerd (ref. = neen) | -20.50 | -1.89 | | -.60 | -.05 | |
| Samenlevingsvorm (ref. = alleenstaand) | | | | | | |
| Samenwonend | -32.48 | -13.41 | * | .12 | .05 | |

| | Hoogte eerste pijlerpensioen (Model 3, populatie 3) | | | Toegang tweede pijler (Model 4, populatie 4) | | |
|-----------------------------|--|--------|-----|---|----|---|
| | B | Bs | p | B | Bs | p |
| Collectief huishouden | -196.34 | -15.44 | * | + | + | |
| Stelsel (ref. = werknemer) | | | | | | |
| Ambtenaar | 1344.29 | 565.43 | *** | | | |
| Zelfstandige | -657.50 | -79.43 | *** | | | |
| Gemengd | 114.75 | 48.90 | *** | | | |
| Leeftijd*stelsel | | | | | | |
| (ref. = leeftijd*werknemer) | | | | | | |
| Leeftijd*ambtenaar | 122.42 | 336.81 | *** | | | |
| Leeftijd*zelfstandige | 45.37 | 11.61 | | | | |
| Leeftijd*gemengd | -115.11 | -89.53 | *** | | | |

* p < .1; ** p < .01; ***; p < .001; + Geen waarde, de coëfficiënt voor de dummy collectief huishouden kan niet geschat worden omdat deze dummy de toegang tot de tweede pijler perfect voorspelt.

4.2.3. *Gescheiden vrouwen met kinderen*

De modellen 3 en 4 in tabel 4 testen de hypothesen die enkel van toepassing zijn op de gescheiden vrouwen met kinderen (hypothesen 1.4-1.7 voor de hoogte van het eerstestijlerpensioen en hypothesen 2.4-2.7 voor de toegang tot de tweede pijler). Hypothese 1.4 voorspelde een lager pensioen bij vrouwen met meer dan twee kinderen dan bij vrouwen met één of twee kinderen. Deze hypothese wordt bevestigd. In tegenstelling tot het hebben van kinderen (*cf. supra*), is het hebben van meer dan twee kinderen dus wel negatief gecorreleerd met de hoogte van het eerstestijlerpensioen. Bovendien hebben gepensioneerde gescheiden vrouwen met meer dan twee kinderen minder kans op een tweedestijlerpensioen dan gepensioneerde gescheiden vrouwen met één of twee kinderen (hypothese 2.4).

Ook hypothese 1.5 wordt bevestigd. Des te ouder de vrouw bij de intrede van het eerste kind in het huishouden, des te hoger het eerstestijlerpensioen. De analoge hypothese voor de toegang tot de tweede pijler (hypothese 2.5) wordt echter niet bevestigd. De leeftijd van de vrouw bij de geboorte van haar eerste kind leidt niet tot een grotere kans op een tweedestijlerpensioen. Dit is mogelijk toe te schrijven aan de zeer beperkte ontwikkeling van de tweede pijler in het begin van de loopbaan van de hier onderzochte vrouwen. Uit vorig onderzoek (Gieselink *et al.* 2003) blijkt namelijk dat de groei van de tweede pijler een relatief recent gegeven is.

In tegenstelling tot de verwachtingen, blijkt de spacing (het aantal jaren dat de vrouw kinderen heeft jonger dan 6) niet van belang te zijn voor de hoogte van het eerstestijlerpensioen, noch voor de kans op een tweedestijlerpensioen. Hypothesen 1.6 en 2.6 krijgen dus geen empirische ondersteuning. De reden is onduidelijk. Hypothesen 1.7 en 2.7 worden wel bevestigd. Wanneer de zorgperiode voor de jonge kinderen voornamelijk binnen het huwelijk valt leidt dit tot een hoger eerstestijlerpensioen en een hogere kans op een tweedestijlerpensioen dan wanneer deze zorgperiode voornamelijk buiten het huwelijk valt. De effecten van de controlevariabelen in model 3 zijn gelijkaardig aan die van model 1.

5. **Besluit**

Deze studie onderzocht in welke mate levensloopvariabelen de variatie in het pensioeninkomen van gescheiden vrouwen helpen verklaren. De analyses leiden tot drie conclusies. Ten eerste tonen ze de relevantie van levensloopvariabelen voor onderzoek naar gepensioneerde gescheiden vrouwen. Ten tweede wijzen ze op het belang van de timing van het huwelijk en de echtscheiding binnen de levensloop. Een laatste vaststelling betreft het effect van kinderen en de interactie van deze gebeurtenis met andere gebeurtenissen in de levensloop.

Uit deze studie blijkt vooreerst dat levensloopvariabelen de variatie in pensioeninkomen helpen verklaren. Modellen met levensloopvariabelen bieden immers een meerwaarde ten opzichte van modellen zonder. Bovendien zijn de geschatte effecten van een aantal levensloopvariabelen vrij sterk. Niettemin dient deze conclusie te worden genuanceerd. De belangrijkste verklaring voor de onderzochte variatie blijft immers het stelsel waarbinnen pensioenrechten worden opgebouwd. Ter illustratie, het gemiddelde bruto eerstelijerpensioen in onze onderzoekspopulatie bedraagt 2273 euro in het geval van een ambtenarenpensioen, 916 euro in het geval van een werknemerspensioen en 251 euro in het geval van een zelfstandigenpensioen. Dit is niet verwonderlijk. Een analyse van de wetgeving toont immers aan dat het ambtenarenstelsel voordeliger is dan het stelsel voor werknemers, dat op zijn beurt weer voordeliger is dan het stelsel voor zelfstandigen (Berghman *et al.* 2007, 27). Verder onderzoek moet aangeven in welke mate de gevonden verschillen zijn terug te brengen tot verschillen in wetgeving dan wel dat ze te wijten zijn aan verschillen in de loopbanen tussen deze groepen. Om het zuivere effect van het stelsel te kunnen observeren, is het dus wenselijk om meer loopbaaninformatie aan de verklarende modellen toe te voegen.

Ten tweede blijkt de timing van het huwelijk en de echtscheiding in de levensloop van de vrouw van belang te zijn voor haar latere pensioen. De analyses laten namelijk significante en relatief sterke effecten zien van de variabelen huwelijksduur en leeftijd van de vrouw bij de echtscheiding. Vrouwen die langer gehuwd waren hebben gemiddeld lagere pensioenrechten dan vrouwen die dat minder lang waren. Gezien het toenemend aantal echtscheidingen na een langere huwelijksduur is deze vaststelling zorgwekkend. Verder vinden we een positief effect van de leeftijd van de vrouw bij echtscheiding op haar pensioen, dit in tegenstelling tot de verwachtingen. Allicht komt dit doordat in onze analyses het effect van huwelijksleeftijd en echtscheidingsleeftijd empirisch niet onderscheiden kunnen worden. Verder onderzoek zou nodig zijn om uit te klaren of het ook effectief moeilijker is om terug aansluiting te vinden bij de arbeidsmarkt na een echtscheiding op latere leeftijd.

Een laatste reeks vaststellingen heeft betrekking op de impact van kinderen op het pensioeninkomen. Vrouwen die tijdens hun leven voor meer dan twee kinderen hebben gezorgd blijken een beduidend lager eerstelijerpensioen te krijgen en minder kans te hebben op een tweedelijerpensioen dan vrouwen met één of twee kinderen. Dit ligt in de lijn van bestaand onderzoek waaruit blijkt dat veel vrouwen binnen deze cohorte zich definitief terugtrokken van de arbeidsmarkt vanaf hun derde kind. Ook de timing van de kinderen in het leven van deze vrouwen is relevant. Meer bepaald ontvangen vrouwen die hun eerste kind op jongere leeftijd kregen een lager eerstelijerpensioen. Ten slotte blijkt ook de timing van de kinderen ten opzichte van andere levensloopgebeurtenissen zoals het huwelijk en de echtscheiding van belang. Wanneer de zorgperiode voor

jonge kinderen grotendeels buiten het huwelijk valt, beïnvloedt dit het pensioen namelijk op negatieve wijze. Deze bevindingen versterken het argument dat een meer gedetailleerde meting van levensloopinformatie en met name een focus op de timing van en interactie tussen verschillende levensloopgebeurtenissen toekomstig onderzoek ten goede kan komen.

Vreemd genoeg kon geen globaal effect worden vastgesteld van het hebben van kinderen, noch van de duur van de zorgperiode voor jonge kinderen. Dit staat niet alleen haaks op de verwachtingen op basis van de literatuur, maar ook op de bovenvermelde bevinding dat het hebben van meer dan twee kinderen het pensioen wél negatief beïnvloedt. Wat aan de basis van deze inconsistentie ligt, zal moeten blijken uit verder onderzoek. Een drietal pistes dienen daarbij prioritair te worden afgetoetst.

Een eerste piste steunt op de hypothese dat onze onderzoekspopulatie een atypische groep vrouwen betreft. Het negatieve effect van kinderen op arbeidsmarktparticipatie dat in de literatuur wordt teruggevonden is gebaseerd op studies waarin een meer algemene populatie van gescheiden en gehuwde vrouwen onderzocht wordt. Onze onderzoekspopulatie is daarentegen beperkt tot gepensioneerde vrouwen die uit de echt gescheiden en intussen niet hertrouwd zijn. Zoals aangegeven heeft onze onderzoekspopulatie allicht een hoger opleidingsniveau dan andere vrouwen uit dezelfde cohorte. Toekomstig onderzoek dient uit te maken of de arbeidsmarktparticipatie binnen deze specifieke groep misschien in mindere mate wordt teruggeschroefd naar aanleiding van (één of twee) kinderen. In deze context kan het ook relevant zijn om analyses op basis van administratieve data aan te vullen met analyses op basis van bestaande surveydata, aangezien de variabele opleidingsniveau daar wel in rekening kan worden gebracht. De data verzameld in het onderzoek *Scheiding in Vlaanderen* (Mortelmans & Pasteels 2011) kunnen daarbij van belang zijn.

Een tweede piste voor verder onderzoek concentreert zich op de rol die solidariteitsmechanismen kunnen spelen in het uitblijven van een globaal effect van kinderen. Het is belangrijk te beseffen dat de afhankelijke variabele in deze studie het pensioen is, en niet de arbeidsmarktparticipatie zelf. Pensioenen worden immers niet enkel opgebouwd via tewerkstelling. Onder meer tijdens periodes van werkloosheid of loopbaanonderbreking worden tevens pensioenrechten opgebouwd, met name via de zogenaamde gelijkgestelde periodes. Deze gelijkgestelde periodes kunnen het effect van kinderen in grote mate tenietdoen. Zo vonden Peeters & Larmuseau (2005, 117-118) bij de vrouwen van de hier onderzochte geboortecohorte dat maar liefst een kwart (bediendes) tot de helft (arbeidsters) van hun pensioenopbouw uit gelijkstellingen bestond. Verder onderzoek zou moeten uitwijzen of vrouwen met één of twee kinderen relatief vaker een beroep kunnen doen op deze solidariteitsmechanismen en of dit een verklaring kan vormen voor het relatief hogere pensioen dat bij deze vrouwen geobserveerd wordt.

Een laatste piste voor verder onderzoek brengt de ex-mannen van deze vrouwen terug in het verhaal. Voor sommige vrouwen zal (een deel van) het pensioen immers gebaseerd zijn op de loopbaan van de voormalige echtgenoot. Hoewel vrouwen meestal de arbeidsmarktparticipatie verminderen naar aanleiding van kinderen, worden mannen vaak net gestimuleerd om harder te werken en meer te verdienen wanneer ze kinderen krijgen (Kalmijn & Luijkx 2005). Zo kan het dat de afgeleide pensioenrechten toch hoger liggen bij vrouwen met kinderen dan bij vrouwen zonder kinderen, dit in tegenstelling tot de eigen pensioenrechten. Op dit moment kan het onderscheid tussen eigen en afgeleide rechten niet gemaakt worden in de data, maar voor toekomstig onderzoek zou dit een significante meerwaarde betekenen.

Door de verschillende nieuwe vragen die deze studie oproept, vormt ze een interessante aanzet voor verder onderzoek naar de impact van socio-demografische levensloopvariabelen op pensioeninkomens. Socio-demografische levenslooptrajecten mogen dan slechts een beperkte verklaringskracht bieden in vergelijking met andere variabelen zoals het pensioenstelsel, ze dragen wel bij tot inzichten over de variatie in het pensioeninkomen van echtgescheiden vrouwen *binnen* stelsels. Het levensloopperspectief wordt met name interessant wanneer het op een adequate manier rekening houdt met de timing van en interacties tussen verschillende levensloopegebeurtenissen. Vooral de zorg voor jonge kinderen buiten de institutie van het huwelijk en echtscheidingen na een langer huwelijk bleken namelijk een risico voor het latere pensioen te vormen. Deze informatie is ook voor beleidsmakers relevant en wijst op het belang van bewustmaking bij vrouwen over de gevolgen van echtscheiding voor hun latere pensioen op elk moment in hun levensloop.

NOTEN

- 1 Een gedetailleerde toelichting van de pensioenformule en het belang van de zogenaamde gelijkgestelde periodes daarbij, leidt hier te ver. Zie Peeters & Larmuseau (2005) voor een uitgebreide bespreking.
- 2 Voor een verdere bespreking van dit echtscheidingspensioen, alsook voor een bespreking van de ter zake geldende cumulatierregels, zie Put (2010, 758-759).
- 3 Sinds de WAP (Wet van 28 april 2003 betreffende de aanvullende pensioenen en het belastingstelsel van die pensioenen en van sommige aanvullende voordelen inzake sociale zekerheid, BS 15 mei 2003) kunnen gelijkgestelde periodes ook voorkomen in de tweede pijler. Uit de verslagen van de Commissie voor Bank-, Financier- en Assurantie- en CBFA, (2009) blijkt evenwel dat deze gelijkgestelde periodes slechts zeer beperkt voorkomen bij sectorale pensioenstelsels. Bij pensioenstelsels op ondernemingsniveau kan men verwachten dat deze gelijkgestelde periodes nog minder voorkomen. Immers de administratieve last om dergelijke solidariteitsregelingen op te zetten is

- makkelijker te dragen in grote sectoren dan in kleinere ondernemingen. Bovendien komen ondernemingspensioenen – in tegenstelling tot sectorpensioenen – in de regel niet tot stand op basis van collectieve onderhandelingen waarin werknemers een stem hebben.
- 4 Bepalingen die deelname aan een tweedepijlerpensioen rechtstreeks koppelen aan burgerlijke staat of het hebben van kinderen zijn door de wetgeving expliciet verboden. Zie Gieselink *et al.* (2003, 27-29).
 - 5 Voor meer toelichting bij het DWH AM&SB, zie Berghman *et al.* (2009, 6-7).
 - 6 Het toewijzen van kinderen op basis van de gegevens van het Rijksregister is – gegeven de structuur van de bestanden – niet evident. De data over de kinderen zijn zo opgebouwd dat per jaar wel de verwantschapsrelatie van elk gezinslid ten aanzien van het gezinshoofd vervat zit, maar niet de onderlinge relatie tussen de gezinsleden die geen gezinshoofd zijn. Wanneer de vrouw in een bepaald jaar geen gezinshoofd is, dienen bijgevolg een aantal veronderstellingen te worden gemaakt. In dat geval worden als haar kinderen beschouwd (1) gezinshoofden waarvan de vrouw zelf moeder is; (2) (stief)kinderen van het gezinshoofd indien de vrouw gehuwd is met dit gezinshoofd en (3) (stief)kinderen van het gezinshoofd en niet-verwante personen ten aanzien van het gezinshoofd indien de vrouw geen familieband heeft met dit gezinshoofd. Wat dat laatste betreft worden drie bijkomende voorwaarden gesteld: het leeftijdsverschil tussen het (stief)kind en de vrouw moet 45 jaar of minder zijn, de betrokken vrouw moet minstens 18 jaar zijn op het moment van de intrede van het (stief)kind in het gezin en het (stief)kind moet op het moment van zijn/haar intrede in het gezin jonger dan 18 jaar zijn.

BIBLIOGRAFIE

- Allison, P.D. (1999), *Logistic Regression Using SAS. Theory and Application*. Cary, NC: SAS Institute, Inc.
- Andreas, H., Borgloh, B., Bröckel, M., Giesselmann, M. & D. Hummelsheim (2006), The Economic Consequences of Partnership Dissolution – A Comparative Analysis of Panel Studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden, *European Sociological Review*, 22(5), 533-560.
- Bartiaux, F. & C. Wattelaer (2000), *Nuptialité et fécondité. Partie A: Nuptialité*. Brussel: Nationaal Instituut voor de Statistiek.
- Berghman, J., Curvers, G., Palmans, S. & H. Peeters (2007), *De gepensioneerden in kaart gebracht. Deel 1: De wettelijke pensioenbescherming*. Working paper Sociale Zekerheid nr. 6. Brussel: FOD Sociale Zekerheid.
- Berghman, J., Curvers, G., Palmans, S., Vandermeerschen, H. & R. Verpoorten (2009), *Toereikende pensioenen voor gepensioneerde huishoudens. Hoogte en samenstelling van het pensioenpakket op huishoudniveau*. Working Paper Sociale Zekerheid nr. 10. Brussel: FOD Sociale Zekerheid.
- Berghman, J., Debels, A., Vandenplas, H., Verleden, F., Mutsaerts, A., Peeters, H. & R. Verpoorten (2010), *De Belgische Pensioenatlas 2010*. Brussel: FOD Sociale Zekerheid.

- Burnham, K.P. & D.R. Anderson (2002), *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach*. New York: Springer-Verlag.
- Cantillon, B. & S. Lefebure (2007), Levensomstandigheden van oudere vrouwen met lage inkomens in België, pp. 211-230 in A. Van den Troost & K. Vlemingx (eds.), *Een pensioen op maat van vrouwen*. Antwerpen – Apeldoorn: Garant.
- CBFA (2009), *Tweejaarlijks verslag betreffende de sectorale pensioenstelsels*. Brussel: CBFA.
- Choi, J. (2006), *The Role of Derived Rights for Old-Age Income Security of Women*. OECD. Working Paper 43 (DELSA/ELSA/WD/SEM(2006)12). OECD.
- Corijn, M. (2005), *Huwen, uit de echt scheiden en hertrouwen in België en in het Vlaamse Gewest. Een analyse op basis van Rijksregistergegevens (CBGS-Werkdocument)*. Brussel: Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudie (CBGS).
- Corijn, M. (2011), Ze leefden lang (en gelukkig) en... scheiden dan. Echtscheiding op latere leeftijd en na langere huwelijksduur. *SVR-Webartikel*, (4), 1-6.
- Debels, A., Peeters, H. & R. Verpoorten (2011), Het uitsluiten van geïnstitutionaliseerde ouderen in surveys. Gevolgen voor de Open Coördinatie methode Pensioenen. *Tijdschrift voor Sociologie*, 32(3-4), 497-521.
- de Graaf, P.M. & M. Kalmijn (2003), Alternative Routes in the Remarriage Market: Competing Risk Analyses of Union Formation After Divorce. *Social Forces*, 81(4), 1459-1498.
- de Graaf, P. & K. Kats (2007), Kinderen en de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen: de invloed van timing en spacing in levensloopperspectief, pp. 87-112 in T. van der Lippe, P.A. Dykstra, G. Kraaykamp & J. Schippers (eds.), *De maakbaarheid van de levensloop*. Assen: Van Gorcum.
- Dekkers, G. & A. Debels (2006), Gender, leeftijd en armoede, een vergelijkende analyse van TIP-curves in België en Nederland. *Tijdschrift voor Sociologie*, 27(3), 197-234.
- Dewilde, C. (2008), Armoede op oudere leeftijd: de impact van gezins- en loopbaantrajecten, pp. 279-299 in J. Vranken, G. Campaert, K. De Boyser, C. Dewilde & D. Dierckx (eds.), *Armoede en sociale uitsluiting. Jaarboek 2008*. Leuven: Acco.
- Drobnič, S., Blossfeld, H. & G. Rohwer (1999), Dynamics of Women's Employment Patterns over the Family Life Course: A Comparison of the United States and Germany. *Journal of Marriage and Family*, 61 (1), 133-146.
- George, L.K. (1993), Sociological Perspectives on Life Transitions. *Annual Review of Sociology*, 19(August), 353-373.
- Geurts, K. (2006), *De arbeidsmarktpositie van alleenstaande ouders – Nieuwe bevindingen uit het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming*. Leuven: Steunpunt WSE.
- Gieselink, G., Peeters, H., Van Gestel, V., Berghman, J. & B. Van Buggenhout (2003), *Onzichtbare pensioenen in België*. Gent: Academia Press.
- Glorieux, I. (1995), *Arbeid als zingever: een onderzoek naar de betekenis van arbeid in het leven van mannen en vrouwen*. Brussel: VUBPress.
- Goode, W. (1962), Marital Satisfaction and Instability: A Cross-Cultural Class Analysis of Divorce Rates. *International Social Science Journal*, 14, 507-526.
- Gunnarsson, E. (2002), The Vulnerable Life Course: Poverty and Social Assistance Among Middle-Aged and Older Women. *Ageing & Society*, 22(06), 709-728.

- Heinrich, G. (2000), *Affluence and Poverty in Old Age: Evidence from the European Community Household Panel*. Differdange: CEPS/INSTEAD.
- Holden, K.C. & H.D. Kuo (1996), Complex Marital Histories and Economic Well-being: The Continuing Legacy of Divorce and Widowhood as the HRS Cohort Approaches Retirement. *The Gerontologist*, 36 (3), 383 -390.
- Jansen, M., Mortelmans, D. & L. Snoeckx (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. & R. Luijkx (2005), Has the Reciprocal Relationship between Employment and Marriage Changed for Men? An Analysis of the Life Histories of Men Born in the Netherlands between 1930 and 1970. *Population Studies*, 59(2), 211-231.
- Kalmijn, M., Vanassche, S. & K. Matthijs (2011), Divorce and Social Class During the Early Stages of the Divorce Revolution: Evidence From Flanders and the Netherlands. *Journal of Family History*, 36 (2), 159-172.
- Laurijssen, I., Glorieux, I. & S. Koelet (2009), Afstemming van beroepsloopbanen op gezinsverantwoordelijkheden. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 26(3), 287-302.
- Martin, S.P. & S. Parashar (2006), Women's Changing Attitudes Toward Divorce, 1974 – 2002: Evidence for an Educational Crossover. *Journal of Marriage and Family*, 68 (1), 29-40.
- McLaughlin, D.K. & K.C. Holden (1993), Nonmetropolitan Elderly Women: A Portrait of Economic Vulnerability. *Journal of Applied Gerontology*, 12(3), 320-334.
- Miller, A.R. (2009), The Effects of Motherhood Timing on Career Path. *Journal of Population Economics*. 24(3), 1071-1100.
- Mitchell, C. (2010), Are Divorce Studies Trustworthy? The Effects of Survey Nonresponse and Response Errors. *Journal of Marriage and Family*, 72(August), 893-905.
- Mortelmans, D. (2002), De gevolgen van echtscheiding op latere leeftijd, pp. 37-53 in *Ouderen en relaties*. vzw Centrum voor kinderen en gezinnen / Hoger Instituut voor Gezinswetenschappen / Centrum voor Volwassenenonderwijs.
- Mortelmans, D. & I. Pasteels (2011), Scheiding in Vlaanderen: ontstaan en inhoud van de multi-actorstudie naar relatiebreuken in Vlaanderen, pp. 11-25 in D. Mortelmans, I. Pasteels, P. Bracke, K. Matthijs, J. Van Bavel & C. Van Peer (eds.), *Scheiding in Vlaanderen*. Leuven: Acco.
- O'Rand, A. & J.C. Henretta (1999), *Age and Inequality. Diverse Pathways Through Later Life*. Boulder: Westview Press.
- Pasteels, I., Mortelmans, D. & J. Van Bavel (2011), Steekproef en dataverzameling, pp. 27-64 in D. Mortelmans, I. Pasteels, P. Bracke, K. Matthijs, J. Van Bavel & C. Van Peer (eds.), *Scheiding in Vlaanderen*. Leuven: Acco.
- Peeters, H. & H. Larmuseau (2005), De solidariteit van de gelijkgestelde periodes. Een exploratie van de aard, het belang en de zin van de gelijkgestelde periodes in de totale pensioenopbouw bij werknemers. *Belgisch Tijdschrift voor sociale zekerheid*, 47(1), 97-125.
- Peeters, H., Verschraegen, G., Debels, A., Brosens, G., Van Gestel, V. & J. Berghman (2005), *Pensioenen en arbeidsmarktflexibiliteit. Een onderzoek naar de sociale bescherming van flexibele werknemers in de Belgische pensioenpijlers*. Gent: Academia Press.

- Put, J. & V. Verdeyen (2010), *Praktijkboek sociale zekerheid. Voor de onderneming en de sociale adviseur*. Mechelen: Kluwer.
- Sigle-Rushton, W. & J. Waldfogel (2006), *Motherhood and Women's Earnings in Anglo-American, Continental European, and Nordic Countries*. Luxembourg Income Study Working Paper no. 454. Luxembourg Income Study (Lis), asbl.
- Smeeding, T.M. & S. Sandstrom (2004), *Poverty and Income Maintenance in Old Age: A Cross-National View of Low Income Older Women*. Center for Retirement Research Working Papers.
- Ulker, A. (2009), Wealth Holdings and Portfolio Allocation of the Elderly: The Role of Marital History. *Journal of Family and Economic Issues*, 30(1), 90-108.
- Uunk, W., Kalmijn, M. & R.J.A. Muffels (2005), The Impact of Young Children on Women's Labour Supply: A Reassessment of Institutional Effects. *Acta Sociologica*, 48(1), 41-62.
- Van Hove, T. & K. Matthijs (2002), *The Socio-demographic Evolution of Divorce and Remarriage in Belgium*. Gepresenteerd bij Divorce in Cross-national Perspective: a European Research Network, Firenze.
- Vermeiren, P.P., Heylen, L., Mortelmans, D. & K. Ponnet (2007), De diversiteit van vrouwelijke loopbanen. *Over-werk*, 17(1), 49-75.
- Wallgren, A. & B. Wallgren (2007), *Register-based Statistics. Administrative Data for Statistical Purposes*. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd.
- Weir, D.R. & R.J. Willis (2000), *Prospects for Widow Poverty*. Pension Research Council.
- Welkenhuysen-Gybels, J. & G. Loosveldt (2002), *Regressieanalyse. Een introductie in de multivariabelenanalyse*. Leuven: Acco.
- Wilmoth, J. & J. Koso (2002), Does Marital History Matter? Marital Status and Wealth Outcomes among Preretirement Adults. *Journal of Marriage and Family*, 64(1), 254-268.