

WORKING PAPER SOCIALE ZEKERHEID NR 9

HET ARMOEDERISICO BIJ BELGISCHE WEDUWEN EN WEDUWNAARS

KOEN PONNET
DIMITRI MORTELMANS

JUNI 2007
CENTRUM VOOR LONGITUDINAAL EN LEVENSLIJPONDERZOEK (CELLO)
UNIVERSITEIT ANTWERPEN

Deze tekst is een publicatie van de Reeks Working Papers Sociale Zekerheid van de Directie-generaal Beleidsondersteuning van de FOD Sociale Zekerheid.

De Working Papers Sociale Zekerheid verzamelen papers, onderzoeksrapporten, informatiedocumenten en analyses van de Directie-generaal Beleidsondersteuning van de Federale Overheidsdienst Sociale Zekerheid. Deze reeks heeft als doelstelling de kennis, die door of in opdracht van de Directie-generaal Beleidsondersteuning geproduceerd wordt, te communiceren naar de buitenwereld en daarmee bij te dragen tot een groter inzicht en een betere werking van de Sociale Zekerheid in België.

Tom Auwers, Directeur-generaal



ISSN 1781-5290

D/2008/Nr. Editor/9

© Directie-generaal Beleidsondersteuning – FOD Sociale Zekerheid
Victor Hortaplein 40, bus 20
1060 Brussel
dgstrat@minsoc.fed.be

Enkel de auteurs zijn verantwoordelijk voor de ondertekende inzendingen of voor de stukken die worden overgenomen met vermelding van de bron. De inhoud van de bijdragen in deze publicatie geeft niet noodzakelijk het standpunt of de mening weer van de Federale Overheidsdienst Sociale Zekerheid.

Redactieverantwoordelijke:
dr. Koen Vleminckx, coördinator
Evolutie Sociale Bescherming

Working Paper SOCIALE ZEKERHEID Nr 9

**Het armoederisico
bij Belgische weduwen en weduwnaars**

**Koen Ponnet
Dimitri Mortelmans**

**juni 2007
Centrum voor Longitudinaal en Levensloonderzoek (CELLO)
Universiteit Antwerpen**

Inhoudstafel

Inhoudstafel	i
Het armoederisico	1
bij Belgische weduwen en weduwnaars	1
Inleiding	1
Situering en doelstelling van het onderzoek	2
Armoede nader bekeken	2
Methode	5
Fase 1: Administratieve gegevens	5
Fase 2: Surveygegevens	6
Fase 3: Eigenlijke onderzoeksdata	8
Resultaten	12
Verschillen tussen weduwen onder en boven de armoedegrens	12
Beïnvloedende factoren van armoederisico	20
Besluit	23
Socio-demografisch profiel van armoederisicovolle weduwen	23
Huishoudelijk en relationeel profiel van armoederisicovolle weduwen	23
Het arbeidspatroon van armoederisicovolle weduwen	24
Het uitgavenpatroon van armoederisicovolle weduwen	25
Beleidsimplicaties	26
Mogelijke beperkingen van de studie	27
Bibliografie	29

Het armoederisico bij Belgische weduwen en weduwnaars

Inleiding

Verweduwing is een levensloopgebeurtenis met ingrijpende gevolgen op psychologisch, sociaal en economisch vlak (Biblarz & Gottainer, 2000). Op psycho-sociaal vlak blijken vrouwen zich over het algemeen beter aan te passen aan het weduwnaarschap dan mannen (Van Grootheest e.a., 1999; Bennett e.a., 2005). Mannen worden namelijk geconfronteerd met allerlei gezinstaken (zoals het huishouden, de zorg voor kinderen of het onderhouden van sociale contacten) die ze vroeger overlieten aan hun partner (Fokkema, 2001). Op economisch vlak vindt echter het omgekeerde plaats. Hier incasseren vrouwen de zwaarste klappen (Holden, Burkhauser, & Feaster, 1988; Holden & Zick, 1997; Zick & Holden, 2000). Aangezien de man meestal de grootste (of soms zelfs de enigste) kostwinner was van het gezin, veroorzaakt zijn overlijden een behoorlijk inkomensverlies en een verlies van financiële schaalvoordelen, zoals bijvoorbeeld bepaalde vaste huiskosten, de aanschaf van een nieuwe wagen, enzovoort. Door de gezinstransitie neemt het armoederisico van de weduwen, gemeten naar inkomens-, welvaarts-, en bestaanszekerheidspositie, aanzienlijk toe (Bound e.a., 1991; Hungerford, 2001; McDonald, 1997). Daarnaast zien we ook dat jonge weduwen meer risico lopen dan oudere weduwen om in financiële moeilijkheden te geraken, en dat hun situatie verslechtert naarmate de duur van verweduwing (Sevak, Weir & Willis, 2003).

Eenzijds kunnen we veronderstellen dat bepaalde factoren ervoor zorgen dat weduwen (en weduwnaars) beter beschermd worden tegen het armoederisico. Zo wees Fokkema (2001a) erop dat zowel het aangaan van een nieuwe relatie als het verrichten van betaalde arbeid de negatieve inkomensgevolgen van echtscheiding drastisch kunnen verminderen en soms zelf kunnen voorkomen. Anderzijds kunnen we ervan uitgaan dat bepaalde factoren, zoals de aanwezigheid van kinderen, een minder gunstige invloed hebben en het risico op armoede vergroten. Dit onderzoek richt zich op deze beschermings- en risicofactoren, met als doel de factoren in kaart te brengen door middel van beschrijvende analyses en vervolgens meer verklarend te werk te gaan om de relatieve impact van de factoren in te schatten.

Situering en doelstelling van het onderzoek

Dit rapport bouwt voort op een survey-onderzoek uit 2006 in opdracht van de Minister van Pensioenen en de Federale Overheidsdienst Sociale Zaken. Aan het Centrum voor Longitudinaal en Levensloop Onderzoek (CELLO) van de Universiteit Antwerpen werd toen gevraagd de noden en behoeften van weduwen in kaart te brengen, en na te gaan welke van de overlevende partners ervoor kiezen een overlevingspensioen op te nemen - al dan niet gecumuleerd met een beroepsactiviteit- en welke van de overlevende partners ervoor kiezen te verzaken aan het overlevingspensioen. De resultaten van dit onderzoek worden beschreven in een hoofdstuk van het boek *'Een Pensioen op maat van vrouwen?' (Ponnet e.a., 2007)*.

In dit rapport kijken we, aan de hand van de surveygegevens uit bovenstaande studie enerzijds en de koppeling van deze surveygegevens met administratieve data uit het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming anderzijds, meer in detail naar de situatie van de meest armoederisicovolle weduwen en weduwnaars. Vooreerst willen we nagaan welke de verschillen zijn tussen de meer en de minder armoederisicovolle weduwen en weduwnaars. Hiervoor gaan we dieper in op enkele socio-demografische, huishoudelijke, relationele, en inkomens- en uitgavenverschillen; en gaan we na in welke mate meer en minder armoederisicovolle weduwen hun situatie verschillend percipiëren en/of beleven. Ten tweede gaan we op zoek naar enkele verklarende factoren waardoor weduwen en weduwnaars meer kans hebben om in een meer armoederisicovolle situatie terecht te komen.

Het rapport gaat eerst in op de gehanteerde methodologie: het onderzoeksopzet wordt nader toegelicht en de onderzoekspopulatie wordt afgebakend. Vervolgens bespreken we de resultaten van de twee onderzoeksvragen. Tot slot staan we stil bij de belangrijkste resultaten. Aangezien armoede vanuit verschillende perspectieven benaderd kan worden, starten we met een korte bespreking van dit concept.

Armoede nader bekeken

In zijn brede vorm is armoede "een netwerk van sociale uitsluitingen dat zich uitstrekt over meerdere gebieden van het individuele en collectieve bestaan. Het scheidt de armen van de algemeen aanvaarde leefpatronen van de samenleving. Deze kloof kunnen ze niet op eigen kracht overbruggen." (Vranken, 2006, p.31).

Het multidimensionele karakter van armoede maakt het voor onderzoekers echter niet gemakkelijk om tot een praktische operationalisering van het begrip armoede te komen. In het merendeel van armoedestudies –ook in deze bijdrage- wordt het inkomen gebruikt als maat om te bepalen of personen al dan niet arm zijn. Het deel van de bevolking van wie het huishoudinkomen onder een bepaalde inkomensgrens valt –gebruikelijk is dit 60% van het mediaan beschikbaar inkomen- wordt dan gepercipieerd als armoederisicovol (D'Oliesslager, 2006). Alhoewel het gebruik van inkomen op het eerste zicht een betrouwbare en valide maat voor armoede lijkt, merken we toch enkele beperkingen op.

Ten eerste zijn onderzoekers het er niet altijd over eens wat men precies onder inkomen verstaat. Als men onder inkomen de arbeids- of uitkeringsgerelateerde bronnen van inkomsten verstaat, sluit deze definiëring van inkomen bepaalde factoren uit die de levensstandaard mee bepalen (Smeedings e.a., 1993). Zo wordt bijvoorbeeld de consumptiewaarde van het huis, een belangrijke bron van vermogen, niet in rekening gebracht. Ook de sporadische schenkingen van (groot)ouders of anderen, erfenissen, spaargelden, beleggingen, en dergelijke meer maken deel uit van het welvaartsniveau van een gezin en bepalen dus de mate waarin men het risico loopt om in armoede te verzeilen.

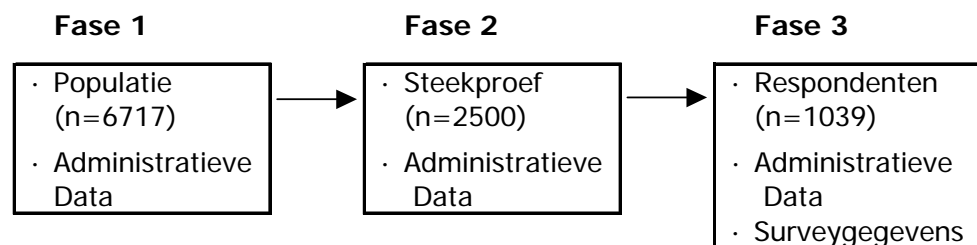
De tweede beperking is deels inherent aan de eerste en heeft betrekking op de methode waarop men informatie over de respondenten verkrijgt. Uit verschillende studies blijkt namelijk dat –bij zelfrapportering- respondenten hun totaal beschikbaar inkomen regelmatig onderschatten (De Wilde e.a., 2004). Vaak worden niet alle inkomensbronnen in rekening gebracht (bv. dividenden van aandelen, coupons van obligaties, ...) of worden bepaalde bronnen onderschat (bv. de waarde van een bedrijfswagen). Bijgevolg bestaat de mogelijkheid dat, door het gebruik van schriftelijke of mondelinge enquêtering, de levensstandaard van de respondenten onderschat wordt en dat hun armoederisico overschat wordt.

Tenslotte merken we dat, zelf al zijn onderzoekers het er over eens welke bronnen van inkomsten ze in rekening moeten brengen, er nog steeds verschillende manieren gehanteerd worden om deze bronnen te operationaliseren. In sommige studies wordt bijvoorbeeld het brutoloon –als deel van het huishoudinkomen- als maat opgenomen, terwijl andere studies het nettoloon opnemen (Dewilde, 2004; Dewilde e.a., 2004). Om verschillen in de grootte en de samenstelling van huishoudens in rekening te brengen, maakt men ook vaak gebruik van een equivalentieschaal. De laatste jaren wordt hierbij vooral de internationaal gangbare gemodificeerde OECD-schaal gebruikt, waarbij aan de

eerste volwassene een gewicht van 1 toegekend wordt, en aan iedere bijkomende persoon van 14 jaar of ouder een gewicht van 0.5, terwijl kinderen jonger dan 14 jaar voor 0.3 meetellen (Atkinson, Rainwater, & Smeedings, 1995; Hagedaars, de Vos, & Zaidi, 1994). Het moge echter duidelijk zijn dat dergelijke verschillende operationaliseringen van inkomen de vergelijkbaarheid tussen armoedestudies niet ten goede komt.

Methode

De populatie van dit onderzoek komt uit het gegevensbestand van de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid (KSZ) en omvat 6171 personen die gehuwd waren op 1 januari 2002 en in ditzelfde jaar verweeduwen (Fase 1). Uit deze populatie werd een gestratificeerde toevalssteekproef van 2500 respondenten getrokken (Fase 2). De data voor dit onderzoek werden enerzijds verkregen door middel van een postenquête bij de steekproef en anderzijds door een koppeling van de surveygegevens van de respondenten met administratieve data uit het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming die beheerd wordt door de Kruispuntbank (Fase 3).



Hiernavolgend bespreken we eerst Fase 1, waarbij we dieper ingaan op de populatie uit het gegevensbestand van de KSZ en een overzicht geven van de administratieve KSZ-variabelen die voor het eigenlijke onderzoek (Fase 3) gebruikt worden. Vervolgens bespreken we Fase 2, waarbij we een overzicht geven van de steekproef, een beschrijving geven van de variabelen uit de survey en we de methode van dataverzameling toelichten. Tenslotte bespreken we Fase 3. We geven een overzicht van de respons en non-respons, en beschrijven de methodologie om de meer armoederisicovolle weduwen en weduwnaars te onderscheiden van de minder armoederisicovolle weduwen en weduwnaars.

Fase 1: Administratieve gegevens

Populatie

De populatie (n=6171) omvat alle personen die gehuwd waren op 1 januari 2002, die overleden in het eerste, tweede, derde of vierde kwartaal van 2002 en die een echtgenoot/echtgenote hebben die zich bevindt in de leeftijdscategorie van 18 tot 63 jaar (in het eerste kwartaal van 2002).

Beschrijving van de variabelen

De administratieve variabelen komen uit het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming¹ die beheerd wordt door de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid. In het kader van het onderzoek werden data van het Rijksregister, RSZ, RSVZ, RSZPPO, RVA, RIZIV, RVP, en FBZ en CIMIRe aangevraagd en gekoppeld. De gegevens die voor dit onderzoek gebruikt worden hebben betrekking op de socio-economische positie van de overlevende partner, zoals leeftijd, geslacht, opname van overlevingspensioen, arbeidsactiviteit, arbeidsregime (deeltijds/voltijds) en arbeidssector (arbeider, bediende, ambtenaar, zelfstandig). De gegevens werden opgevraagd voor het jaar 2002 en voor het jaar na het overlijden van de partner.

Fase 2: Surveygegevens

Steekproef

Uit de populatie van Fase 1 werd een gestratificeerde toevalssteekproef van 2500 respondenten getrokken. Daarbij werd vastgesteld dat het grootste deel van de steekproef (2244 personen) bestaat uit vrouwen en dat het overlevingspensioen voornamelijk door hen wordt opgenomen. Deze groep werd verder gestratificeerd volgens regio (Brussel, Vlaanderen, Wallonië). Er werd geen onderscheid gemaakt naarmate vrouwen wel of niet het overlevingspensioen opnemen. Bij de mannen werd niet gestratificeerd naar regio. De volledige populatie van 256 mannen (die in de loop van 2003 minstens één maal een overlevingspensioen opnamen) werd in het onderzoek bevestigd.

Beschrijving van de variabelen

Socio-demografische en relationele kenmerken. De socio-demografische variabelen die werden opgenomen zijn geslacht, leeftijd en hoogst behaalde diploma of getuigschrift. Aan de respondenten werd gevraagd of ze momenteel een relatie hebben (ja/nee) en wat de aard was van de relatie (getrouwd, samenwonend of niet samenwonend). Er werd tevens gepeild naar het aantal kinderen, de leeftijd van de kinderen, en voor elk van deze kinderen of ze nog steeds inwonend zijn.

¹ Het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming verzamelt data van verschillende sociale zekerheidsinstellingen, zoals de RVP, RSZ, RSZPPO, RKW, edm

Werk en/of Overlevingspensioen. Werkgerelateerde variabelen omvatten arbeidsregime (deeltijds/vol tijds), sector (publieke sector, privé sector, zelfstandig), en uurrooster (vast, veranderlijk, flexibel). Verder werd bij de werkende weduwen bevraagd of ze tevreden zijn met hun huidige werksituatie, en -indien niet- ze graag meer of minder zouden willen werken. Bij de niet-werkende weduwen werd nagegaan of ze tevreden zijn met hun huidige situatie en of ze liever zouden werken. Tenslotte werd aan de weduwen gevraagd of ze hun overlevingspensioen opnemen.

Inkomsten/uitgaven. Het persoonlijk netto maandelijks inkomen (inclusief inkomen uit arbeid, investeringen, sociale uitkeringen, premies, e.d.m.) werd bevraagd in 9 categorieën (gaande van 'minder dan 600 euro per maand' tot 'meer dan 2000 euro per maand'). Aan de werkende respondenten werd gevraagd naar hun netto maandelijks arbeidsinkomen (gaande van 'minder dan 600 euro' tot 'meer dan 1800 euro', in 8 categorieën) en aan de weduwen die overlevingspensioen opnemen werd gevraagd naar het bedrag (gaande van 'minder dan 400 euro' tot 'meer dan 1200 euro', in 6 categorieën). Verder werd aan de respondenten het inkomen van hun partner gevraagd in 9 categorieën (gaande van 'minder dan 600 euro per maand' tot 'meer dan 2000 euro per maand', met 'Ik weet het niet' als bijkomende categorie). Tenslotte werd er nagegaan of de respondenten eigenaar, (onder)huurder of gratis bewoner zijn van een woning, of ze een afbetaling hebben op de woonst (huur/lening), en de grootte van de afbetaling (gaande van 'geen afbetaling' tot 'meer dan 800 euro per maand', in 6 categorieën).

Subjectieve beleving. Aan de hand van een aantal subjectieve schalen werd de tevredenheid met betrekking tot het leven en de financiële toestand, de werking van de overheid en dergelijke meer gemeten. Hieronder geven we een korte beschrijving.

Levenstevredenheid werd gemeten met de Satisfaction with Life Scale (SWLS; Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985; Pavot & Diener, 1993). Een voorbeelditem is 'Ik ben tevreden met mijn leven'. Een factoranalyse op de items resulteerde in één dimensie (61% van de totale verklaarde variantie). De *tevredenheid* met de overheid werd gemeten aan de hand van 3 items (bv. 'Hoe tevreden bent u met de maatregelen die de overheid neemt ten voordele van weduwen'). Na een factoranalyse werden deze items gereduceerd tot één dimensie (69% van de totale verklaarde variantie). Om de *financiële nood* te meten werd gebruik gemaakt van een 4-item schaal van Blau (1994). Een voorbeelditem is 'Ik heb het gevoel dat mijn huidig inkomen me toelaat een levensstandaard te behouden die ik wens'. Na een factoranalyse werden de items herleid tot één dimensie (64% van de totale verklaarde variantie). Om *Zelfwaardering* te meten werd gebruik gemaakt van 6 items van de Zelfwaarderingsschaal van Rosenberg (1965).

Zoals verwacht resulteerde een factoranalyse op de items in één dimensie (56% van de totale verklaarde variantie). We gingen na in welke mate weduwen vinden dat ze *'informele sociale steun'* krijgen. We baseerden ons hiervoor op drie items van de Interpersonal Support Evaluation List (ISEL) (Cohen, Mermelstein, Kamarck & Hoberman, 1985). Een voorbeelditem is 'Er zijn verschillende mensen op wie ik kan rekenen indien ik hulp nodig zou hebben'. Een factoranalyse toonde één onderliggende dimensie aan (63% van de totale verklaarde variantie). Tenslotte werd aan de respondenten gevraagd in welke mate ze vinden dat hun *huidige* situatie er op is vooruitgegaan, verslechterd (of geen van beiden) vergeleken met die van *voor* het overlijden van hun partner, en dit op domeinen zoals woning, financiële zekerheid, vrijetijdsbesteding, kwaliteit van hun relatie met vrienden en de gezondheid. Een factoranalyse resulteerde in één onderliggende dimensie (46% van de totale verklaarde variantie).

Dataverzameling

Het verzenden van de enquête werd verzorgd door de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid. Hierbij werden uitgebreide maatregelen getroffen teneinde de anonimiteit van de respondenten te waarborgen. De contactname en de verzending van de vragenlijst werd gebaseerd op de Tailored Design Methode van Dillman (2000). In een eerste mailing werden 2500 introductiebrieven, begeleid van de vragenlijst uitgestuurd. Drie weken later gebeurde een tweede mailing van de vragenlijsten, gebaseerd op de respons van de eerste mailing. De Tailored Design Methode suggereert drie contactnames waarbij tussen de twee zendingen met vragenlijsten nog een herinneringskaartje gestuurd wordt. De goedkeuring van de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid stond echter maar twee contactnames toe waardoor de herinnering niet werd opgestuurd.

Fase 3: Eigenlijke onderzoeksdata

Respons

Van de 2500 verstuurde enquêtes waren er 6 onbestelbaar en ontvingen we 1224 ingevulde enquêtes, hetgeen overeenkomt met een responspercentage van 49%. Na extractie van de gedeeltelijk ingevulde enquêtes, werden 1039 vragenlijsten weerhouden. De respons in Vlaanderen (43%) verschilt niet met deze in Wallonië (42%). In Brussel is de respons zoals bij de meeste enquêtes lager (30%). We verwijzen naar Tabel 1 voor een overzicht. Het hoge aantal vrouwen in de populatie komt

vanzelfsprekend tot uitdrukking in de steekproef (88% vrouwen versus 12% mannen). De respons bij weduwnaars (46%) is echter ietwat hoger dan bij de weduwes (41%).

Tabel 1: Overzicht van totale respons

	Aantal aangeschreven	Respons %	Verhouding in steekproef (%)
Vlaanderen	1.456	43	61
Wallonië	811	42	33
Brussel	227	30	6
Totaal	2.494	42	100

	Aantal aangeschreven	Respons %	Verhouding in steekproef (%)
Man	2.238	41	88
Vrouw	256	46	12
Totaal	2.494	42	100

Non-respons

Omwille van de validiteit is het bij het analyseren van enquêtegegevens belangrijk om rekening te houden met de non-respondenten, m.n. degenen die om een of andere reden niet wensten deel te nemen aan de enquêtering. Voor de analyses van de non-responsentie werd gebruik gemaakt van de administratieve gegevens uit het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming. We vergelijken de leeftijd en het arbeidsmarktgedrag van de respondenten met deze van de non-respondenten². De gegevens hebben betrekking op het jaar 2002, tenzij expliciet anders vermeld.

Een analyse toont aan dat de gemiddelde leeftijd van de respondenten (50.4 jaar) significant ($p < .01$) lager is dan deze van de non-respondenten (51.6 jaar). Tabel 2 geeft het arbeidsmarktgedrag van de respondenten en non-respondenten weer. Hieruit blijkt dat meer werkenden de vragenlijst hebben ingevuld, met 43% werkende respondenten versus 32% werkende non-respondenten. Het aantal voltijds of deeltijds werkenden is echter niet verschillend tussen beide groepen. Verder zien we dat de vragenlijst meer werd beantwoord door bedienden (44% bij de respondenten versus 36% bij de non-respondenten) en minder werd beantwoord door arbeiders (26% bij de respondenten versus 35% bij de non-respondenten). Mogelijkerwijs is dit te verklaren doordat arbeiders minder hoog opgeleid zijn. Verscheidene studies tonen immers aan dat opleiding positief geassocieerd wordt met het beantwoorden van vragenlijsten

² De gedeeltelijk ingevulde enquêtes werden tot de non-respons gerekend.

(Fitzgerald, Gottschalk, & Moffitt, 1998; Konradt & Fary, 2006; Powers, Young, Russell, & Pachana, 2003). Er zijn geen verschillen tussen beide groepen wat betreft het aantal ambtenaren en zelfstandigen.

Bekijken we de situatie in 2003, dan zien we dat het arbeidsmarktgedrag van beide groepen gedaald is ten opzichte van dat in 2002, waardoor de verschillen tussen beide groepen gehandhaafd blijven, met 39% werkende respondenten en 28% werkende non-respondenten. Er zijn echter geen verschillen tussen beide groepen in het (al dan niet kortstondig) opnemen van het overlevingspensioen.

Tabel 2: Beschrijvende administratieve gegevens van respondenten en non respondenten

	Non- respondenten %	Respondenten %	Totaal %
<u>Situatie 2002</u>			
werkend	32	43	37
Voltijds	46	48	47
Deeltijds	41	41	41
statuut			
arbeider	35	26	31
bediende	36	44	40
ambtenaar	19	20	20
Zelfstandig	94	97	95
<u>Situatie 2003</u>			
Werkend	28	39	33
Neemt overlevingspensioen op	86	87	86

Armoedegrens

Aangezien onze steekproef enkel bestaat uit weduwen en weduwnaars is een relatieve armoedestandaard, gebaseerd op 60% van de mediaan van het gerapporteerd inkomen van de steekproef, niet aangewezen. Lyberaki en Tinios (2006) hebben er reeds voor gepleit om een standaard te berekenen op basis van de gehele bevolking, en niet op basis van een deel van de bevolking (met name de weduwen uit deze steekproef), zodanig dat vergelijking met andere onderzoeksbevindingen mogelijk wordt. Conform een studie van Lefebure, Mangeleer en Van Den Bosch (2006) werd daarom de armoedegrens berekend op basis van de EU-SILC³ gegevens (anno 2004) met betrekking tot België, en werd dit percentage naar de huidige steekproef getransfereerd⁴.

³ European Statistics on Income and Living Conditions

⁴ Met dank aan Peter Raeymaeckers en Stijn Lefebure voor de inhoudelijke steun.

Meer specifiek, (a) werd op basis van de Belgische SILC-gegevens van 2004 de armoedegrens voor alle personen boven 16 jaar en onder 70 jaar berekend. De armoedegrens werd bepaald door 60% van het mediaan gezinsinkomen te nemen, waarbij dit inkomen gestandaardiseerd werd volgens de gemodificeerde OECD schaal. Het (gewogen) armoedepercentage bedroeg 18% voor de Belgische weduwen en weduwnaars⁵; (b) vervolgens maakten we de categoriale variabele 'inkomen', zoals bevraagd in onze enquête, continu, door de mid-punten van de categorieën als score te gebruiken, en standaardiseerden we het gezinsinkomen⁶ op basis van de gemodificeerde OECD-schaal (zie hoger); (c) tenslotte transfereerden we de armoederisicovolle 18% naar de respondenten uit onze steekproef.

⁵ FOD Economie, Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie, EU-SILC 2004.

⁶ Het totale gezinsinkomen bestaat uit het inkomen van de weduwe/weduwnaar en het inkomen van de inwonende partner.

Resultaten

De resultaten hebben betrekking op de respondenten uit de steekproef (Fase 3 van de methodologie). Voor de analyses wordt zowel gebruik gemaakt van de administratieve KSZ-gegevens (historische gegevens uit 2002 en/of 2003) als van de verzamelde surveygegevens (actuele gegevens).

In het eerste deel van de bespreking van de resultaten beschrijven we het profiel van weduwen en weduwnaars onder en boven de armoedegrens. Door middel van variantie-analyses krijgen we zicht op de (significante) verschillen tussen de weduwen/weduwnaars onder en boven de armoedegrens. In het tweede deel gaan we aan de hand van een logistische regressie na welke factoren een invloed hebben op het armoederisico van de respondenten.

Gemakkelijkshalve gebruiken we in de hierna volgende bespreking de term 'weduwen' voor zowel de weduwen als de weduwnaars. Indien we een onderscheid in geslacht willen duidelijk maken, zullen we de termen 'man' en 'vrouw' hanteren. De resultaten hebben betrekking op de actuele surveygegevens, tenzij we expliciet verwijzen naar historische gegevens. Wat significantie betreft gaan we steeds uit dat de gevonden verbanden significant zijn tot op de 0.01-grens. Indien dit niet het geval is, zal dit afzonderlijk vermeld worden.

Verschillen tussen weduwen onder en boven de armoedegrens **Socio-demografische, huishoudelijke en relationele achtergrond**

Tabel 3 geeft aan dat er significant meer vrouwen onder de armoedegrens zitten dan erboven (respectievelijk 93% versus 86%), terwijl er significant meer mannen boven de armoedegrens zitten dan eronder.

Verder stellen we vast dat er significante verschillen zijn tussen de opleiding van de weduwen onder de armoedegrens en deze van de weduwen boven de armoedegrens, met $p < .001$. We merken echter op dat de verschillen zich voornamelijk situeren in de hoogste en de laagste opleidingsvormen, met meer lager opgeleiden (38%) en minder hoger opgeleiden (1%) bij de respondenten onder de armoedegrens dan bij deze boven de armoedegrens (respectievelijk 26% en 9%).

Slechts een kleine minderheid van alle weduwen die in 2002 hun partner verloren, heeft na 4 jaar opnieuw een partner (12%). Uit de analyses blijkt echter dat weduwen boven de armoedegrens (13%) vaker een relatie hebben dan weduwen onder de armoedegrens (5%). Tabel 3 vermeldt ook de aard van de relatie (getrouwd, samenwonend, niet samenwonend), maar gezien het beperkt aantal personen onder de armoedegrens die

een relatie hebben (5%) kunnen we geen uitspraak doen m.b.t. verschillen tussen beide groepen.

Volledigheidshalve geven we ook het percentage weduwen boven en onder de armoedegrens dat uit Vlaanderen, Wallonië en Brussel komt. Als we Brussel buiten beschouwing laten (gegeven het kleine aantal respondenten uit Brussel), blijkt dat er iets meer weduwen uit Wallonië zich onder de armoedegrens situeren dan die uit Vlaanderen ($p < .05$).

Tabel 3: Socio-demografische achtergrondkenmerken (1/2)

	onder armoedegrens %	Boven armoedegrens %	Totaal %
Geslacht			
vrouw	93	86	87
man	7	14	13
Diploma			
Geen	38	26	28
Secundair	45	49	48
Hoger KT	16	16	16
Hoger LT/Universiteit	1	9	7
Gewest			
Vlaanderen	52	63	61
Wallonië	38	32	33
Brussel	10	5	6
Relatie			
Ja	5	13	12
<i>Getrouwd</i>	38	9	11
<i>Samenwonend</i>	25	53	51
<i>Niet samenwonend</i>	38	38	38

Tabel 4: Socio-demografische achtergrondkenmerken (2/2)

	onder armoedegrens %		Boven armoedegrens %		df	F
	M	sd	M	sd		
Leeftijd	50,22	8,80	55,28	8,02	(1,897)	52,29***
Aantal kinderen						
Knd onder 14 jaar	0,47	0,92	0,23	0,67	(1,897)	22,56***
Knd tss 14-18 jaar	0,37	0,65	0,14	0,42	(1,897)	54,01***
Knd tss 18-24 jaar	0,54	0,70	0,30	0,60	(1,897)	26,78***
Knd tot 24 jaar	1,38	1,36	0,67	1,07	(1,897)	82,77***
Knd boven 24 jaar	1,13	1,39	1,34	1,32	(1,897)	7,04*

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

In Tabel 4 zien we dat de gemiddelde leeftijd van de weduwen onder de armoedegrens (50 jaar) lager is dan deze boven de armoedegrens (55 jaar), met $p < .001$. Bovendien hebben de weduwen onder de armoedegrens significant meer jongere kinderen thuis. Weduwen onder de armoedegrens hebben gemiddeld dubbel zoveel kinderen onder de 24 jaar (gemiddeld 1.4 kinderen) dan deze boven de armoedegrens (gemiddeld 0.7 kinderen). Omgekeerd zien we dat het aantal kinderen boven de 24 jaar hoger is bij de weduwen boven de armoedegrens (gemiddeld 1.3 kinderen) dan bij deze onder de armoedegrens (gemiddeld 1.1 kinderen). Een mogelijke verklaring voor de verschillen met betrekking tot het aantal jongere en oudere kinderen is het leeftijdsverschil tussen beide groepen.

Arbeidsmarktgedrag

Na het overlijden van de partner kunnen weduwen en weduwnaars ervoor kiezen om een overlevingspensioen op te nemen, eventueel gecumuleerd met een arbeidsinkomen, of kunnen ze ervoor opteren het overlevingspensioen niet op te nemen om ten volle te gaan voor een arbeidsinkomen. Het overlevingspensioen beperkt de mogelijkheden tot arbeid immers omdat de gecumuleerde verdiensten in dat geval begrensd zijn.

Tabel 5 geeft het arbeidsmarktgedrag weer van de weduwen onder en boven de armoedegrens op het moment van het overlijden van de partner, exact één jaar erna, en op het moment van de surveyafname. Analyses tonen aan dat –zonder rekening te houden met het arbeidsstatuut– er geen verschillen zijn in de arbeidsactiviteit van de weduwen onder en boven de armoedegrens, noch voor het jaar waarin de partner overleed, noch voor het jaar erna, noch voor de huidige situatie: er zijn evenveel weduwen onder als boven de armoedegrens die gaan (of gingen) werken⁷.

⁷ De historische gegevens (2002 en 2003) hebben enkel betrekking op de bedienden. Aangezien de KSZ-gegevens per kwartaal worden berekend, is het bij meerdere jobs niet te achterhalen of het om gelijktijdige dan wel opeenvolgende jobs gaat. Daarom werden enkel de personen met één job in de loop van het kwartaal opgenomen in de analyses van de historische gegevens. Vergelijking van de historische gegevens met deze van 2006 dienen bijgevolg met voorzichtigheid geïnterpreteerd te worden.

Tabel 5: Arbeidsmarktgedrag overheen de tijd

	onder armoedegrens %	Boven armoedegrens %	Totaal %
Gewerkt in 2002			
Neen	50	56	55
ja	50	44	45
Gewerkt 2003			
Neen	55	59	58
ja	45	41	42
Gewerkt 2006			
Neen	58	61	60
ja	42	39	40
Statuut 2002			
Voltijds	37	52	49
deeltijds	63	48	51
Statuut 2003			
Voltijds	24	39	36
deeltijds	76	61	64
Statuut 2006			
Voltijds	13	32	28
deeltijds	87	68	72

Kijken we echter naar het statuut van de arbeidsactieve weduwen, dan merken we dat significant meer weduwen onder de armoedegrens op het moment van het overlijden van de partner deeltijds werkten (63%) vergeleken met weduwen boven de armoedegrens (48%). Verder lijkt er zich een trend af te tekenen waarbij de voltijds werkenden weduwen in de loop der jaren hun voltijdse baan opzeggen om deeltijds te gaan werken. Van 2002 naar 2003 stijgt het aantal deeltijds werkende vrouwen boven de armoedegrens met 27% (van 48% naar 61%), bij de weduwen onder de armoedegrens is de stijging 20% (van 63% naar 76%). Deze trend kan te maken hebben met het toegelaten maximum dat een weduwe mag verdienen in combinatie met het overlevingspensioen. Omdat men vasthoudt aan het overlevingspensioen is men gedwongen om deeltijds te gaan werken. Anderzijds speelt wellicht de leeftijd een rol: we zien ook bij andere bevolkingsgroepen dat bij het ouder worden men meer geneigd is om uit het arbeidscircuit te stappen en/of de arbeidsactiviteit af te bouwen (Verleyden, 2004).

Tabel 6 geeft het arbeidsmarktgedrag van de weduwen onder en boven de armoedegrens weer (in 2006) naar het al dan niet werken op het moment van het overlijden van de partner (in 2002). Analyses tonen aan dat –zonder rekening te houden met het al dan niet opnemen van het overlevingspensioen en het arbeidsstatuut- er geen verschillen zijn tussen weduwen onder en boven de armoedegrens. 45% van alle weduwen onder de

armoedegrens werkten noch in 2002, noch in 2006, versus 48% van de weduwen boven de armoedegrens. Slechts een kleine minderheid van de weduwen onder de armoedegrens die niet werkten in 2002 is tot de arbeidsmarkt toegetreden in 2006, met name 11%, hetgeen neerkomt op 5% van het totaal aantal weduwen onder de armoedegrens. Van de weduwen boven de armoedegrens die niet gewerkt hebben in 2002 is slechts 13% actief op de arbeidsmarkt in 2006, wat neerkomt op 7% van het totaal aantal weduwen boven de armoedegrens.

We stellen eveneens vast dat van de weduwen onder de armoedegrens die werkten in 2002 ongeveer 27% niet meer werkt in 2006 (hetgeen overeenkomt met 13% van het totaal aantal weduwen onder de armoedegrens). Bij de weduwen boven de armoedegrens die werkten in 2002 werkt ongeveer 29% niet meer in 2006 (hetgeen eveneens overeenkomt met 13% van het totaal aantal weduwen boven de armoedegrens).

Tabel 6: Arbeidsmarktgedrag naar arbeidssituatie in 2002

	onder armoedegrens		Boven armoedegrens	
	Niet in 2006	gewerkt in 2006	in Niet in 2006	gewerkt in 2006
Gewerkt in 2002				
Neen	45%	5%	48%	7%
ja	13%	37%	13%	32%

Tabel 7 geeft een overzicht van het percentage weduwen dat werkt, overlevingspensioen opneemt, of een combinatie van beiden. Bekijken we het percentage weduwen dat hun overlevingspensioen opneemt, zonder rekening te houden met het arbeidsmarktgedrag, dan merken we dat weduwen onder de armoedegrens significant meer hun overlevingspensioen opnemen (88%) dan weduwen boven de armoedegrens (80%). Zoals reeds bleek (Tabel 5) zijn er -onafhankelijk of men al dan niet overlevingspensioen opneemt- geen verschillen zijn tussen de weduwen onder de armoedegrens en de weduwen boven de armoedegrens wat betreft het gaan werken. In beide groepen werkt ongeveer twee vijfde.

Er zijn echter wel verschillen tussen beide groepen wat betreft de combinatie werk en overlevingspensioen. Meer specifiek valt op dat er meer weduwen onder de armoedegrens hun arbeidsmarktactiviteit combineren met het opnemen van overlevingspensioen (37%) dan weduwen boven de armoedegrens (26%), en –omgekeerd evenredig- minder weduwen onder de armoedegrens actief zijn op de arbeidsmarkt zonder dit te cumuleren met een overlevingspensioen (5%) vergeleken met de weduwen boven de armoedegrens (13%). Dat

meer weduwen onder de armoedegrens hun arbeidsmarktgedrag combineren met het opnemen van een overlevingspensioen dan weduwen boven de armoedegrens komt ook tot uiting in het percentage deeltijds werkende weduwen (zie tabel 5). Er zijn significant meer deeltijds werkende weduwen onder de armoedegrens (87%) dan deeltijds werkende weduwen boven de armoedegrens (68%).

Tabel 7: Achtergrond m.b.t. tewerkstelling

	onder armoedegrens %	Boven armoedegrens %	Totaal %
overlevingspensioen			
Neen	12	20	19
ja	88	80	81
Combinatie op* en werk			
Op en werkend	37	26	28
Op en niet-werkend	51	53	53
Geen op en werkend	5	13	11
Geen op en niet-werkend	7	8	7
Sector (werkenden)			
Publiek	53	37	40
Zelfstandig	12	11	11
Privé	35	52	48
Uurrooster (werkenden)			
Vast	65	68	68
Veranderlijk	17	10	12
Flexibel	17	22	21

*op=overlevingspensioen

Met betrekking tot de sector van de tewerkstelling tonen de analyses aan dat er verschillen zijn tussen de weduwen boven en onder de armoedegrens ($p < .05$): bij de weduwen onder de armoedegrens werkt 53% in de publieke sector en 35% in de privé sector, terwijl bij de weduwen boven de armoedegrens 37% in de publieke sector en 52% in de privé sector werkt. Er zijn wel ongeveer evenveel weduwen boven en onder de armoedegrens werkzaam als zelfstandige (11%). Verder merken we geen verschillen tussen weduwen onder en boven de armoedegrens wat betreft hun uurrooster: 68% heeft een vast uurrooster, 12% een veranderlijk uurrooster (glijdende uren), en 21% heeft een flexibel uurrooster (het aantal werkuren varieert van week tot week).

Tabel 8: Tevredenheid met huidige (werk)situatie

	onder armoedegrens %	Boven armoedegrens %
<u>Werkenden</u>		
Tevreden met werksituatie	67	70
Wil graag meer werken	22	17
Wil graag minder werken	11	13
<u>Niet-werkenden</u>		
Tevreden met huidige situatie	72	85
Wil graag werken	28	16

Als we kijken naar de mate waarin werkende weduwen tevreden zijn met hun (werk)situatie, dan vinden we geen significante verschillen tussen de weduwen boven en onder de armoedegrens (zie Tabel 8): ongeveer 69% is tevreden met hun werksituatie, ongeveer 18% wil méér werken, en een kleine 13% wil minder werken. Kijken we daarentegen naar de tevredenheid van de niet-werkende weduwen, dan vinden we wel significante verschillen tussen de weduwen boven en onder de armoedegrens. Er zijn veel meer weduwen onder de armoedegrens (28%) die graag zouden werken dan weduwen boven de armoedegrens (16%). Dit zou erop kunnen wijzen dat de armoederisicovolle weduwen meer moeilijkheden ondervinden om aan werk te geraken.

Inkomsten- en uitgavenpatroon

Tabel 9 bevat een overzicht van de inkomsten en uitgaven van de weduwen, continu voorgesteld, maar zonder rekening te houden met het aantal kinderen en de inkomsten of bijdragen van de partner.

Het totaal inkomen, dat bestaat uit de inkomsten uit arbeid, opbrengsten van vermogen, uitkeringen, premies en dergelijke meer, schommelt voor de weduwen onder de armoedegrens rond de 900 euro, terwijl dit bij de weduwen boven de armoedegrens ongeveer 1375 euro is.

Tabel 9: Overzicht inkomsten/uitgaven

	onder armoedegrens		Boven armoedegrens	
	M	sd	M	sd
inkomsten				
Inkomen	900	336	1375	468
Eigenaar	910	335	1421	478
Huurder	871	345	1196	379
Uitgaven				
Afbetaling woonst	203	236	147	229
Eigenaar	164	228	101	208
Huurder	324	221	360	203

Voor de uitgaven hebben we de maandelijkse afbetaling (huur of hypotheek) van de woonst in rekening gebracht. Een kruistabel toont aan dat weduwen en weduwnaars onder de armoedegrens significant minder een eigen woning (71%) bezitten dan deze boven de armoedegrens (82%). Verder merken we op dat ongeveer 62% van alle weduwen boven de armoedegrens geen afbetaling meer heeft, terwijl dit bij de weduwen onder de armoedegrens veel lager is (46%). Opvallend is dat het afbetalingsbedrag van de woonst (huur of hypotheek samen) hoger is bij de weduwen onder de armoedegrens dan bij de weduwen boven de armoedegrens. Maken we echter een opsplitsing tussen de huurders en de eigenaars, dan stellen we vast dat de gemiddelde huurlast bij de weduwen onder de armoedegrens (gemiddeld 324 euro) significant lager is dan deze bij de weduwen boven de armoedegrens (gemiddeld 360 euro). Anderzijds merken we dat de gemiddelde hypotheeklast bij de weduwen onder de armoedegrens (gemiddeld 164 euro) significant hoger is dan de weduwen boven de armoedegrens (gemiddeld 101 euro), met $p < .01$.

Subjectieve beleving

Tabel 10 gaat dieper in op de subjectieve beleving van de weduwen. Weduwen onder de armoedegrens hebben zeer sterk het gevoel dat ze er financieel slecht voorstaan, vergeleken met de weduwen boven de armoedegrens ($p < .001$). Hun levenstevredenheid is daarenboven veel lager dan dat van weduwen boven de armoedegrens, evenals hun zelfwaarderingsgevoel⁸ ($p < .05$).

Zowel weduwen onder als boven de armoedegrens hebben echter even sterk het gevoel dat hun situatie er is op verslechterd vergeleken met hun situatie voor het overlijden van de partner. Hun perceptie is ook niet verschillend wanneer het gaat over de mate waarin

⁸ Zelfwaardering (of self-esteem) werd omgekeerd geschaald.

ze tevreden zijn met de sociale steun die ze ervaren door hun omgeving en hun tevredenheid met de overheid.

Tabel 10: Dimensies van subjectieve beleving

	onder armoedegrens		Boven armoedegrens		df	F
	M	sd	M	sd		
Financial nood	0,36	0,88	0,00	1,00	(1,788)	24,67***
Levenstevredenheid	-0,22	0,88	-0,01	0,93	(1,790)	9,43**
Zelfwaardering	0,18	1,08	0,01	.988	(1,754)	4,61*
Tevreden overheid	0,01	1,02	0,00	0,86	(1,808)	0,01
Sociale steun	0,10	1,01	-1,01	1,00	(1,791)	2,49
Verbetering situatie	-0,35	0,83	-0,01	0,84	(1,748)	0,11

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

Beïnvloedende factoren van armoederisico

In de voorgaande analyses hebben we een beeld geschetst van de verschillen tussen weduwen onder en boven de armoedegrens. In deze paragraaf gaan we na welke factoren ervoor zorgen dat weduwen in een armoederisicovolle situatie terecht komen. Hiervoor maken we gebruik van een logistische regressie. Het model werd in drie verschillende stappen opgebouwd. We onderscheiden een groep socio-demografische achtergrondkenmerken, een groep huishoudenvariabelen die slaat op de aanwezigheid van een partner en kinderen, en een groep inkomens- en uitgavenvariabelen.

Tabel 11: Logistische regressie 'armoede risico' (onder/boven armoedegrens)

	Blok 1 b	Odds- ratio	Blok 2 b	Odds- ratio	Blok 3 b	Odds- ratio
Socio-demografisch						
Geslacht (ref=vrouw)	-0,77*	0,46	-0,81*	0,45	-0,74*	0,48
Leeftijd	0,08***	0,93	-0,02	0,98	-0,02	0,98
Regio (ref=Vlaanderen)						
Brussel	0,89*	2,43	0,71 ^t	2,03	0,79 ^t	2,20
Wallonië	0,31	1,37	0,15	1,16	0,16	1,18
Opleiding (ref=Hoger LT/Universiteit)						
Geen/lager	3,39***	29,77	3,71***	40,90	3,53***	34,26
Secundair	2,70**	14,81	2,86**	17,53	2,71**	14,96
Hoger KT	2,71**	15,01	2,72**	15,17	2,62**	13,68
Huishouden						
Kinderen (ref=ja)			-1,78***	0,17	-1,76***	0,17
Relatie (ref=ja)			1,23***	3,42	1,17***	3,23
Inkomsten/uitgaven						
Eigenaar (ref=eigenaar)					0,10	1,10
Werk (ref=ja)					0,13	1,13
Overlevingspensioen (ref=ja)					-0,47	0,63
Gewerkt in 2002 (ref=ja)					-0,19	0,83
Nagelkerke R²	0,16		0,25***		0,26***	

0,05<t<0.1; *p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Het *eerste model* geeft de resultaten weer van de effecten van de socio-demografische variabelen. De verklaaringskracht van het model bedraagt 16% (Nagelkerke R²). Uit de analyse blijkt dat de kans voor vrouwen om in een armoederisicovolle situatie te komen ongeveer dubbel zo hoog is dan voor mannen. De leeftijd van de weduwen en weduwnaars toont een duidelijk negatief verband: hoe ouder men is, hoe kleiner de kans dat men onder de armoedegrens terecht komt. Hetzelfde geldt voor het opleidingsniveau: hoe hoger het diploma, hoe geringer de kans om in een armoederisicovolle situatie terecht te komen. Kijken we tenslotte naar de regionale kenmerken, dan lijkt het erop dat Brusselaars vergeleken met Vlamingen ietwat meer kans hebben om in een armoederisicovolle situatie terecht te komen.

In het *tweede model* zijn huishoudengerelateerde kenmerken opgenomen. Het model verklaart met een Nagelkerke R² van 25% ongeveer 9% meer dan het eerste model. De Chi-kwadraat test (niet getoond in de tabel) geeft op basis van het verschil in likelihood ratio en vrijheidsgraden aan dat deze toename in R² significant is tot op p<.001. Het is opvallend dat de leeftijdsvariabele (zie model 1) haar significantie verliest. De invloed

van leeftijd lijkt dus teniet gedaan te worden door het toevoegen van de huishouden kenmerken, wat wil zeggen dat deze kenmerken mee verantwoordelijk zijn voor de invloed vanuit leeftijd. Het al dan niet hebben van kinderen is een belangrijke verklarende factor: weduwen die kinderen hebben vertonen beduidend meer kans om onder de armoedegrens terecht te komen. Indien men echter een relatie heeft, vermindert het risico om in armoede te verzeilen in sterke mate.

In het *laatste model* worden de inkomen en uitgavengerelateerde variabelen bijgevoegd. De toevoeging van deze laatste groep verhoogt de verklaringskracht van het model slechts met 1% tot 26%. De toename in verklaring is bijgevolg marginaal. Bovendien geeft de Chi kwadraat test aan dat de toename in R^2 niet significant is. Ook als we enkel de inkomen- en uitgavengroep aan het eerste model toevoegen (niet weergegeven in de tabel), en niet controleren voor de invloed die uitgaat van de huishoudengerelateerde variabelen, merken we dat de inkomen- en uitgavenkenmerken slechts 1% meer verklaring bieden dan het basismodel, met een niet significante Chi-kwadraat. Kortom, noch het al dan niet eigenaar zijn, noch het gaan werken, noch het opnemen van overlevingspensioen en noch het gewerkt hebben voor het overlijden van de partner lijkt een rol te spelen bij weduwen en weduwnaars om onder de armoederisicogrens terecht te komen.

Besluit

Socio-demografisch profiel van armoederisicovolle weduwen

In België is het armoederisico onder vrouwen hoger dan onder mannen (Cantillon & Lefebure, 2007; D'Olieslager, 2006), hetgeen zich ook vertaalt bij de weduwen en weduwnaars uit ons surveyonderzoek. Het armoederisico bij de weduwen uit onze steekproef is bijna dubbel zo hoog als bij de weduwnaars. Overeenkomstig met talrijke studies (McDonald, 1997; Rank & Hirsch, 1999), vinden we eveneens een negatief verband tussen opleiding en armoede. Aangezien hoger opgeleiden meer verdienen, zijn ze beter beschermd tegen het armoederisico. Verder merken we dat weduwen onder de armoedegrens jonger zijn dan weduwen boven de armoedegrens.

Onderzoek op basis van de Belgische gegevens van de Statistics on Income and Living Conditions (SILC) voor het jaar 2004 tonen aan dat er regionale verschillen zijn in armoederisico tussen Wallonië en Vlaanderen (FOD Economie, 2004). Ongeveer 11% van de Vlaamse bevolking leefde in 2004 onder de armoedegrens, in Wallonië loopt dit aantal zelfs op tot iets minder dan 18% (De Boyser, 2006). In onze steekproef vinden we slechts minimale regionale verschillen: een vergelijkende analyse (chi-kwadraat) toont aan dat in Wallonië zich iets meer weduwen onder de armoedegrens bevinden vergeleken met Vlaanderen. Kijken we echter naar de kans op armoederisico, dan toont een regressieanalyse aan dat de Waalse weduwen uit de steekproef geen grotere kans lopen om onder de armoedegrens te vallen dan de Vlaamse weduwen. Enkel de Brusselse weduwen lopen ietwat meer risico dan de Vlaamse weduwen, maar gegeven de kleine respons van de Brusselaars kunnen we hierover niet echt zinvolle uitspraken doen.

Huishoudelijk en relationeel profiel van armoederisicovolle weduwen

Het verschil in leeftijd tussen meer en minder kwetsbare weduwen komt ook tot uitdrukking in de leeftijd van de kinderen: de weduwen onder de armoedegrens hebben meer kinderen onder de 24 jaar en minder kinderen boven de 24 jaar dan de (oudere) weduwen boven de armoedegrens. De regressieanalyse toont aan dat niet zozeer de leeftijd van de weduwen, maar wel de aanwezigheid van kinderen een sterk verklarende factor voor het armoederisico is. Talrijke studies hebben er reeds op gewezen dat eenoudergezinnen een bijzonder kwetsbare groep vormt voor inkomensarmoede door hun verhoogd uitgavenpatroon zoals bijvoorbeeld de kosten van kinderopvang, school en dergelijke meer (voor een overzicht zie Driessens, 2003).

Slechts een kleine minderheid van de weduwen en weduwnaars (12%) die in 2002 hun partner verloren, heeft na 4 jaar opnieuw een partner. Respondenten boven de armoedegrens hebben vaker een relatie dan respondenten onder de armoedegrens. Uit analyse blijkt voorts dat het hebben van een partner in sterke mate een beschermende factor is om het risico op armoede te vermijden. Deze bevinding komt overeen met andere studies (Fokkema, 2001b; Fokkema & Solinge, 2000) waarin het hertrouwen of het aangaan van een nieuwe relatie als 'copingstrategie' wordt beschouwd om de slecht financiële situatie waarin weduwen verkeren te verbeteren. Deze copingstrategie kan al dan niet doelbewust zijn. Bepaalde factoren, zoals de aanwezigheid van kinderen of de ouderdom van de vrouw, heeft men immers niet onder controle en verminderen de kans op hertrouwen (De Graaf & Kalmijn, 2003; Ozowa & Yoon, 2002).

Dat het aangaan van een huwelijk een beschermende factor tegen het risico op armoede is, wordt ook gestaafd door studies bij andere onderzoekspopulaties. Zo werd aangetoond dat alleenstaande vrouwen, zonder voorhuwelijkse geschiedenis uit armoede kunnen geraken door te trouwen of te gaan samen wonen (Lichter, Qian, & Mellott, 2006; McLaughlin & Lichter, 1997). Studies bij echtscheiding, een levensloopgebeurtenis gelijkaardig aan verweduwing, toont eveneens aan dat het opnieuw samenwonen een positieve impact heeft op de economische terugval die vrouwen ervaren na hun scheiding (Morrison & Ritualo, 2000; Ozawa & Yoon, 2002; Sweeney, 1997). In een onderzoek naar inkomensverschillen tussen mannen en vrouwen naar huwelijksgeschiedenis vonden Fokkema en Solinge (2000) zelfs dat hertrouwden gemiddeld over een hoger inkomen beschikken dan degenen die in een eerste huwelijk verkeren.

Het arbeidspatroon van armoederisicovolle weduwen

Het is al lang geweten dat deelname aan de arbeidsmarkt het armoederisico vermindert. Arbeidsparticipatie, als doelbewuste copingstrategie om uit armoede te geraken, blijkt echter voornamelijk te werken voor een selectieve groep vrouwen: met name degenen die gedurende het huwelijk binding met de arbeidsmarkt hebben gekend en/of de hoger opgeleiden (Fokkema, 2001).

Als we kijken naar het eerste deel van deze stelling, dan merken we dat in dit onderzoek de voorgeschiedenis met betrekking tot arbeid van weduwen onder de armoedegrens niet verschillend is van deze van de weduwen boven de armoedegrens. Tevens toont de regressieanalyse aan dat deze arbeidsvoorgeschiedenis geen verklarende factor is voor een verhoogd armoederisico. Anders gezegd, het gewerkt hebben tijdens het huwelijk biedt geen bescherming tegen het armoederisico. Opvallend is echter dat ook de aan- of afwezigheid van huidige arbeid weinig verklaarde variantie biedt, evenmin als het al dan niet opnemen van het overlevingspensioen. Hoe valt dit te rijmen met bovenstaande

stelling? Een mogelijke verklaring is dat er niet zozeer sprake is van een causaal verband, maar eerder van een selectie-effect. Zo komt in ons onderzoek duidelijk naar voor dat weduwen onder de armoedegrens even actief zijn op de arbeidsmarkt dan weduwen boven de armoedegrens. Ongeveer twee op de drie weduwen uit onze steekproef is aan het werk. Anderzijds merken we dat weduwen en weduwnaars onder de armoedegrens meer hun overlevingspensioen opnemen dan deze boven de armoedegrens. Het is voornamelijk de combinatie van werk en overlevingspensioen die veel populairder is bij de weduwen onder de armoedegrens dan bij de weduwen erboven. Uiteraard vertaalt dit zich ook in het aantal deeltijds en voltijds werkende weduwen: armoederisicovolle weduwen werken significant meer deeltijds dan weduwen boven de armoedegrens. Maar draaien we dit gegeven om, dan is het niet meteen verwonderlijk dat de weduwen onder de armoedegrens meer deeltijds werken dan de weduwen boven de armoedegrens. We merken immers dat deze weduwen veeleer lager opgeleid zijn en meer jonge kinderen hebben vergeleken met de minder armoederisicovolle weduwen, waardoor het inkomensvoordeel door arbeid veel lager is voor deze groep.

Het uitgavenpatroon van armoederisicovolle weduwen

In overeenstemming met andere studies (De Decker, 2006) vinden we dat weduwen onder de armoedegrens meer huren dan weduwen boven de armoedegrens. Gegeven hun financiële situatie (hun beperktere koopkracht) is het ook logisch dat de weduwen met een hoger armoederisico minder geld uitgeven aan huur dan zij die minder risico lopen. Als we kijken naar de hypotheeklast van de weduwen, krijgen we echter een ander plaatje: de hypotheeklast bij de weduwen onder de armoedegrens is significant hoger dan deze bij de weduwen boven de armoedegrens. We willen hierbij wel een belangrijke kanttekening plaatsen. Het bedrag dat weduwen onder de armoedegrens aan de hypotheek besteden is immers maar half zo groot als het bedrag dat armoederisicovolle weduwen aan de huur besteden. Bij weduwen boven de armoedegrens is het bedrag dat men aan hypotheeklast besteedt zelfs drie tot vier maal lager dan het bedrag dat men aan huur besteedt. Een mogelijke verklaring voor het verschil tussen de hoogte van de hypotheeklast en de huurlast is dat de respondenten zich financieel beschermd hebben bij het afsluiten van hun hypothecaire lening door middel van een schuldsaldoverzekering.

Beleidsimplicaties

In dit onderzoek hebben we beter zicht gekregen op enkele fundamentele verschillen tussen meer en minder armoederisicovolle weduwen. Zo wordt duidelijk dat vrouwen, lager opgeleiden en weduwen met kinderen een verhoogd risico lopen op armoede. De aanwezigheid van een relatie lijkt weduwen echter tegen het armoederisico te beschermen. Welke conclusies kunnen we hieruit nu trekken ?

Verscheidene studies hebben reeds aangetoond dat verweduwing een stressvolle gebeurtenis is met zware financiële gevolgen voor vrouwen. Vanuit levensloopperspectief verwachten we echter dat verweduwing zich voornamelijk voordoet bij oudere vrouwen en niet zozeer bij jonge vrouwen. Het overlevingspensioen, als buffer tegen het risico op reëel inkomensverlies, spitst zich logischerwijs dan ook toe op deze grote groep. Van jonge vrouwen wordt eerder verwacht dat zij geconfronteerd worden met een levensloopgebeurtenis zoals (echt)scheiding, dan verweduwing. We kunnen dan ook veronderstellen dat áls verweduwing gebeurt op een moment in de levensloop dat men het niet verwacht, het een groter risico vormt dan als men het wel verwacht, te meer omdat het sociale vangnet -in de vorm van het overlevingspensioen- niet direct op maat gemaakt werd voor deze groep vrouwen.

Kijken we naar het Belgische pensioenstelsel dan merken we dat dit nog te veel vertrekt vanuit het traditionele gezin dat op basis van het huwelijk tot stand komt. Vandaag de dag zijn gezinssamenstellingen echter complexer, gekenmerkt door scheidingen, samenwonen, eenoudergezinnen, nieuw samengestelde gezinnen, enzovoort. Daarenboven is ook het vrouwelijke loopbaanpatroon grondig veranderd. Niettegenstaande de voltijdse loopbaan bij vrouwen overheerst, merken we een opmars van een eerder grillig en atypisch loopbaanpatroon (Vermeiren e.a., 2006). Vrouwen onderbreken vaker hun loopbaan dan mannen, en kinderen hebben een grote impact op die onderbrekingen, vooral de leeftijd van het jongste kind. Hoe jonger dat kind, hoe groter de kans op een onderbreking die bovenop de zwangerschapsonderbreking komt. Die grilligheid leidt ertoe dat de atypische loopbaan veel meer door onzekerheden gekenmerkt wordt. Vergeleken met gehuwde vrouwen anticiperen vrouwen zonder partner, zeker als ze kinderen hebben, op hun zwakkere financiële positie, aangezien zij minder loopbaanonderbrekingen nemen (Vermeiren e.a., 2006).

Het beleid kan op verschillende manieren inspelen op de veranderde arbeids- en levensloop van de vrouw en –in het bijzonder- de jonge weduwen met kinderen. Aangezien verweduwde moeders een verhoogd risico vormen voor armoede, kan de overheid er bijvoorbeeld voor opteren om de hoogte van het overlevingspensioen (meer)

afhankelijk te maken van de aanwezigheid van kinderlast. Zo kan men voor de weduwen met een kinderlast die het overlevingspensioen combineren met arbeidsinkomsten, de toegelaten cumulatiegrens verhogen, zodanig dat zij meer kunnen bijverdienen door arbeid, zonder dat dit de hoogte van hun overlevingspensioen aantast. Anderzijds zou ook de hoogte van het overlevingspensioen opgetrokken kunnen worden voor de verweduwde moeders.

Uit onderzoek bij gescheiden vrouwen blijkt dat inkomensgerelateerde maatregelen vanuit de overheid één van de meest efficiënte manieren is om het risico op een (te) grote economische terugval na scheiding te voorkomen (Uunk, 2004). Niettemin is er ook een keerzijde aan de medaille. Onderzoek toont immers aan dat (langdurige) financiële steun vanuit de overheid een negatieve invloed heeft om terug arbeidsactief te worden (Uunk, Kalmijn, & Muffels, 2005). Bijgevolg zijn we van mening dat financiële overheidsmaatregelen ten voordele van weduwen met kinderlast moeten beperkt worden in tijd.

Een andere mogelijkheid bestaat erin om de weduwen met kinderlast een kortdurend vangnet aan te bieden, in de vorm van gratis (of goedkopere) kinderopvang, zodanig dat deze weduwen een verhoogde kans krijgen om te gaan werken of werk te gaan zoeken. Uit verscheidene studies blijkt namelijk dat de aanwezigheid van kinderen een negatieve invloed heeft op het arbeidsmarktgedrag van vrouwen: enerzijds zijn vrouwen met kinderen minder actief op de arbeidsmarkt dan vrouwen zonder kinderen, anderzijds werken de actieve moeders minder uren dan de kinderloze vrouwen (Blossfeld, 1995; Dekker e.a., 2000). Verschillende soorten institutionele steun zijn mogelijk, maar over het algemeen blijkt dat het voorzien van of het subsidiëren van kinderopvang de arbeidsactiviteit van moeders met jonge kinderen verhoogt, aangezien het een valabel alternatief is voor het eigenhandig opvoeden van de kinderen (Uunk e.a., 2005).

Mogelijke beperkingen van de studie

Een beperking van deze studie is het cross-sectionele karakter, waardoor het onderscheid in oorzakelijke factoren en gevolgen niet steeds volledig duidelijk is. Werkelijke implicaties van verweduwing op het inkomensniveau laten zich pas zien op middellange en lange termijn, waardoor multivariaat longitudinaal onderzoek hier uitkomst kan bieden. Het lijkt ons dan ook aangewezen om op longitudinale wijze de economische achteruitgang na verweduwing te onderzoeken. Hierbij veronderstellen we dat een vergelijking tussen verweduwing, scheiding en echtscheiding een beter zicht kan geven op bepaalde beschermende of risicofactoren van armoede. Scheiding, echtscheiding en verweduwing zijn immers gelijkaardige levensloopebeurtenissen die een grote impact hebben op het psychisch, fysisch en sociaal functioneren. Niettemin zijn

er ook verschillen tussen deze drie levensloopgebeurtenissen. Zo blijken samenwoonrelaties duidelijk minder stabiel te zijn dan huwelijken (Clarcke & Berrington, 1999; Kiernan, 2002). Het grote aandeel samenwoonrelaties doet nominaal het aantal breuken stijgen maar ook de relatieve vergelijking met het huwelijk valt negatief uit voor de samenwoonrelatie. Daarenboven kan het zijn dat de financiële gevolgen voor samenwoners minder groot zijn. Binnen de samenwoonrelatie worden immers minder lange termijninvesteringen (bv. een eigen huis) aangegaan (Brines & Joyner, 1999; Feijten, 2003). Dergelijke onderzoeksvragen kunnen in een longitudinaal analyseperspectief beantwoord worden aan de hand van een voor België representatieve steekproef.

Bibliografie

- Atkinson, A., Rainwater, M., & Smeedings, T. (1995). *Income distribution in OECD countries*, OECD, Paris.
- Bennett, K., Smith, P., & Hughes, G. (2005). Coping, depressive feelings and gender differences in late life widowhood. *Aging & Mental Health*, 9, (4), 348-353.
- Biblarz, T., & Gottainer, G. (2000). Family structure and children's success: A comparison of widowed and divorced single-mother families. *Journal of Marriage and the Family*, 62, 2, 533-548.
- Blau, G. (1994). Testing a two-dimensional measure of job search behaviour. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 59, 288-312.
- Blossfeld, H.(1995). *The new role of women: Family formation in modern societies*. Boulder, CO: Westview Press.
- Bound, J., Duncan, G., Laren, D., & Oleinick, L. (1991). Poverty dynamics in widowhood. *Journal of Gerontology*, 46, 3, 115-124.
- Brines, J., & Joyner, K. (1999). The Ties that Bind: Principles of Cohesion in Cohabitation and Marriage. *American Sociological Review*, 64, 3, 333-356.
- Clarke, L., & Berrington, A (1999). Socio-demographic predictors of divorce. *High divorce rates: the state of the evidence on reasons and remedies*, 2/99.
- Cantillon, B., & Lefebure, S. (2007). Levensomstandigheden van oudere vrouwen met lage inkomens in België. In A. Van Den Troost & K. Vleminckx (Red.), *Een Pensioen op maat van vrouwen?* (p. 211-230). Antwerpen/Apeldoorn: Garant.
- Cohen, S., Mermelstein, R., Kamarck, T., & Hoberman, H. (1985). Measuring the functional components of social support. In I.G. Sarason & B.R. Sarason (Eds.), *Social support: Theory, research and applications* (pp. 73-94). Dordrecht: Martinus Nijhoff Publishers.
- De Boyser, K. (2006). Lage inkomens in balans. In J. Vranken, K. De Boyser, en D. Dierckx (red.). *Armoede en sociale uitsluiting. Jaarboek 2006*. (pp.77-94). Leuven/Voorburg: Acco.
- De Decker, P. (2006). Waar kunnen armen (nog) wonen en welke ondersteuning kunnen ze daarbij van de overhead verwachten. In J. Vranken, K. De Boyser, en D. Dierckx (red.). *Armoede en sociale uitsluiting. Jaarboek 2006*. (pp.257-288). Leuven/Voorburg: Acco.
- De Graaf, P., & Kalmijn, M. (2003). Alternative Routes in the Remarriage Market: Competing Risk Analysis of Union Formation After Divorce. *Social Forces*, 81, 4, 1459-1498.

- Dekker, R., Muffels, R., & Stancanelli, E. (2000). A longitudinal analysis of part-time work by women and men in the Netherlands. In S. Gustafson & D. Meulders (eds). *Gender and the Labor Market: Econometric Evidence of Obstacles to Achieving Gender Quality*, pp. 260-287. New York: St. Martin's Press.
- Dewilde, C. (2004). Vormen en trajecten van armoede in het Belgische en Britse welvaartsregime: multidimensionele armoededynamieken bestudeerd vanuit de sociologie van de levensloop. (*doctoral dissertation*). Antwerp: University of Antwerp.
- Dewilde, C., Levecque, K., van den Bosch, K., & Vranken, J. (2004). De betrouwbaarheid van de Belgische armoedecijfers. *Belgisch tijdschrift voor sociale zekerheid*, 46, 2, 331-345.
- Diener, E., Emmons, R.A., Larsen, R.J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Dillman, D. (2000). *Mail and Internet Surveys. The Tailored Design Method*. New York, John Wiley & Sons.
- D'Olieslager, T. (2006). Armoede en sociale uitsluiting becijferd. In J. Vranken, K. De Boyser, en D. Dierckx (red.). *Armoede en sociale uitsluiting. Jaarboek 2006*. (pp.375-440). Leuven/Voorburg: Acco.
- Driessens, K. (2003). Armoede en hulpverlening: Omgaan met isolement en afhankelijkheid. (*doctoral dissertation*). Gent: Academia Press.
- Feijten, P. (2003). Uitstel trouwen en kinderen... ook uitstel koopwoning? *Demos, bulletin over bevolking en samenleving* 19, 9, 88-90.
- Fitzgerald, J., Gottschalk, P., & Moffitt, R. (1998). An analysis of sample attrition in panel data. The Michigan panel study of income dynamics. *Journal of Human Resources*, 33, 2, 251-299.
- FOD Economie, Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie, EU-SILC 2004.
- Fokkema, T. (2001a). Forse inkomensdaling voor vrouwen na echtscheiding en vroege verweeduwing: Bieden hertrouw en werk uitkomst? *Bevolking en Gezin*, 30, 1, 5-29.
- Fokkema, T. (2001b). Verdeling van huis en haard na echtscheiding. *Demos, bulletin over bevolking en samenleving*, 17, 6, 45-47.
- Fokkema, T. & H. van Solinge (2000). De invloed van de huwelijksgeschiedenis op het inkomen van ouderen. *Sociale Wetenschappen*, 43, 4, 19-40.
- Hagenaars, A., de Vos, K. & Zaidi, M. (1994). *Poverty statistics in the late 1980s: Research based on micro-data*, Theme 3, Series C, Eurostat Luxembourg.
- Holden, K.C. & Zick, C.D., 1997. The economic impact of widowhood in the 1990s: evidence from the SIPP. *Consumer Interest Annual*, 43, 34-39.
- Holden, K.C., Burkhauser, R.V. & Feaster, D.J., 1988. The timing of falls into poverty after retirement and widowhood. *Demography*, 25, 405-414.

-
- Hungerford, T. (2001) The economic consequences of widowhood on elderly women in the United States and Germany. *Gerontologist*, 41, 1, 103-110.
- Kiernan, K. (2002). The State of European Unions: An Analysis of Partnership Formation and Dissolution. In M. Macura and G.Beets (eds.). *Dynamics of fertility and partnership in Europe: insights and lessons from comparative research, Vol 1*, (pg 57-76) UN: New York and Geneva
- Konradt, U., & Fary, Y. (2006). Determinants of motivation and willingness to participate in surveys. *Zeitschrift fur Psychologie*, 214, 2, 87-96.
- Lefebure, S., Mangeleer, J., & Van Den Bosch, K. (2006). *Elderly prosperity and homeownership in the European union: New evidence from the Share data*. (p.25). Paper prepared for the 29th general conference of The International Association for Research in Income and Wealth. Joensuu, Finland, August 20-26. www.iaiiw.org
- Lichter, D., Qian, Z., & Mellott, L. (2006). Marriage or dissolution? Union transitions among poor cohabiting women. *Demography*, 43, 2, 223-240.
- Lyberaki, A., & Tinios, P. (2006). *Poverty and social exclusion, AMANDA Final Conference: Lessons from Share wave 1*. Varenna (I): Advanced multidisciplinary analysis of new data on ageing.
- McDonald, L. (1997). The invisible poor: Canada's retired widows. *Canadian Journal on Aging*, 16, 3, 553-583.
- McLaughlin, D., & Lichter, D. (1997). Poverty and the marital behavior of young women. *Journal of Marriage and the Family*, 59, 3, 582-594.
- Morrison, D., & Ritualo, A. (2000). Routes to children's economic recovery after divorce: Are cohabitation and remarriage equivalent? *American Sociological Review*, 2000, 65, 560-580.
- Ozawo, M., & Yoon, H. (2002). The economic benefit of remarriage: Gender and income class. *Journal of Divorce and Remarriage*, 36, 21-39.
- Pavot, W., & Diener, E. (1993). Review of the Satisfaction with Life Scale. *Psychological Assessment*, 5, 164-172.
- Ponnet, K., Mortelmans, M., Vermeiren, P., & Vleminckx, K. (2007). Overlevingspensioen en/of arbeid: Noden en behoeften van weduwen. In A. Van Den Troost & K. Vleminckx (Red.), *Een Pensioen op maat van vrouwen?* (p. 157-196). Antwerpen/Apeldoorn: Garant.
- Powers, JR., Young, A.F., Russell, A., & Pachana, NA. (2003). Implications of non-response of older women to a short form of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale. *International Journal of Aging and Human Development*, 57, 37-54.
- Rank, M., & Hirsch, T. (1999). Estimating the proportion of Americans ever experiencing poverty during their elderly years. *Journal of Gerontology Series B-Psychological Sciences and Social Sciences*, 54, 4, 184-193.

-
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Sevak, P., Weir, D., & Willis, R. (2004). The economic consequences of a husband's death: Evidence from the HRS and AHEAD. *Social Security Bulletin*, 65, 3, 31-44.
- Smeeding, T.M., Saunders, P., Coder, J., Jenkins, S., Fritzell, J., Hagenars, A., Hauser, R., & Wolfson, M. (1993). Poverty, Inequality, and family living standards impacts across seven nations: the effect of non-cash subsidies for health, education and housing. *Review of Income and Wealth*, 39, 3, 229-256.
- Sweeney, M. (1997). Remarriage of women and men after divorce - The role of socioeconomic prospects. *Journal of Family Issues*, 18, 5, 479-502.
- Uunk, W. (2004). The economic consequences of divorce for women in the European union: The impact of welfare state arrangements. *European Journal of Population*, 20, 251-285.
- Uunk, W., Kalmijn, M., & Muffels, R. (2005). The impact of young children on women's labour supply: A reassessment of institutional effects in Europe. *Acta Sociologica*, 48, 41-62.
- Van Grootheest, D., & Beekman, A. (1999). Sex differences in depression after widowhood. Do men suffer more? *Social Psychiatry and psychiatric epidemiology*, 34, 7, 391-398.
- Verleyden, L. (2004). Ouderen van 55 tot 64 jaar en arbeid. In T. Jacobs, L. Vanderleyden & L. VandenBoer (Eds.). *Op latere leeftijd: De leefsituatie van 55-plussers in Vlaanderen*. (pp. 253-275). Antwerpen-Appeldoorn: Garant.
- Vermeiren, P., Mortelmans, D., Heylen, L., & Booghmans M. (2006). De onderbroken loopbaan ontrafeld. *Over werk*, 16, 4, 27-72.
- Vranken, J. (2006). Inleiding. In J. Vranken, K. De Boyser, en D. Dierckx (red.). *Armoede en sociale uitsluiting. Jaarboek 2006*. (pp.29-47). Leuven/Voorburg: Acco.
- Zick, C.D. & Holden, K.C. (2000). An assessment of the wealth holdings of recent widows. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 55, B, S90-S97.
- Zick, C.D. & Smith, K. (1991). Patterns of economic-change surrounding the death of a spouse. *Journal of Gerontology*, 46, 6, 310-320.