

Gender, leeftijd en armoede

Een vergelijkende analyse van TIP-curves in België en Nederland

Gijs Dekkers en Annelies Debels

1. Inleiding

In 1899 identificeerde Seebohm Rowntree ouderdom als een fase in de levensloop die een verhoogd risico op armoede met zich meebracht. Een eeuw later stellen onderzoekers vast dat armoede bij ouderen in alle geïndustrialiseerde landen sterk is afgenomen (Kangas & Palme 2000). Deze daling is te danken aan de ontwikkeling en rijping van pensioensystemen. In een aantal landen impliceert ouderdom daardoor niet langer een verhoogd risico op armoede. In een meerderheid van landen blijft de vaststelling van Rowntree echter opgaan tot op vandaag (European Commission 2001; Heinrich 2000).

Het succes waarmee het armoederisico bij ouderen teruggedrongen wordt, hangt samen met de specifieke kenmerken van het vigerende pensioensysteem. Uit internationaal vergelijkend onderzoek komen een drietal factoren naar voren die daarbij van belang zijn. Ten eerste blijkt, niet zo verrassend, dat landen met een hoger bruto binnenlands product (BBP) en beter ontwikkelde sociale beschermingssystemen (i.e. hogere uitgaven) minder sociale uitsluiting en armoede kennen onder ouderen (Ogg 2005; Förster e.a. 2004; Smeeding 2001). Daarnaast helpt volgens Smeeding (2001) ook *targeting* of het richten van uitkeringen om armoede te reduceren. Hij vindt namelijk dat ook landen met slechts matige sociale uitgaven er redelijk in slagen om armoede onder ouderen terug te dringen, op voorwaarde dat er een systeem van goed gerichte bijstandsuitkeringen aanwezig is. Landen die daarentegen weinig spenderen aan sociale bescherming én die geen welgerichte systemen hebben, scoren beduidend slechter op dit vlak. Ten slotte blijkt ook de generositeit van de minimuminkomensgarantie in een systeem een belangrijke factor voor het succes waarmee armoede tegengegaan wordt (Smeeding 2001).

Doorgaans wordt in dergelijke internationale vergelijkingen weinig rekening gehouden met heterogeniteit onder de oudere bevolking zelf. Nochtans be-

staan er tussen de ouderen onderling grote verschillen in het risico op armoede. Het meest in het oog springend daarbij is dat in Europa oudere vrouwen systematisch een hoger risico op armoede lopen dan oudere mannen (Gunnarsson 2002; Smeeding 2001; Heinrich 2000). De vraag die zich hierbij opwerpt is hoe het in België gesteld is met armoede bij oudere mannen en vrouwen. Er bestaat namelijk verrassend weinig onderzoek met betrekking tot deze vraag en het weinige cijfermateriaal dat bestaat (zie Vranken 2004), is beperkt tot armoedefrequenties. Armoedefrequenties geven echter een onvolledig beeld van armoede. Meer bepaald ontbreekt informatie over cruciale aspecten zoals de diepte en de ongelijkheid van de armoede.

Daarom kiezen we in dit artikel voor een meer complete benadering van armoede aan de hand van TIP-curves. Deze curves vatten op overzichtelijke wijze de frequentie, de diepte en de ongelijkheidsdimensie van armoede samen in één grafiek. De technische details en voordelen van deze methode worden verder uiteengezet. De bedoeling is om op deze manier een beschrijvende analyse te maken van genderspecifieke armoederisico's op latere leeftijd. Daartoe worden de TIP-curves van verschillende huishoudtypes vergeleken. We focussen op de vraag in welke mate ouderdom en gender een risico op armoede impliceren.

Vervolgens willen we een verkennende studie uitvoeren van het effect van verschillende aspecten van het Belgische pensioensysteem op de genderspecifieke armoederisico's bij ouderen. Daartoe wordt het Belgische pensioensysteem vergeleken met het Nederlandse, en wordt nagegaan of dit het armoedeprofiel van verschillende huishoudtypes beïnvloedt. Het Nederlandse stelsel vormt een interessant vergelijkingspunt omwille van het universele karakter van de pensioenuitkeringen, daar waar het Belgische pensioenstelsel eerder Bismarckiaans van aard is.

De structuur van het artikel is als volgt. In de eerste paragraaf staan we stil bij de meting van armoede aan de hand van TIP-curves. In de tweede paragraaf wordt meer uitleg gegeven bij de gebruikte dataset, het European Community Household Panel (1994-2001), en bij de onderscheiden huishoudtypes. Vervolgens worden de belangrijkste kenmerken van het Belgische en Nederlandse pensioensysteem uiteengezet. De vierde paragraaf geeft de TIP-curves voor beide landen vanuit longitudinaal perspectief. Daarna worden deze resultaten geïnterpreteerd en gelieerd aan de belangrijkste kenmerken van het Belgische en Nederlandse pensioensysteem. Ten slotte trekken we enkele tentatieve conclusies.

2. De TIP-curve

De armoedefrequentie, of het percentage personen waarvan het inkomen zich onder een bepaalde armoedegrens bevindt, is in het beleidsondersteunende onderzoek zeer populair. Desondanks is het onderhevig aan kritiek. De eerste kritiek benadrukt dat de armoedefrequentie niet voldoet aan enkele technische eisen die aan een adequate armoedemaatstaf gesteld kunnen worden (zie Kakwani 1999 en Sen 1976).¹ De tweede kritiek stelt dat de armoedefrequentie slechts één aspect van armoede weerspiegelt, namelijk het aantal armen, maar de intensiteit van de armoede en de onderlinge ongelijkheid tussen armen volkomen negeert. De TIP-curve, ontwikkeld door Jenkins en Lambert (1997, 1998a en 1998b), maakt het daarentegen mogelijk om deze drie aspecten van armoede samen te bekijken. Hieraan dankt deze curve zijn naam: “*Three I’s of Poverty*”, de *incidence*, de mate van voorkomen of frequentie, *intensity*, de ernst van de armoede bij armen, en *inequality*, de ongelijkheid tussen armen onderling.

De TIP-curve is gebaseerd op inkomstekorten ten opzichte van een vooraf bepaalde armoedelij z , in dit geval 60% van het mediane inkomen. Veronderstel een persoon i in de dataset arm wanneer zijn of haar equivalent huishoudelijk inkomen x_i lager is dan een armoedegrens z . De genormaliseerde armoedekloof van persoon i is dan $g_i = \max\{(z - x_i) / z, 0\}$, ofwel de proportionele afstand tussen het inkomen van persoon i en de armoedegrens. Voor het construeren van een TIP-curve gaan we als volgt te werk. We rangschikken de personen met een inkomen onder de armoedegrens van zeer arm naar minder arm, we tellen telkens de armoedekloof g van de volgende persoon bij die van de vorige en plotten de bijhorende grafiek van de oplopende som van armoedekloven per capita. Dus $TIP(g;0) = 0$ en $TIP(g;p) = \sum_{i=1}^k g_i / n$ voor $p = k/n \leq 1$. Het resultaat van deze methode staat in figuur 1.

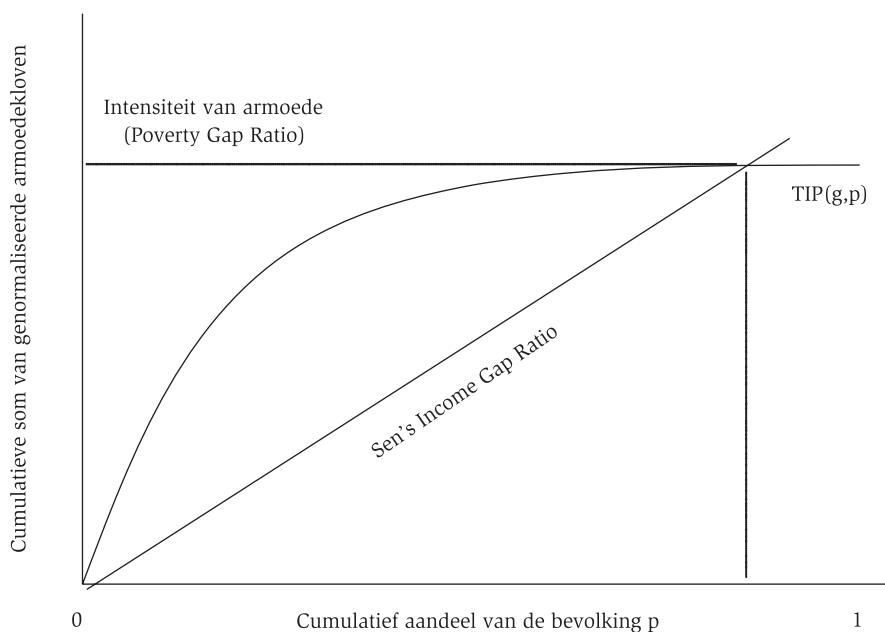
De TIP-curve, zoals in figuur 1, is de oplopende som van armoedekloven per capita, voor personen met afnemende armoede. Het is bijgevolg een stijgende concave functie van de cumulatieve proportie van de bevolking, begint met nul en heeft bij elk bevolkingspercentiel een helling gelijk aan de proportionele armoedekloof van dat percentiel. Bij personen met een inkomen op of over de armoedegrens is de curve horizontaal. Zoals gezegd is de TIP-curve een weergave van de drie aspecten van armoede. De frequentie van armoede is de *headcount ratio* p , de proportie van de bevolking die onder de armoedegrens valt. Dit armoederisico is het cumulatieve aandeel van de populatie (af te lezen op de x-as) waar de TIP-curve horizontaal wordt. De totale armoede-intensiteit of totale diepte van armoede wordt weergegeven door de hoogte (af te lezen op de y-as) waarop de TIP-curve horizontaal wordt.

Dit is de zogenaamde poverty gap ratio $PG = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^p \left(\frac{z - x_i}{z} \right)$.

In het bovenbeschreven geval van genormaliseerde armoedekloven kan van de TIP-curve ook de *Income Gap Ratio* van Sen (1976) worden afgelezen.

$$\text{Deze ratio } IGR = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p \left(\frac{z - x_i}{z} \right)$$

geeft de gemiddelde diepte van armoede, en is gelijk aan de helling van de rechte die de oorsprong van de curve verbindt met dat punt waar de curve horizontaal wordt. Verder valt uit de TIP-curve ook de ongelijkheid tussen armen onderling af te leiden. Wanneer iedere arme een gelijk inkomen heeft, dus wanneer alle individuele proportionele armoedekloven gelijk zijn, dan volgt de TIP-curve de rechte lijn van de *Income Gap Ratio* (IGR). De ongelijkheid tussen armen onderling wordt weerspiegeld in de mate van concaviteit van de curve, of het verschil tussen deze rechte en de werkelijke helling van de curve op elk punt onder de *headcount ratio*. Dit laatste aspect is visueel echter niet eenvoudig vast te stellen, en daarom zal er in de verdere analyse niet op worden ingegaan.



Figuur 1. De TIP-curve.

Een eerste voordeel van de TIP-curve is dat zij een intuïtieve grafische vergelijking tussen landen of tijdstippen mogelijk maakt. In één oogopslag kunnen de frequentie, ernst en ongelijkheid van armoede worden vergeleken. Dat brengt ons bij het tweede grote voordeel van de TIP-curve. Niet-snijdende TIP-curves maken namelijk een unanieme ordening mogelijk. Wanneer we armoede binnen een land tussen twee tijdstippen (of tussen twee landen op eenzelfde tijd-

stip) vergelijken, en de TIP-curves snijden elkaar niet, dan zijn we zeker dat de conclusie die hieruit getrokken wordt, dezelfde is als gebaseerd op allereerste gesofisticeerde armoedemaatstaven. Dit geldt bijvoorbeeld voor de door Shorrocks aangepaste Sen-index, de Hagens-Index en de Chakravarty-index; armoedemaatstaven die net als de TIP-curve op (genormaliseerde) armoedekloven gebaseerd zijn (voor een overzicht zie Jenkins & Lambert 1997, Tabel 1). In plaats van allerlei technisch gecompliceerde maatstaven te bestuderen en toe te passen, kan men dus gewoon de niet-snijdende TIP-curves gebruiken, in de wetenschap dat de conclusies precies dezelfde zullen zijn! Om deze reden zal in de analyse van de TIP-curves vooral worden ingegaan op de vraag of de TIP-curves al dan niet eenduidig boven c.q. onder elkaar liggen. Dit zal gebeuren door de totale diepte van de armoede (PGR) en het proportioneel aantal armen (HC) in onderlinge vergelijking te bespreken. Er zal enkel worden ingegaan op de gemiddelde diepte van de armoede (IGR) indien dit iets aan de analyse toevoegt. In dit geval zal het expliciet worden genoemd. Zelfs wanneer TIP-curves snijden, en er dus geen unanieme ordening mogelijk is, is vergelijking nog interessant, omdat verschillende aspecten van armoede dan vergeleken kunnen worden.

3. Data en operationalisatie

Dit artikel is gebaseerd op acht golven, gaande van 1994 tot 2001, van de Belgische en de Nederlandse steekproef van het European Community Household Panel (ECHP). Dit is een longitudinale survey gebaseerd op een gestandaardiseerde vragenlijst die van 1994 tot 2001 jaarlijks werd voorgelegd aan een representatief panel van huishoudens en individuen in elke lidstaat van de Europese Unie (Peracchi 2002). Daarbij werden onder meer het persoonlijke en huishoudelijke inkomen van de respondenten uitgebreid bevroegd. De gestandaardiseerde methodologie en procedures bij de dataverzameling en -verwerking laten een vergelijking tussen landen toe. Bovendien heeft het ECHP een longitudinaal paneldesign waarbij zowel cross-sectionele als longitudinale representativiteit nagestreefd worden. Net zoals andere panelstudies heeft het ECHP te kampen met het probleem van uitval. Doordat op deze manier respondenten verloren gaan, verkleint de steekproefgrootte, wat de precisie van de schatters reduceert. Een ander probleem met uitval treedt op wanneer het verlies van respondenten niet willekeurig verloopt. Dit kan de representativiteit van de steekproef in gevaar brengen. Als uitval gerelateerd is aan de centrale onderzoeksvariabele, in dit geval armoede, dat kunnen de resultaten vertekend zijn. Watson (2003) onderzocht de uitval tussen de eerste en de vijfde golf van het ECHP en besluit dat die een uiterst beperkt effect heeft op de armoedevariabele. Om eventuele vertekening zoveel mogelijk te reduceren, worden in dit onderzoek cross-sectionele weegfactoren gehanteerd.

Een individu in een bepaald land wordt als arm beschouwd wanneer hij of zij tot een huishouden behoort waarvan het totaal jaarlijks netto equivalent inkomen (dus gecorrigeerd voor de grootte en samenstelling van het huishouden) lager is dan 60% van het mediane huishoudelijk equivalent inkomen van het land in kwestie. Hierbij is de aangepaste OESO-schaal (1, 0.5 en 0.3) gebruikt. Armoede wordt gedefinieerd op huishoudelijk niveau omdat we veronderstellen dat de gegeven bestaansmiddelen binnen een huishouden gedeeld worden.

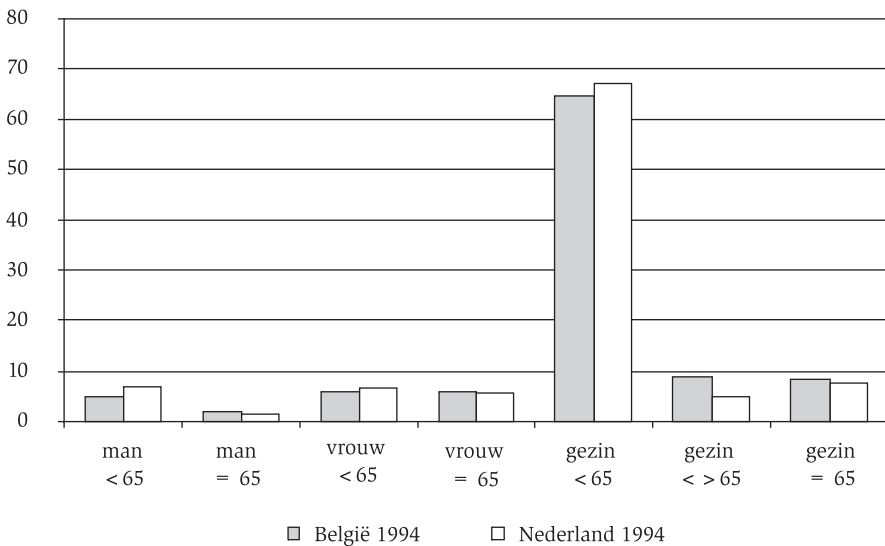
De keuze valt op deze armoedemaatstaf omdat het een internationaal gehanteerde indicator voor armoede, alsook een courant gehanteerd beleidsinstrument betreft (Cantillon e.a. 2002). Er dient evenwel opgemerkt dat de 60%-armoedelijjn eerder beschouwd wordt als een indicator van bestaansonzekerheid dan van feitelijke armoede, wat in de rijkere Europese welvaartsstaten ook een meer zinvolle operationalisatie is. Bovendien is de maatstaf afhankelijk van de hoogte van de mediaan in een bepaald land. Dit betekent dat landen met een algemeen lagere levensstandaard niet noodzakelijk een hoger armoedepercentage kennen dan landen met een algemeen hogere levensstandaard (zie bijvoorbeeld Guio 2005). Aangezien het in dit artikel niet de bedoeling is armoedefrequenties (-dieptes en -ongelijkheden) rechtstreeks tussen landen te vergelijken, maar eerder de relatieve armoedeposities van bepaalde bevolkingsgroepen binnen één land te vergelijken met de relatieve posities binnen een ander land, is deze maatstaf geschikt voor dit onderzoek. Ten slotte kan aangemerkt worden dat de 60%-armoedelijjn net als alle andere armoedemaatstaven een vrij arbitraire scheidingslijn tussen arm en niet arm oplegt. In dit artikel worden echter TIP-curves gehanteerd waardoor het mogelijk is ook de diepte en de ongelijkheid van de armoede in beeld te brengen. Ook al is deze TIP-curve gebaseerd op één enkele armoedelijjn, ze verschaft wel degelijk bijkomende inzichten in de situering van de armen ten opzichte van striktere armoedegrenzen.²

De berekening van het totaal jaarlijks netto equivalent inkomen gebeurt op basis van de som van een ruime waaier inkomenscomponenten: inkomen uit arbeid, inkomen uit investeringen of kapitaal, inkomen uit onroerend goed, private transfers of financiële steun van derden en alle types uitkeringen en bijstand. Ontbrekende inkomenscomponenten werden door Eurostat geïmputeerd (Eurostat 2002). Het construeren van een armoedemaat op basis van deze operationalisatie van inkomen brengt een beperking met zich mee. Meer bepaald wordt geen rekening gehouden met het 'slapende' vermogen van mensen, met name dat deel van het vermogen dat geen (jaarlijkse) inkomsten genereert en daarom niet zichtbaar is in de inkomensmeting. Dit slapende vermogen kan evenwel de financiële draagkracht van de personen in kwestie beïnvloeden. In dit verband kunnen twee kwesties aangehaald worden. Ten eerste maakt het wellicht een verschil of huishoudens een eigen woning bezitten. Bij niet-eigenaars zal een deel van de jaarlijkse inkomsten gereserveerd moeten worden voor de huur van een woning, in tegenstelling tot bij eige-

naars van wie de woning reeds is afbetaald, wat bij oudere mensen vaker het geval zal zijn. Ten tweede is het mogelijk dat éénmalige kapitaaluitkeringen in het kader van een tweede- of derdepijlerpensioenen in de daaropvolgende jaren niet tot uiting zullen komen bij de meting van inkomen. Bij de bespreking van de resultaten dient met deze beperkingen rekening te worden gehouden, te meer daar op beide vlakken verschillen tussen België en Nederland kunnen bestaan.

De bedoeling is om het armoedeprofiel op te stellen van verschillende types huishoudens die we indelen op basis van het aantal volwassenen in het huishouden, ouderdom en gender. Huishoudens waarin twee of meer volwassenen samenwonen definiëren we als gezinnen; anders spreken we van alleenstaanden. De gezinnen worden opgesplitst in gezinnen waarin alle volwassenen jonger zijn dan 65, gezinnen waarin minstens twee volwassenen ouder zijn dan 65 en de andere gezinnen met een gemengde leeftijdsverdeling. Het heeft hier weinig zin om een onderscheid te maken naargelang gender, aangezien we veronderstellen dat iedereen binnen hetzelfde huishouden even arm of rijk is. Indien we genderverschillen in armoede vaststellen, is dit dus altijd bij de alleenstaanden, waar deze opdeling wel zinvol is. We onderscheiden vier types alleenstaanden: vrouwen jonger dan 65, vrouwen van 65 of ouder, mannen jonger dan 65 en mannen van 65 of ouder.

Figuur 2 laat de relatieve frequentieverdeling zien van deze huishoudtypes in België en Nederland. De frequentieverdeling in beide landen loopt min of meer



Bron: Eigen bewerkingen op ECHP (1994), cross-sectioneel gewogen.

Figuur 2. Relatieve frequentieverdeling van de verschillende onderscheiden huishoudtypes in België (N = 6560) en Nederland (N = 9161) in 1994 (golf 1).

gelijk. De overgrote meerderheid van de individuen in België en Nederland leeft in gezinnen waarin alle volwassenen jonger zijn dan 65 jaar. Alleenstaande vrouwen van 65 of ouder maken 5,5% van de steekproef uit. Bij alleenstaande mannen ouder dan 65 is dit percentage met nog geen 1,5% zeer laag. Dit lage aantal respondenten – in 2001 zijn er bijvoorbeeld slechts 49 alleenstaande mannen van 65 of ouder in België – maakt een zinvolle interpretatie van de TIP-curve van deze categorie onmogelijk.

Ten slotte is een kanttekening op zijn plaats met betrekking tot mogelijke valideitsproblemen voor het oudere gedeelte van de Belgische en Nederlandse steekproef. De steekproef omvat namelijk alleen private huishoudens, wat impliceert dat ouderen die in een instelling verblijven niet in de steekproef voorkomen. Het valt echter moeilijk te voorspellen of het eerder de arme of de rijke ouderen zullen zijn die naar een instelling trekken, dus bij het trekken van conclusies is enige voorzichtigheid geboden.

4. Pensioenbescherming in Nederland en België

Zowel in België als in Nederland berust het pensioensysteem op een driepijlerstructuur. De eerste pijler omvat het wettelijk ingerichte pensioen, de tweede pijler de beroepsgebonden aanvullende pensioenen ingericht door de werkgevers en de derde pijler de private pensioenen die individueel afgesloten worden bij een verzekeringsinstelling. Hoewel de eerste pensioenpijler vermoedelijk het meest relevant is in het licht van armoedebestrijding, kunnen ook aanvullende tweede en derdepijlervoorzieningen de inkomenspositie van individuen beïnvloeden. Belangrijk bij de tweedepijlervoorzieningen is dat deze zowel in België als in Nederland arbeidsgebonden zijn en dat de precieze voorwaarden ervoor doorgaans totstandkomen in onderhandelingen tussen de sociale partners (MISSOC 2001). De verscheidenheid van deze regelingen is echter te groot om ze in de context van dit artikel te behandelen. Daarom wordt in wat volgt gefocust op de institutionele verschillen tussen België en Nederland in de eerste pensioenpijler.

In Nederland bouwt elke inwoner van 15 tot 65 jaar pensioenrechten op per jaar dat hij of zij in Nederland verblijft (of werkt) (MISSOC 2001). Voor elk jaar dat een persoon niet in Nederland verblijft of werkt wordt het recht op de uitkering verminderd met 2%. De Algemene Ouderdomswet (AOW) voorziet voor elke inwoner een flat-rate pensioenuitkering. Dit bedrag is niet afhankelijk van betaalde bijdragen of vroeger inkomen, maar enkel van het aantal verzekerde jaren en de samenstelling van het huishouden. Een gehuwde of samenwonende persoon krijgt 50% van het netto minimumloon; een alleenstaande 70%. Wanneer die alleenstaande ouder is van een kind onder de 18, wordt dat bedrag verhoogd tot 90% van het netto minimumloon. Deze pen-

sioenuitkeringen zijn onderhevig aan belastingen zoals die ook op lonen geheven worden.

In tabel 1 staan de AOW-bedragen die jaarlijks netto uitgekeerd worden aan Nederlandse pensioengerechtigden die van hun 15 tot 65 jaar in Nederland verbleven of gewerkt hebben. Naast het bedrag in euro, staat ook de verhouding van dit bedrag ten opzichte van de 60%-armoedelijk in Nederland, berekend op basis van het ECHP. De bedragen liggen heel dicht boven of onder de armoedelijk. Voor een alleenstaande ligt het AOW-bedrag in 1994 net boven de armoedelijk, terwijl het er in 2000 net onder valt. Voor een gezin met twee gepensioneerden komt het AOW-bedrag in 1994 nagenoeg overeen met de armoedegrens; in 2000 valt het ontvangen pensioen er in lichte mate onder.

Tabel 1. Nettobedragen van het Nederlandse rustpensioen voor 1994, 2000 en 2004, uitgedrukt in euro (bedrag euro) en in verhouding tot de 60%-armoedelijk in elk jaar (bedrag/AL).

AOW-pensioen	1994		2000		2004	
	bedrag euro	bedrag/AL*	bedrag euro	bedrag/AL*	bedrag euro	bedrag/AL*
Gezin (2*50%)	10.190	0,98	11.895	0,91	13.839	nb
Alleenstaande (70%)	7.133	1,03	8.326	0,95	9.687	nb

nb = niet beschikbaar

* Voor de berekening van de verhouding van het bedrag van het gezinspensioen tot de armoedelijk van een specifiek jaar, wordt een huishouden met twee volwassen personen verondersteld met een equivalentieschaal van 1 voor de eerste en 0,5 voor de tweede volwassene in het huishouden.

Bron: Netto AOW-bedragen op basis van het sociale zekerheidsmodel MOSI, ter beschikking gesteld door Peter Dekker van het Centraal Planbureau, Den Haag.

In België zijn er binnen de eerste pensioenpijler drie verschillende stelsels: dat voor werknemers, dat voor ambtenaren en dat voor zelfstandigen. In tegenstelling tot in Nederland bouwen personen die niet onder één van deze stelsels bijdragen (bvb. huisvrouwen) geen pensioenrechten op. Bepaalde periodes van inactiviteit (bvb. onvrijwillige werkloosheid, arbeidsongeschiktheid...) worden evenwel gelijkgesteld aan gewerkte loopbaanperiodes (Peeters & Lar-museau 2005). Het bedrag waarop men na de leeftijd van 65 jaar³ recht heeft, is een functie van de beroepsloopbaan en het daar verdiende inkomen, alsook van de gezinstoestand (Gieselink e.a. 2003).

Dit verzekeringsstelsel wordt aangevuld met drie regelingen die 65-plussers in België beschermen tegen een te laag pensioen (FOD Sociale Zekerheid 2004). Een eerste regeling die ontworpen is om armoede onder ouderen tegen te gaan, is het minimumpensioen. Deze regeling zorgt ervoor dat de pensioenuitkering bij een volledige loopbaan niet onder een bepaald minimum kan uitko-

Tabel 2. Minimumpensioenen voor 1993, 2000 en 2004, uitgedrukt in euro (bedrag euro) en in verhouding tot de 60%-armoedelijin in elk jaar (bedrag/AL).⁴

	1993		2000		2004	
	bedrag euro	bedrag/ AL*	bedrag euro	bedrag/ AL*	bedrag euro	bedrag/ AL**
Rustpensioen werknemer						
Gezin	9.533	0,81	11.002	0,79	12.486	0,87
Alleenstaande	7.629	0,97	7.773	0,94	9.992	1,05
Rustpensioen zelfstandige						
Gezin	7.289	0,62	8.653	0,62	10.075	0,71
Alleenstaande	5.509	0,7	6.490	0,7	7.557	0,79
Rustpensioen ambtenaar***						
Gehuwde	12.365	1,57	13.607	1,46	14.924	1,05
Alleenstaande	9.892	1,26	10.885	1,17	11.939	1,25

* Voor de berekening van de verhouding van het bedrag van het minimum gezinspensioen tot de armoedelijin van een specifiek jaar, wordt een huishouden met twee volwassen personen verondersteld met een equivalentieschaal van 1 voor de eerste en 0,5 voor de tweede volwassene in het huishouden.

** Voor de armoedelijin van 2004 wordt een beroep gedaan op de 60%-armoedelijin berekend op basis van de EU-SILC enquête 2004 (dus verwijzend naar het inkomen voor 2003) (FOD Economie, K.M.O., Middenstand en Energie 2006), geïndexeerd aan de hand van de index der consumptieprijsen.

*** Hier worden enkel de bedragen weergegeven voor een rustpensioen wegens leeftijd of anciënniteit. Merk op dat renten waarop de gepensioneerde of de eventuele echtgeno(o)t(e) aanspraak kunnen maken, niet zijn opgenomen in dit bedrag. Bovendien gelden de bedragen enkel voor de rechthebbende ambtenaren opgesomd in noot 5.

Bron: Eigen bewerkingen op gegevens uit Ministerie van Sociale Zaken, Volksgezondheid en Leefmilieu (1996) en FOD Sociale Zekerheid (2002 en 2004).

men. Wanneer de loopbaan onvolledig is, maar minstens $\frac{2}{3}$ van een volledige loopbaan bedraagt, dan wordt dit minimumbedrag hiervoor naar beneden aangepast. In tabel 2 worden de minimumpensioenen bij een volledige loopbaan getoond voor 1993, 2000 en 2004. Hierbij gaat het telkens om bedragen die uitgaan van een volledige loopbaan. De analyse die hier gepresenteerd wordt is met andere woorden optimistisch. Voor 1993 en 2000 wordt ook de verhouding van de minimumbedragen ten opzichte van de 60%-armoedelijk weergegeven. Daaruit blijkt dat het minimumpensioen voor alleenstaande werknemers net onder de armoedegrens valt; voor alleenstaande zelfstandigen komt het relatief diep onder de armoedegrens uit. De minimumpensioenen waar gezinnen recht op hebben, vallen telkens dieper onder de armoedelijk dan die voor alleenstaanden. Dit komt doordat de equivalentieschalen die impliciet in de wettelijke bedragen vervat zitten anders geschaald zijn dan de equivalentieschalen gehanteerd voor de berekening van de armoedelijk. De minimumbedragen voor de pensioenen van ambtenaren vallen telkens boven de armoedelijk.

Naast het minimumpensioen omvat de pensioenregeling voor werknemers een zogenaamd minimumrecht per loopbaanjaar (FOD Sociale Zekerheid 2004). Hierbij wordt het inkomen dat in een bepaald jaar verdiend is, en aan de basis ligt voor de berekening van het pensioen, tot een bepaald minimum opgetrokken. Hiervoor moet de persoon wel aan enkele eisen voldoen; deze zijn, ten eerste, dat er in het desbetreffende jaar sprake is van minstens $\frac{1}{3}$ van een voltijdse tewerkstelling, ten tweede dat de persoon een loopbaan van minstens 15 jaar als werknemer heeft, en ten derde dat het uiteindelijke pensioenbedrag niet boven een bepaald maximum uitkomt. Deze regeling werd pas in juli 1997 ingevoerd en geldt enkel voor de rustpensioenen die sindsdien zijn ingegaan.

Buiten het verzekeringsstelsel van de eerste pijler is er nog een zogenaamd Gewaarborgd Inkomen voor Bejaarden (GIB), dat in 2001 – dus na de voor ons relevante periode – geleidelijk overgaat in de InkomensGarantie voor Ouderen (IGO). Een belangrijk kenmerk van de GIB is dat het gepaard gaat met een onderzoek naar de bestaansmiddelen. In tabel 3 worden de maximumbedragen voor het GIB in 1993 en 2000 weergegeven. Hieruit blijkt dat deze bedragen 30% tot bijna 40% onder de armoedelijk vallen. Berekeningen van het Federaal Planbureau (2002) komen uit op gelijkaardige percentages voor 1997.

Naast het rustpensioen uit de eerste pijler, bestaat er ook in elk van de drie stelsels het overlevingspensioen. Hierbij kan een overlevende man of vrouw een uitkering krijgen, die gebaseerd is op de activiteit die de overleden echtgeno(o)t(e) als werknemer heeft uitgeoefend. Zonder al te diep in te willen gaan op de specifieke regelingen, is het belangrijkste kenmerk van het overlevingspensioen dat enkel een niet-hertrouwde (dus alleenstaande) overlevende partner er aanspraak op kan maken, en dat het uitkeringsbedrag 80% is van het werkelijk of theoretisch gezinsrustpensioen,⁶ indien de overleden partner al

Tabel 3. Bedragen van het Gewaarborgd Inkomen voor Bejaarden (GIB) voor 1993 en 2000 en van de Inkomensgarantie voor Ouderen (IGO), uitgedrukt in euro (bedrag euro) en in verhouding tot de 60%-armoedelijin in elk jaar (bedrag/AL*).

	1993		2000		2004	
	bedrag euro	bedrag/ AL*	bedrag euro	bedrag/ AL*	bedrag euro	bedrag/ AL**
Gewaarborgd Inkomen voor Bejaarden						
Gezin	7653	0,65	8720	0,62	-	-
Alleenstaande	5740	0,73	6540	0,7	-	-
Inkomensgarantie voor Ouderen						
Samenwonende aanvrager	-	-	-	-	5036	0,53
Alleenstaande aanvrager	-	-	-	-	7555	0,79

* Voor de berekening van de verhouding van het gezinsbedrag van het GIB tot de armoedelijin van een specifiek jaar, wordt een huishouden met twee volwassen personen verondersteld met een equivalentieschaal van 1 voor de eerste en 0,5 voor de tweede volwassene in het huishouden.

** Voor de armoedelijin van 2004 wordt een beroep gedaan op de 60%-armoedelijin berekend op basis van de EU-SILC enquête 2004 (dus verwijzend naar het inkomen voor 2003) (FOD Economie, K.M.O., Middenstand en Energie 2006), geïndexeerd aan de hand van de index der consumptieprijsen.

Bron: Eigen bewerkingen op gegevens uit Ministerie van Sociale Zaken, Volksgezondheid en Leefmilieu (1996) en FOD Sociale Zekerheid (2002 en 2004).

dan niet daadwerkelijk met pensioen was. Indien de overlevende echtgenoot echter geen 45 jaar is, heeft hij of zij enkel recht op een tijdelijk overlevingspensioen, mogelijk gevolgd door een minimum overlevingspensioen. Wanneer de rechthebbende naast een overlevingspensioen ook nog een rustpensioen ontvangt, wordt het eerste verminderd.

Samenvattend vallen drie zaken op bij een vergelijking van de Belgische en Nederlandse eerstelijderspensioenbescherming. Ten eerste heeft het Nederlandse pensioensysteem in tegenstelling tot het Belgische een universeel karakter en is het derhalve niet verbonden aan voorafgaande arbeidsmarktdeelname. Ten tweede diversifieert het Belgische systeem sterker dan het Nederlandse tussen verschillende categorieën gepensioneerden, waardoor de ongelijkheid onder gepensioneerden meer uitgesproken is, onder meer op het vlak van gehanteerde minimumbedragen. Ten slotte ligt de laagste minimumpensioengrens (GIB-IGO) in België beduidend dieper onder de 60%-armoedelijn dan de universele AOW-bedragen in Nederland.

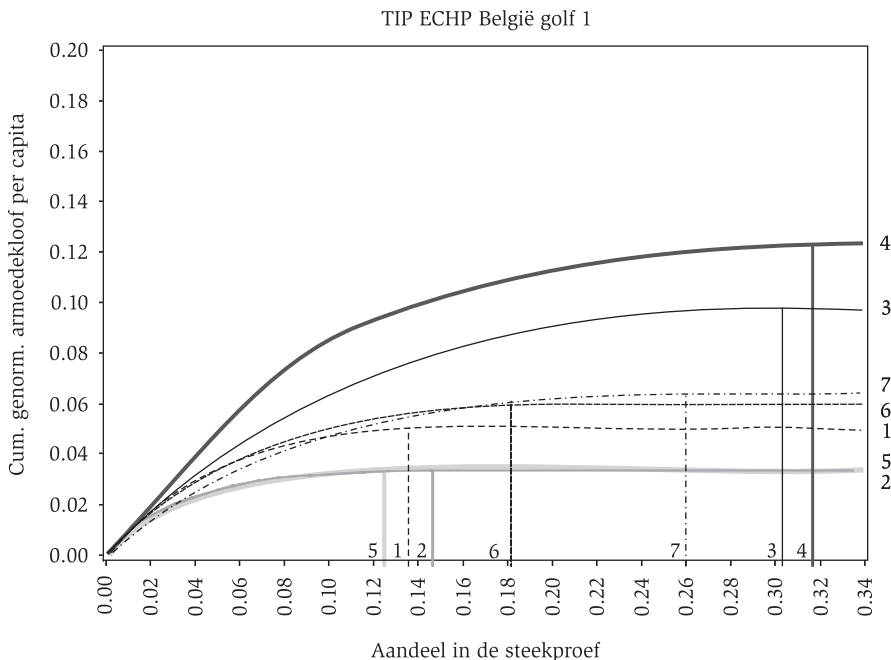
5. Resultaten

5.1. België

Zoals hierboven uiteengezet geven de TIP-curves in de figuren 3-6 niet alleen de armoedefrequenties (op de horizontale as), maar ook de diepte (op de verticale as) en de ongelijkheid (hellingsgraad curve) van de armoede voor elke huishoudtype weer. Het is bijgevolg interessant om na te gaan of een analyse op basis van de volledige TIP-curves andere resultaten suggereert dan een analyse die zich uitsluitend baseert op de traditioneel gehanteerde armoedefrequenties. Bij de bespreking van de resultaten focussen we op de samenhang van zowel ouderdom als gender met de positie van de TIP-curves.

Figuur 3 bevat de Belgische TIP-curves voor 1993. De figuur laat zien dat ouderdom de frequentie maar ook de ernst van armoede verhoogt in België, maar dat het *niet* de grootste verschillen tussen huishoudens verklaart. Dat armoede bij gepensioneerden gemiddeld genomen hoger ligt dan in de rest van de Belgische bevolking, was reeds gekend van vorig onderzoek (Vranken 2004; Belgisch Nationaal Pensioenrapport 2005). Laten we dit eerste effect omschrijven als het 'leeftijdseffect van armoede'. De armoedefrequenties in figuur 3 laten zien dat dit leeftijds effect ook opgaat binnen elke type huishouden, i.e. zowel voor alleenstaande mannen, alleenstaande vrouwen als gezinnen, hoewel de verschillen klein zijn. De analyse van de volledige TIP-curves bevestigt het bestaan van een leeftijds effect voor alleenstaande vrouwen en gezinnen. De TIP-curves van oudere vrouwen (curve 4) en gezinnen (curve 7) liggen respectievelijk boven die van jongere vrouwen (curve 3) en gezinnen (curve 5):

de totale armoedekloof en het proportioneel aandeel armen zijn met andere woorden groter voor oudere dan voor jongere vrouwen en gezinnen.



(1) man (2) man ≥ 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw ≤ 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan ≥ 65 (7) 2+ volw. ≥ 65

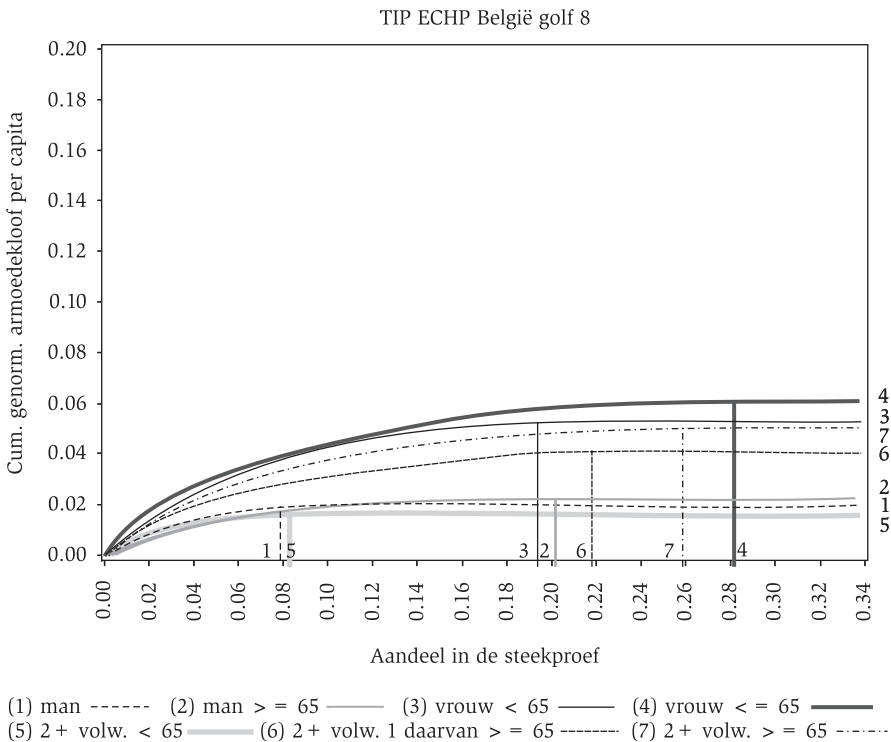
Bron: Eigen bewerkingen op ECHP, golf 1 (bevraging 1994).

Figuur 3. TIP-curves voor verschillende huishoudtypes in België, 1993.

Ouderdom mag dan wel het risico op armoede verhogen, het belang van dit leeftijdseffect wordt danig gerelativeerd wanneer een vergelijking *tussen* huishoudtypes plaatsvindt in plaats van *binnen* huishoudtypes. Zowel op basis van de armoedefrequenties in figuur 3, als op basis van de volledige TIP-curves springt de relatief slechte positie van alleenstaande vrouwen in het oog, of ze nu jonger (curve 3) of ouder dan 65 (curve 4) zijn. Daarnaast zijn oudere alleenstaande vrouwen niet alleen vaker arm dan andere categorieën maar zitten zij gemiddeld ook dieper in de armoede (IGR). Naast het eerder gedefiniëerde leeftijdseffect zien we dus een uitgesproken gendereffect. Dit doet vermoeden dat de precare positie van oudere alleenstaande vrouwen in België niet los kan worden gezien van het relatief hogere armoederisico dat jongere vrouwen lopen. Bovendien suggereren de resultaten dat gender een belangrijker verklaringsgrond is voor armoede dan ouderdom, althans in het België van 1993.

Aangezien de ECHP-dataset uit verschillende golven bestaat, kunnen we na gaan of deze vaststellingen robuust zijn doorheen de tijd. In de bijlage staan de TIP-curves voor alle jaren tussen 1993 en 2000. We beperken de discussie echter tot de resultaten van de laatst beschikbare golf, die verwijzend naar het jaar 2000. Figuur 4 bevat de TIP-curves voor België in 2000.

Een traditionele analyse op basis van de armoedefrequenties in figuur 4 lijkt te suggereren dat in 2000 vooral het verschil tussen ouderen en jongeren belangrijker geworden is ten opzichte van 1993. De aldus gemeten verschillen tussen jongere en oudere mannen, vrouwen en gezinnen zijn anderhalf tot ruim tien keer groter geworden. Op basis van de armoedefrequenties zou men dus concluderen dat ouderdom relatief meer en gender relatief minder dan vroeger het risico op armoede voorspellen.



Bron: Eigen bewerkingen op ECHP, golf 8 (bevraging 2001).

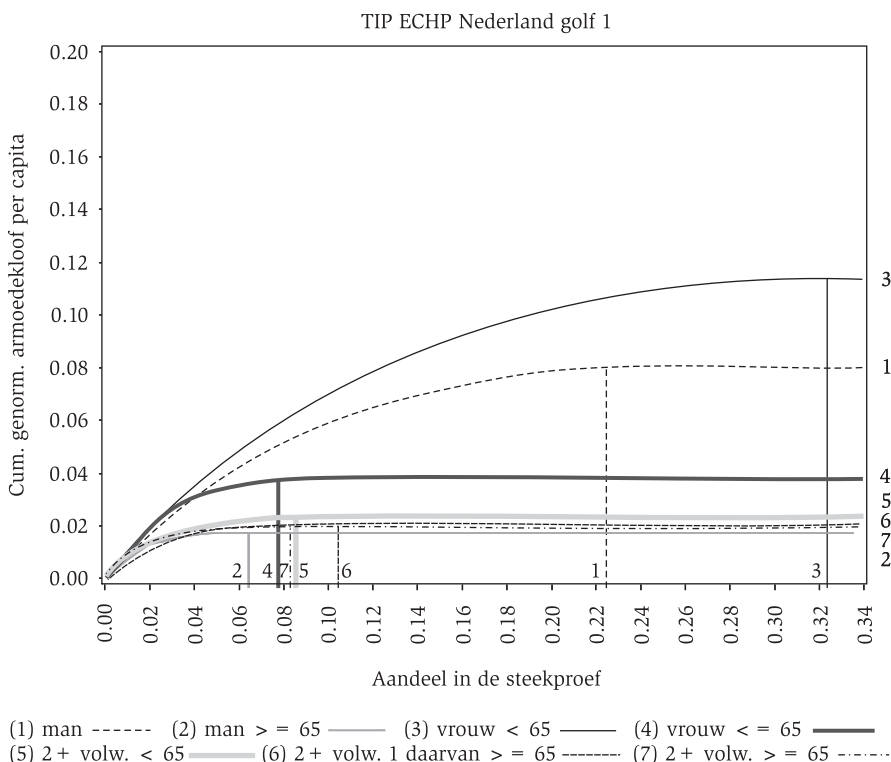
Figuur 4. TIP-curves voor verschillende huishoudtypes in België, 2000.

De analyse van de volledige TIP-curves leidt echter tot andere conclusies. Ten opzichte van 1993 liggen de TIP-curves van de verschillende huishoudtypes minder ver uit elkaar. Zowel het leeftijdseffect als het gendereffect zijn dus in absolute zin kleiner geworden. Echter, de vergelijking van de TIP-curves van

alleenstaande vrouwen ouder en jonger dan 65 met die van de overige categorieën suggereert dat het leeftijdseffect sterker is afgenomen dan het genereffect. In 2000 blijkt het verschil tussen de TIP-curves van vrouwen ouder (curve 4) en jonger dan 65 (curve 3) erg klein geworden.⁷ Hoewel de TIP-curves van oudere en jongere alleenstaande vrouwen ook afgenomen zijn ten opzichte van de andere groepen, is hun toestand nog steeds het meest precair. Het genereffect blijft dus duidelijk aanwezig. Uit de intertemporele TIP-analyses zou men dus kunnen concluderen dat het criterium ouderdom aan belang verliest voor het verklaren van armoede ten opzichte van het criterium gender.

5.2. Nederland

Figuur 5 bevat de TIP-curves voor Nederland voor het jaar 1993. Eerder vonden we dat ouderdom in België het risico op armoede verhoogt (leeftijdseffect). In Nederland komt ook een leeftijdseffect naar voren, maar dan in omgekeerde richting. Nu bevinden jongere alleenstaanden (zowel mannen als vrou-

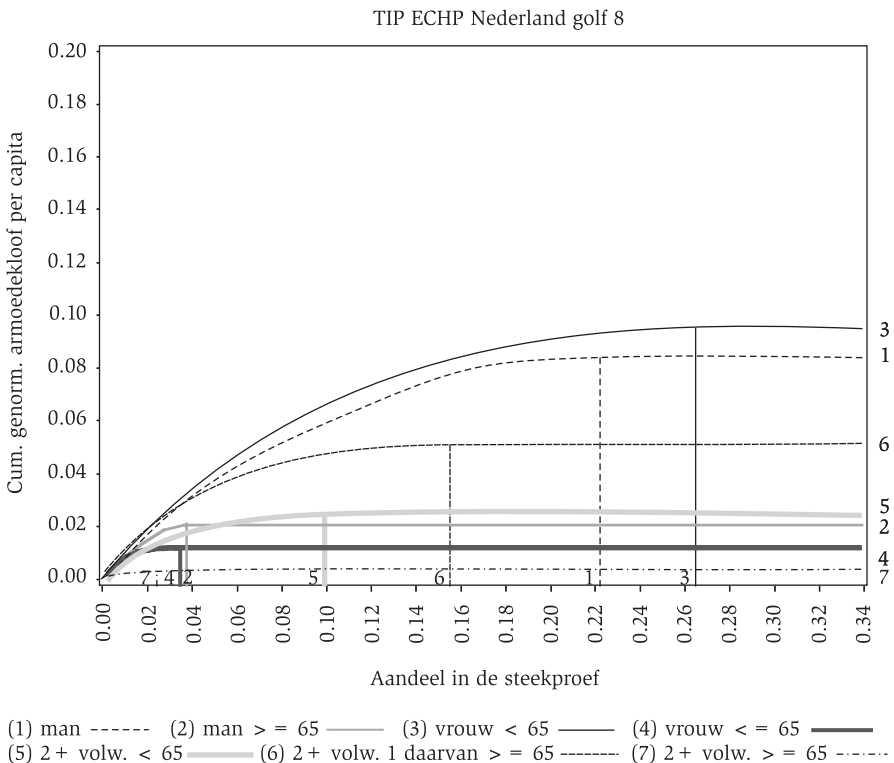


Bron: Eigen bewerkingen op ECHP, golf 1 (bevraging 1994).

Figuur 5. TIP-curves voor verschillende huishoudtypes in Nederland, 1993.

wen) zich in een meer precare situatie dan oudere alleenstaanden. Dit blijkt niet alleen uit de armoedefrequenties, maar ook uit de andere aspecten van de TIP-curves (zie figuur 5). Waar in België (jonge en oude) alleenstaande vrouwen de twee hoogst gelegen TIP-curves hebben, wordt die positie in Nederland opgevuld door (mannelijke en vrouwelijke) jongere alleenstaanden (curves 1 en 3). Weliswaar is hun armoederisico verschillend, maar hun gemiddelde diepte van armoede IGR is vrijwel gelijk. Voor gezinnen is het verschil tussen ouderen (curve 7) en jongeren (curve 5) minimaal.

Naast het omgekeerd leeftijdseffect speelt in Nederland ook een gendereffect, zij het in minder sterke mate dan in België. Op basis van de armoedefrequenties voor 1993 (figuur 5) en 2000 (figuur 6) blijkt dat dit gendereffect vooral speelt bij jongere alleenstaanden, maar quasi onbestaande is voor oudere alleenstaanden. De complete TIP-curves bevestigen de bevinding voor jongere alleenstaanden volledig en die voor oudere alleenstaanden ten dele. De TIP-curves van jongere alleenstaande vrouwen (curve 3) liggen namelijk zowel in 1993 als in 2000 boven die van jongere alleenstaande mannen (curve 1). In



Bron: Eigen bewerkingen op ECHP, golf 8 (bevraging 2001).

Figuur 6. TIP-curves voor verschillende huishoudtypes in Nederland, 2000.

beide gevallen is de gemiddelde diepte van de armoede IGR voor jonge alleenstaande mannen en vrouwen echter vrijwel gelijk. Anders dan de armoedefrequenties duiden de TIP-curves van 1993 wel een verschil aan tussen oudere vrouwen (curve 4) en mannen (curve 2) in het nadeel van de vrouwen. Uit de intertemporele analyse blijkt echter dat dit laatste effect niet robuust is doorheen de tijd; in 2000 is het bijvoorbeeld omgekeerd. Kortom, in Nederland is er net zoals in België sprake van een gendereffect waarbij vrouwen zich in een meer precare positie bevinden dan mannen. In tegenstelling tot in België, is het gendereffect echter quasi onbestaande voor *oudere* alleenstaanden, en komt het voor jongere alleenstaanden enkel in het armoederisico, maar niet in de gemiddelde diepte van armoede, tot uiting. Vergeleken met België is het gendereffect dus beperkt, en zeker minder belangrijk dan het leeftijdseffect.

6. België-Nederland: op zoek naar een verklaring

6.1. Overzicht België-Nederland

Het algemene beeld dat uit de bespreking en vergelijking van de TIP-curves in België en Nederland naar voren komt, is dat de armoedepositie van een categorie alleenstaanden (mannen en vrouwen, jonger dan 65 of niet) door twee effecten bepaald wordt. Ten eerste is er het leeftijdseffect. In België is de armoedesituatie voor ouderen meer precair dan voor jongeren, terwijl in Nederland het omgekeerde het geval is. Daarnaast is er een gendereffect: de armoedesituatie bij vrouwen is zowel in België als Nederland meer problematisch dan bij mannen. In België blijkt het gendereffect belangrijker dan het leeftijds-effect, met als gevolg dat de situatie van alleenstaande vrouwen, zowel jonger als ouder dan 65 het meest precair is. In Nederland is het gendereffect kleiner dan het leeftijdseffect, zodat de situatie van alleenstaande mannen en vrouwen jonger dan 65 het meest precair is. Deze paragraaf biedt een reflectie over mogelijke verklaringen voor de diverse gevonden effecten en voor de verschillen tussen België en Nederland.

6.2. Een artefact? Toetsing van de belangrijkste bevindingen

Om na te gaan of de bekomen resultaten mogelijks een artefact zijn ten gevolge van de gebruikte technieken of de aard van de data, worden ze vergeleken met twee externe bronnen. De vergelijking is beperkt tot armoedefrequenties, omdat voor de andere aspecten van de TIP-curves geen afdoende cijfers voorhanden zijn. Ten eerste gebeurt een vergelijking met de Belgische en Nederlandse armoedefrequenties die vrijgegeven zijn door Eurostat. Deze frequenties zijn net als de TIP-curves gebaseerd op het ECHP en hanteren eveneens de

60%-armoedelijk, maar de afbakening van de huishoudenstypes is niet volledig gelijklopend aan deze gehanteerd in dit artikel. Uit tabel 4 blijkt dat de gegevens van Eurostat de voornaamste conclusies op basis van de TIP-curves bevestigen, namelijk dat de genderkloof in België meer uitgesproken in het nadeel van vrouwen valt dan in Nederland en dat ouderen in België een groter armoederisico lopen dan jongeren, terwijl dit in Nederland omgekeerd is.

Tabel 4. Armoederisico na sociale transfers, volgens huishoudenstype, 1995-2000, België en Nederland.

		1995	1996	1997	1998	1999	2000
België	1 volwassene jonger dan 64 jaar	19	18	17	17	14	14
	1 volwassene ouder dan 65 jaar	27	30	25	25	24	24
	alleenstaande vrouw	26	29	24	25	24	23
	alleenstaande man	19	16	17	14	11	12
Nederland	1 volwassene jonger dan 64 jaar	23	25	23	18	17	20*
	1 volwassene ouder dan 65 jaar	8	8	3	4	9	6*
	alleenstaande vrouw	17	18	14	12	12	15*
	alleenstaande man	19	19	18	15	15	17*

* Voorlopige resultaten

Bron: Eurostat (2006).

Ten tweede is voor Nederland een vergelijking mogelijk met data die op administratieve bronnen gebaseerd zijn en die door het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) ter beschikking gesteld worden (CBS 2006). Tabel 5 geeft de CBS-armoedefrequenties weer van huishoudens met alleenstaande mannen en vrouwen, jonger en ouder dan 65 jaar. De armoede-incidentie ligt hoger voor oudere en lager voor jongere alleenstaanden in de CBS-data dan in de TIP-curves op basis van het ECHP. De lage inkomensgrens gehanteerd door het CBS bedroeg in 2000 9249 euro voor een alleenstaande, terwijl de ECHP-60%-armoedelijk op 8723 euro vastgesteld werd. Dit kan het hogere percentage armen bij ouderen verklaren in de CBS-data, maar niet het lagere percentage bij de jongeren. De andere grens die door het CBS gebruikt wordt is het sociaal minimum, dat voor gepensioneerden verwijst naar het AOW-normbedrag. Hoewel het sociaal minimum de ECHP-grens dichter benadert (zie tabel 1), liggen de armoedefrequenties op basis ervan nog steeds hoger voor ouderen dan in de TIP-curves. De absolute verschillen tussen de armoedefrequenties op basis van het CBS sociaal minimum en het ECHP halen echter de voornaamste con-

clusies op basis van de TIP-curves hierboven niet onderuit. Ook volgens de CBS-normen hebben Nederlandse (alleenstaande) ouderen een betere inkomenspositie dan (alleenstaande) jongeren. Op basis van de norm van het sociaal minimum blijkt eveneens dat de genderkloof in Nederland minder groot is dan de leeftidskloof. Dat dit niet het geval is op basis van de norm van de lage inkomensgrens, heeft vermoedelijk te maken met de hogere ligging van deze armoedegrens ten opzichte van de andere armoedelijnen. Aangezien de lage inkomensgrens beduidend hoger ligt dan het beleidsmatige minimum, zullen hier andere inkomensbronnen een rol spelen dan het universele AOW-bedrag. Deze andere inkomensbronnen, zoals tweede pijler aanvullende pensioenen, private inkomens..., zijn mogelijks meer ongelijk verdeeld tussen mannen en vrouwen. Deze bevinding suggereert met andere woorden dat de gender-armoedekloof in Nederland groter zal worden naarmate de armoedegrens hoger getrokken wordt.

Tabel 5. Percentage huishoudens onder de lage inkomensgrens en het sociaal minimum, Nederland, 2000.

Nederland, 2000*	Lage inkomensgrens**	Sociaal minimum***
alleenstaande man, tot 65 jaar	16,6	11,4
alleenstaande vrouw, tot 65 jaar	22,9	12,4
alleenstaande man, 65 jaar en ouder	13,1	7,2
alleenstaande vrouw, 65 jaar en ouder	19,8	9,9

* Voorlopige cijfers

** De lage inkomensgrens bedraagt 9249 euro in prijzen van het jaar 2000.

*** Het sociaal minimum is voor 65-plussers gelijk aan het AOW-bedrag; voor personen tot 65 jaar komt dit overeen met de bijstandsuitkering overeenkomstig de gezinssituatie.

Bron: Centraal Bureau voor de Statistiek 2006.

Voor België is een vergelijking met een onafhankelijke databron momenteel niet mogelijk. Daarom dienen de resultaten met enige voorzichtigheid geïnterpreteerd te worden. Zoals hierboven reeds aangegeven, kan er voor Belgische gepensioneerden soms een onderschatting van het inkomen optreden. Dit is het geval wanneer de in de tweede pijler opgebouwde pensioenrechten aanleiding geven tot een eenmalige kapitaaluitkering, die bij inkomensmetingen in daarop volgende jaren niet tot uiting komt.⁸ Vermoedelijk levert deze vertekening voor de inschatting van armoede echter weinig problemen op. Er kan namelijk geargumenteed worden dat aanvullende tweede- (en derde)pijlervoorzieningen eerder de inkomenspositie van de hogere dan van de laagste inkomenscategorieën, i.e. de armen, zullen beïnvloeden. Uit onderzoek is immers gebleken dat bij de verdeling van tweede- (en derde)pijlerpensioenen een mattheüseffect speelt, waardoor aan wie al heeft nog meer gegeven wordt

(Gieselink e.a. 2003; Peeters e.a. 2005). Niettemin kan deze materie een interessante piste voor verder onderzoek vormen.

6.3. Het leeftijdseffect

De richting van het leeftijdseffect reflecteert de algemene generositeit van de minimumvoorzieningen voor ouderen (65+) tegenover die voor jongeren. Blijkbaar beschermt de Nederlandse AOW ouderen relatief goed tegen een te groot inkomensverlies. De grotere armoede bij Nederlandse jongeren kan ook verband houden met het feit zij vaker dan ouderen in een huishouden wonen met personen die van hen afhankelijk zijn. In België is de armoedepositie van ouderen meer precair dan die van jongeren. Dit kan gerelateerd worden aan de verhoudingsgewijs lage minimumuitkeringen die sommige gepensioneerden uit het wettelijk pensioenstelsel ontvangen, zoals gepresenteerd in de tabellen 2 en 3. Dit bevestigt ook eerder onderzoek dat wijst op de relatief lage bodembescherming voor ouderen in België in vergelijking met andere Europese landen (Cantillon e.a. 2004).

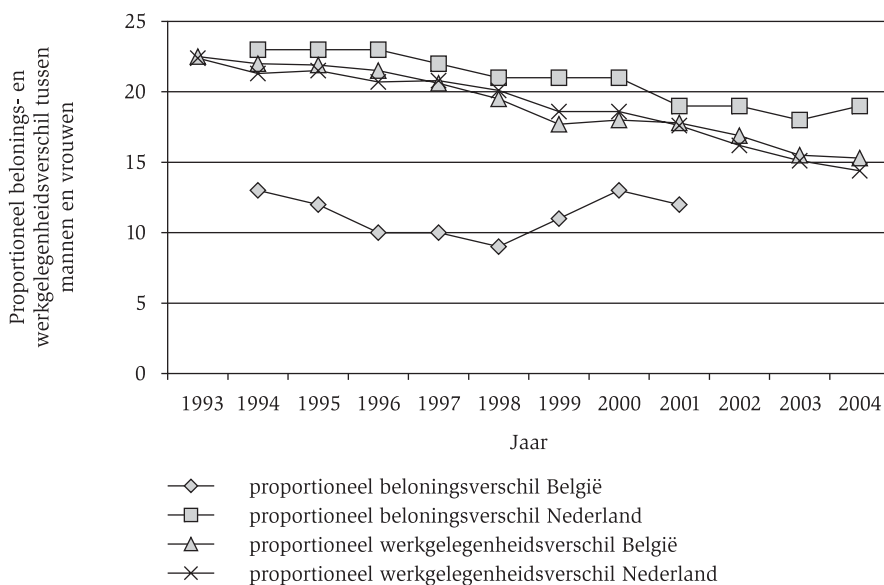
6.4. Het gendereffect

Dat vrouwen frequenter arm zijn dan mannen is een gekend fenomeen (Casper e.a. 1994; Guio 2003). De analyse van de TIP-curves toont aan dat hun totale diepte en in bepaalde gevallen hun gemiddelde diepte in armoede ook groter is dan bij mannen. In de literatuur worden verschillende oorzaken voor dit verschil aangegeven (Christopher e.a. 2001). Vrouwen hebben vaker kinderen ten laste dan mannen, waardoor het beschikbare inkomen over meer personen verdeeld moet worden. Bovendien is de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen beduidend lager dan die van mannen, en participeren ze vaker deeltijds. De arbeidsmarktparticipatie ligt vooral voor oudere, gehuwde vrouwen laag. Alleenstaande vrouwen krijgen evenwel vaker de verantwoordelijkheid over de kinderen, waardoor het ook voor hen moeilijker is om (voltijds) te gaan werken. Ten slotte, zelfs indien vrouwen gaan werken, verdienen ze nog altijd minder dan mannen. Ter illustratie van deze laatste twee effecten bevat figuur 7 de Eurostat-gegevens over de proportionele loon- en werkgelegenheidskloof tussen mannen en vrouwen in België en Nederland voor het voorbije decennium.

De proportionele loonkloof in figuur 7 is het verschil tussen de gemiddelde bruto beloning per uur van mannelijke en vrouwelijke werknemers als fractie van deze bruto beloning per uur van mannelijke werknemers. Deze is berekend voor mannen en vrouwen tussen 15 en 64 die minimaal 15 uur per week werken. In zowel Nederland als België is deze loonkloof positief, hoewel afnemend. Het is overigens wel opvallend dat dit verschil in Nederland zoveel gro-

ter is dan in België, en dit verklaart vermoedelijk mee waarom de TIP-positie van alleenstaande vrouwen jonger dan 65 in Nederland zo problematisch is, ook in vergelijking met Belgische vrouwen jonger dan 65. De werkgelegenheidskloof is het verschil tussen de werkgelegenheidsvoeten van mannen en vrouwen, waarbij een werkgelegenheidsvoet bepaald wordt als het aantal werkenden gedeeld door de populatie. De werkgelegenheidskloof verschilt niet veel tussen beide landen, en is steeds positief, hoewel er ook hier een daling zichtbaar is.

De duidelijke aanwezigheid van zowel een loon- als een werkgelegenheidskloof in België en Nederland bevestigt het belang van deze factoren bij de verklaring van de gender armoedekloof in beide landen. Vergeleken met mannen hebben vrouwen in beide landen een slechtere positie op de arbeidsmarkt, en dit leidt tot een hoger armoederisico voor vrouwen jonger dan 65. De vraag is nu wat het gevolg hiervan is voor de armoedepositie van vrouwen van 65 en ouder.



Bron: Eurostat (2005a): 'gender pay gap' geconstrueerd door Eurostat op basis van ECHP, EU-SILC en verschillende nationale informatiebronnen. De proportionele werkgelegenheidskloof is berekend op basis van de 'employment rates' (werkgelegenheidsvoeten) naar geslacht (Eurostat 2005b), door Eurostat afgeleid uit de 'European Union Labour Force Survey'.

Figuur 7. Gender loonkloof en werkgelegenheidskloof in België en Nederland.

6.5. Interactie gender-leeftijd

De factoren die onder 5.3. aangehaald worden kunnen echter bezwaarlijk een verklaring vormen voor de armoedepositie van *oudere* vrouwen. Immers, weinig oudere vrouwen hebben nog kinderen ten laste; ze zijn meestal niet langer tewerkgesteld en verdienen ook geen inkomen uit arbeid meer. Wat daarentegen wel belangrijk is om hun positie te begrijpen, is de mate waarin het pensioensysteem een bepaalde achterstand tijdens het actieve leven vertaalt naar een achterstand tijdens het gepensioneerd leven. Eerder in dit artikel werd aangetoond dat precies op dit vlak een belangrijk verschil bestaat tussen het Belgische en Nederlandse pensioensysteem. In België zijn pensioenen sterk verweven met de voorbije loopbaan en zal een onvolledige of slecht betaalde loopbaan uitmonden in een lager pensioen. In Nederland daarentegen wordt de band met de voorbije loopbaan en het vroegere inkomen door de AOW volledig doorgeknipt. Dit fundamentele verschil lijkt een voor de hand liggende verklaring voor de radicale verschillen die we terugvinden in de armoedepositie van oudere alleenstaande vrouwen in België versus Nederland. Uit de analyses bleek namelijk dat oudere vrouwen in België gedurende de volledige periode van 1993 tot 2000 de minst gunstige TIP-curve hebben, terwijl oudere vrouwen in Nederland jaar na jaar één van de betere TIP-posities innemen. Dit is des te meer opmerkelijk gegeven het feit dat *jongere* Nederlandse vrouwen het slechtst van allemaal scoren.

Kunnen we hieruit besluiten dat het zogenaamde gendereffect bij ouderen in België volledig te interpreteren valt als een 'Bismarckeffect', en dus uitsluitend veroorzaakt wordt door het arbeidsmarktgebonden karakter van de sociale zekerheid? Een dergelijke conclusie zou zich baseren op een té eenvoudige voorstelling van het Belgische pensioensysteem. Het arbeidsmarktgebonden karakter van de pensioenuitkeringen wordt namelijk tot op zekere hoogte verbroken door de verschillende minimumvoorzieningen beschreven in de derde paragraaf van dit artikel. Het karakter van deze minimumvoorzieningen dient bijgevolg mee opgenomen te worden in een verklaring van het gendereffect bij ouderen in België. Daarom evalueren we ten slotte wat het effect van deze voorzieningen kan zijn op armoede in het licht van de eerder beschreven resultaten.

6.6. Evaluatie van Belgische minimumvoorzieningen

We starten met een evaluatie van de meest recente regeling, namelijk het 'minimumrecht per loopbaanjaar', ingevoerd in juli 1997. Hoewel deze maatregel in het algemeen de positie van vrouwen ten goede lijkt te komen (RVP 2003, 26; Hoge Raad van Financiën 2004, 144, tabel 44), vinden we hiervan geen effect terug in de evolutie van de armoedecijfers van oudere vrouwen. Er is weliswaar een belangrijke daling in de TIP-curve van oudere vrouwen tussen

1993 en 2000, maar zoals blijkt uit de figuren in bijlage, vindt deze daling voornamelijk plaats vóór 1997, het jaar van de invoering van de maatregel. In feite is het weinig verwonderlijk dat de introductie van deze maatregel (nog) niet zichtbaar is in de TIP-curves, aangezien de maatregel enkel op de nieuw gepensioneerden van toepassing is en dan nog onder bepaalde voorwaarden (zie eerder).

Een tweede regeling die het arbeidsmarktgebonden karakter van de Belgische pensioenen zou moeten doorbreken, is het minimumpensioen. Ander onderzoek toont aan dat deze maatregel, zoals verwacht, vooral belangrijk is voor vrouwen. Uit het verslag van de RVP (2003, 28) blijkt bijvoorbeeld dat het minimumpensioen met name ten goede komt aan alleenstaande arbeidsters met een langere loopbaan en lagere lonen. Dat dit voor het hele laatste decennium geldt, blijkt uit het Jaarlijks Verslag 2004 van de Studiecommissie voor de Vergrijzing (Hoge Raad van Financiën 2004, 143, figuur 43). Erg illustratief is bijvoorbeeld ook het percentage gepensioneerde werknemers met een volledige loopbaan dat in aanmerking komt voor een minimumpensioen: in 1996 was dat ongeveer 15% van de mannen, maar bijna 35% van de vrouwen (RVP 2003, 25-26). Dit laatste percentage nam in de daaropvolgende jaren af, maar de verhouding tussen mannen en vrouwen bleef gehandhaafd. Gedurende de hele periode bleef de pensioensituatie van vrouwen met een volledige loopbaan dus meer precair dan van mannen met een volledige loopbaan. Dat vrouwen vaker dan mannen een beroep doen op het minimumpensioen, is congruent met de bevindingen op basis van de TIP-curves. Meer nog, de TIP-curves suggereren dat vrouwen vaak geen recht hebben op een volledig minimumpensioen. Immers, zoals aangetoond in tabel 1 liggen de minimumbedragen voor alleenstaanden met een volledige werknemersloopbaan amper onder de 60%-armoedelijijn. De TIP-curves laten echter zien dat oudere vrouwen een hoog risico op armoede lopen, en daarnaast relatief diep in de armoede zitten.⁹ Dit sterkt de hypothese dat vrouwen minder vaak een volledige loopbaan opbouwen dan mannen, en dat hun minimumpensioen daardoor vaker naar beneden wordt bijgesteld of dat ze daardoor überhaupt niet voor het minimumpensioen in aanmerking komen.

De belangrijkste breuk met het Bismarckiaanse karakter van het pensioensysteem wordt vertegenwoordigd door het zogenaamd Gewaarborgd Inkomen voor Bejaarden (GIB, recentelijk hervormd tot IGO). Dat wordt namelijk toegekend aan iedere in België verblijvende onderdaan die de gerechtigde leeftijd bereikt heeft op voorwaarde dat de behoefte na een onderzoek van de bestaansmiddelen is aangetoond.¹⁰ Deze doorbreking van het Bismarckiaanse karakter van de pensioenen blijkt echter geen voldoende voorwaarde om alleenstaande vrouwen van armoede te behoeden. Om armoede effectief te reduceren, dient met name ook het niveau van de minimumbescherming voldoende hoog te liggen. In tabel 1 werd echter reeds aangetoond dat de maximumbedragen van het GIB op amper 60% van de gehanteerde armoedelijijn uitkomen. Bijgevolg, zelfs in-

dien men de maximale uitkering krijgt, loopt men nog steeds een hoog armoederisico (zie ook Federaal Planbureau 2002, 4). Uit het Jaarlijks verslag 2004 van de Studiecommissie voor de Vergrijzing (Hoge Raad van Financiën 2004, 136, figuur 41) blijkt dat het aantal gerechtigden op het GIB sinds 1990 een dalende trend vertoont, een trend die verklaard wordt door betere pensioenen. Dit is consistent met de hierboven gevonden daling van de risico's op armoede. Ook blijkt uit deze studie echter dat de overgrote meerderheid van de ontvangers van GIB (alleenstaande) vrouwen zijn, en dit is consistent met het hogere risico dat vrouwen boven de pensioengerechtigde leeftijd lopen.

Ten slotte dient ook het overlevingspensioen in deze rij van voorzieningen besproken te worden. Hoewel deze nabestaandenregeling geen onderscheid maakt naar geslacht, valt het vanwege de verschillende sterftেকansen te verwachten dat vooral vrouwen in aanmerking zullen komen. Met name voor weduwen jonger dan 65 kan dit bedrag vrij laag liggen: ofwel omdat als gevolg van de stijgende beloning van werknemers met toenemende leeftijd de pensioenrechten van de overleden echtgenoot beperkt zijn, of omdat zij vaker niet aan de leeftijdseis van 45 jaar voldoen.

Uit deze bespreking van de (minimum)voorzieningen in het Belgische pensioensysteem, blijkt kortom dat de blijvende precaire positie van oudere vrouwen slechts verklaard kan worden door een *combinatie* van twee factoren: het Bismarckiaanse karakter van de (minimum)pensioenen en het te lage opvangnet van de bijstand in vergelijking met de armoedegrens.

7. Conclusie

De bedoeling van dit artikel was om een beschrijvende analyse te presenteren van genderspecifieke armoederisico's bij ouderen in België vanuit een longitudinaal en cross-nationaal vergelijkend perspectief. Daarbij wilden we de aandacht niet beperken tot de conventionele *frequentie* van armoede, maar ook de *diepte* en de *ongelijkheid* van armoede in beeld brengen. Daarvoor deden we een beroep op de TIP-curve, een overzichtelijke en intuïtief begrijpbare grafische voorstelling van “the Three I's of Poverty: incidence, intensity and inequality” (Jenkins & Lambert 1997). De gebruikte data zijn afkomstig van de acht golven (1994-2001) van de Belgische en de Nederlandse steekproef uit het European Community Household Panel.

De empirische analyse toont aan dat TIP-curves op twee manieren een meerwaarde bieden ten opzichte van traditionele armoedefrequenties. Ten eerste kunnen ze een bevestigende aanvulling vormen op de meer conventionele meting van het armoederisico, nl. op basis van de frequentie. Zo was reeds bekend dat ouderen in België vaker arm zijn dan jongeren, het zogenaamde leef-

tijdseffect; en dat alleenstaande vrouwen frequenter onder de armoedegrens vallen dan alleenstaande mannen, het zogenaamde gendereffect. De TIP-curves versterken deze bevindingen door te laten zien dat zeker alleenstaande vrouwen ouder dan 65 daarnaast gemiddeld dieper in de armoede zitten (bij mannen en vrouwen jonger dan 65 is de gemiddelde armoedediepte ongeveer gelijk). Ten tweede is het mogelijk dat de bevindingen op basis van de volledige TIP-curves de resultaten op basis van armoedefrequenties tegenspreken. Een dergelijke nuancering is bijvoorbeeld nodig bij de longitudinale studie van de Belgische data. Op basis van de armoedefrequenties zou men namelijk concluderen dat het leeftijdseffect in tegenstelling tot het gendereffect aan belang gewonnen heeft tussen 1993 en 2000. De volledige TIP-curves suggereren daarentegen dat het leeftijdseffect aan belang inboet ten opzichte van het gendereffect. We besluiten kortom dat TIP-curves cruciale informatie toevoegen aan het klassieke verhaal op basis van armoedefrequenties. Eventuele nadelen aan de TIP-curves zijn dat ze minder eenduidig te interpreteren zijn van zodra ze elkaar snijden en dat de ongelijkheidsdimensie niet zo eenvoudig af te lezen valt als men laat uitschijnen.

Een vergelijking van de Belgische met Nederlandse TIP-profielen maakt duidelijk dat het Nederlandse pensioenstelsel er beter in slaagt om armoede bij ouderen, en in het bijzonder bij oudere vrouwen, terug te dringen. In Nederland bleek net als in België een leeftijdseffect te bestaan, zij het in omgekeerde zin, waardoor jongeren in Nederland grotere armoede kennen dan ouderen. Het gendereffect dat in België prominent aanwezig was, vonden we ook in Nederland terug, maar in veel beperktere mate. Wat daarbij opviel was dat het gendereffect *bij ouderen* in Nederland quasi onbestaande was, dit in complete tegenstelling tot in België.

De geobserveerde verschillen tussen België en Nederland hangen samen met de organisatie van hun respectieve pensioenstelsels. Vooreerst valt het gendereffect bij ouderen in België te interpreteren als een 'Bismarckeffect'. De term 'Bismarckeffect' verwijst naar het typische arbeidsmarktgebonden karakter van de sociale zekerheid in Bismarckiaanse welvaartsstaten zoals België. Door het Bismarckeffect wordt de achterstand van vrouwen op de arbeidsmarkt op jongere leeftijd vertaald naar een achterstand in de opbouw van hun pensioenen. In Nederland speelt dit Bismarckeffect niet omdat de pensioenuitkeringen in de eerste pijler daar een universeel karakter hebben en de band met vroegere arbeidsmarktparticipatie volledig doorgeknipt wordt. Voor het begrijpen van genderspecifieke armoederisico's op hogere leeftijd, vormt het arbeidsmarktgebonden karakter van de sociale zekerheid een cruciale factor. Tegelijk moet echter ook het belang van de generositeit van de minimuminkomensgarantie, zoals gesuggereerd door Smeeding (2001), onderstreept worden. Het Belgische pensioensysteem kent immers een aantal minimumvoorzieningen waarbij de band met de vroegere loopbaan tenminste tot op zekere hoogte doorbroken wordt. Op basis van een evaluatie van die minimumvoorzieningen concludeer-

den we dat de precare positie van oudere vrouwen slechts verklaard kan worden door een combinatie van twee factoren: het Bismarckeffect en het te lage opvangnet voorzien in de bijstand (GIB-IGO).

Bovenstaande analyse suggereert dat de precare positie van oudere vrouwen in België op drie manieren verbeterd kan worden. Ten eerste kan men trachten de arbeidsmarktparticipatie van de vrouw verder te stimuleren en arbeidsmarktdiscriminatie te reduceren. De resultaten wijzen er nu reeds op dat de verbeterende positie van jonge vrouwen op de arbeidsmarkt zich geleidelijk vertaalt in betere pensioenen voor vrouwen. De absolute TIP-positie van oudere (en jongere) alleenstaande vrouwen ging er tussen 1993 en 2000 inderdaad op vooruit. Aangezien deze ontwikkeling niet in verband gebracht kon worden met beleidswijzigingen tijdens die periode, is de geleidelijke verbetering van de positie van de vrouw op de arbeidsmarkt de enige aanwijsbare reden voor deze evolutie. Ook de RVP trekt als conclusie: “de vrouwen hebben een inhaalbeweging ingezet ten opzichte van de mannen, vermits de gemiddelde duur van de loopbaan van de mannen, in de loop der cohorten, weinig evolueert” (RVP 2005, punt C, conclusie). We waarschuwen evenwel voor een overschatting van de verbetering in de TIP-positie van oudere vrouwen, omdat in de data de jongere gepensioneerden vermoedelijk oververtegenwoordigd zijn.¹¹ Een louter afwachtende houding van het beleid zou bijgevolg inefficiënt kunnen zijn met het oog op een vooruitgang in de positie van arme ouderen. Ten tweede kan men ervoor kiezen om de bedragen van de IGO op te hogen. Het voordeel hiervan is dat dit een vrij snelle verandering in de situatie van oudere armen kan teweegbrengen. Anderzijds blijven aan de IGO alle nadelen van bestaansmiddelengetoetste uitkeringen verbonden. Ten slotte kunnen beleidsmakers ervoor opteren om de Bismarckiaanse band tussen loopbaan en pensioen-uitkeringen verder door te knippen. In Nederland heeft de keuze voor een universeel systeem alvast positieve gevolgen gehad op de “three I’s of poverty” bij ouderen en in het bijzonder bij oudere vrouwen.

NOTEN

1. Deze eisen staan onder meer bekend als het monotonicity axioma, het scale-invariance axioma, enzovoort waarop we hier omwille van de complexiteit niet verder ingaan.
2. Een meer gedetailleerde studie van de robuustheid van een analyse met TIP-curves ten opzichte van de keuze van de armoedelijn valt buiten het bestek van dit artikel, maar vormt een interessante piste voor verder onderzoek.
3. Voor vrouwen wordt de wettelijke pensioenleeftijd geleidelijk aan opgetrokken tot 65 jaar.
4. De bedragen die hier vermeld staan, zijn brutobedragen. Ze zijn echter dezelfde als de nettobedragen. Berekeningen op basis de belastingmodule van het Micro-Economisch Pensioenmodel (Dekkers 2006) bevestigden dit voor werknemers. We veronderstellen dat dit ook opgaat voor ambtenaren en zelfstandigen.

5. Concreet gaat het over de vastbenoemde leden van het burgerlijk personeel van de Staat, de Gewesten en de Gemeenschappen, evenals de personeelsleden van het Gemeenschapsonderwijs, de magistratuur, de Diensten van de Kamer van Volksvertegenwoordigers en van de Senaat, het Rekenhof, de Raad van State, de provinciegouverneurs, de arrondissementscommissarissen..., de bedienaars van de door het Rijk erkende erediensten, de personeelsleden van het gesubsidieerd onderwijs, de beroepsmilitairen en de leden van de rijkswacht, de personeelsleden van sommige instellingen van openbaar nut, de personeelsleden van de gewezen kaders van Afrika en de personeelsleden van de gemeenten, intercommunales, OCMW's... aangesloten bij het gemeenschappelijk stelsel (FOD Sociale Zekerheid 2002).
6. Het theoretisch rustpensioen is het bedrag dat de werknemer zou krijgen als gezins-rustpensioen indien hij of zij niet vroegtijdig overleden was. Merk op dat het overlevingspensioen dus gelijk is aan het werkelijk of theoretisch alleenstaandepensioen ($0.8 \cdot 0.75 = 0.6$).
7. De TIP-curves van oudere en jongere alleenstaande mannen kruisen elkaar zelfs, wat in zijn algemeenheid wil zeggen dat er geen unanieme ordening op basis van een heel aantal armoedemaatstaven meer mogelijk is. Echter, gezien het kleine aantal observaties waarop de TIP-curve voor oudere mannen gebaseerd is, wordt die hier verder niet geïnterpreteerd. Overigens is het interessant om op te merken dat de grote veranderingen die er tussen 1993 en 2000 hebben plaatsgehadt in het armoederisico van oudere en jongere vrouwen (curves 3 en 4), zich niet hebben vertaald in een verandering van de TIP-curves ten opzichte van elkaar. De stijging van het armoederisico van oudere vrouwen (headcount 4) ten opzichte van jongere vrouwen (headcount 3) is gepaard gegaan met een omkering van de gemiddelde armoedediepte (weergegeven door de IGR). De sterke stijging van het armoederisico van oudere vrouwen ten opzichte van jongere vrouwen is dus gepaard gegaan met een relatieve daling van de gemiddelde armoede van oudere vrouwen ten opzichte van jonge vrouwen, waardoor hun TIP-curves ten opzichte van elkaar stabiel zijn gebleven.
8. Verder is het bekend dat de nonrespons van vragen naar vermogen en kapitaalinkomen uiterst hoog is in de gebruikte data (ECHP). Als gevolg van dit alles zullen de weinige aanvullende pensioenuitkeringen in de tweede pijler vermoedelijk slechts beperkt in data tot uiting komen.
9. Hier worden enkel werknemers met een volledige loopbaan besproken, maar deze conclusie geldt des te sterker voor ambtenaren met een volledige loopbaan, aangezien de minimumbedragen daar boven de armoedelijjn liggen. Voor gepensioneerde zelfstandigen gaat de conclusie minder op, aangezien deze minimumbedragen dieper onder de armoedelijjn liggen. Aangezien echter erg weinig vrouwen onder dit laatste stelsel ressorteren, zullen zij niet de doorslag geven in de TIP-curves.
10. Bemerkt dat deze bestaansmiddelen in het ECHP enkel tot uiting indien het inkomen zijn. Indien de GIB naar beneden wordt bijgesteld vanwege het eigendom of vruchtgebruik van roerende of onroerende goederen, dan komt dit niet noodzakelijk in het inkomen tot uiting.
11. Oudere gepensioneerden zullen relatief vaker in een instelling vertoeven en vallen buiten de steekproef van de meeste surveys.

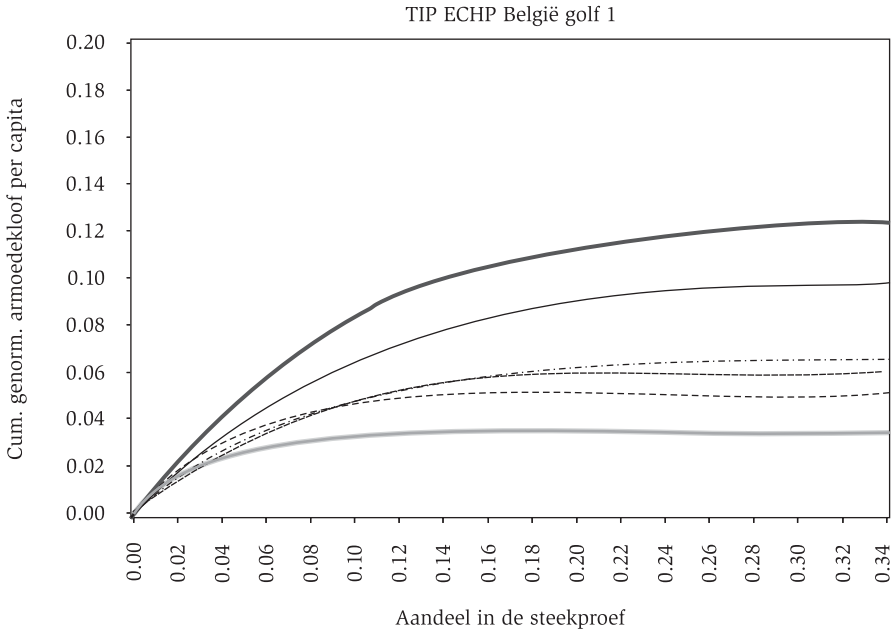
BIBLIOGRAFIE

Belgisch Nationaal Pensioenrapport (2005), *Strategisch Rapport Pensioenen België 2005*. Brussel: Website Minister van Pensioenen (http://www.brunotoback.be/default.aspx?ref=AAAC&lang=NL_PS).

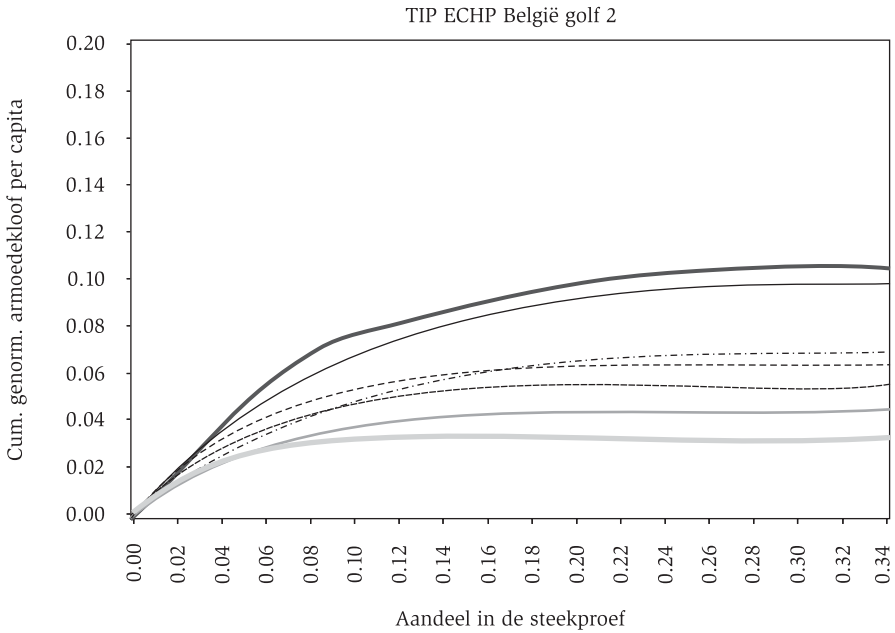
- CBS (2006), *Huishoudens rond de lage inkomensgrens en het sociaal minimum. (update februari 2006)*. Voorburg/Heerlen: Centraal Bureau voor de Statistiek (<http://statline.cbs.nl>).
- Cantillon, B., T. Atkinson, E. Marlier, B. Nolan & F. Vandenbroucke (2002), *Social indicators: the EU and social inclusion*. Oxford: Oxford University Press.
- Cantillon, B., N. Van Mechelen, I. Marx, K. Van den Bosch (2004), *De evolutie van de bodembescherming in 15 Europese landen van 1992 tot 2001*. Antwerpen: Centrum voor Sociaal Beleid Herman Deleecq.
- Casper, L.M., S.S. McLanahan & I. Garfinkel (1994), The gender poverty gap: what we can learn from other countries, *American Sociological Review*, 59(4), 594-605.
- Christopher, K., P. England, S. McLanahan, K. Ross & T.M. Smeeding (2001), Gender inequality in poverty in affluent nations: the role of single motherhood and the state, pp. 199-219 in K. Vleminckx & T.M. Smeeding (eds.), *Child well-being, child poverty and child policy in modern nations. What do we know?* Bristol: The Policy Press.
- Dekkers, G. (2006), The financial Implications of Working Longer: an application of a Micro-Economic Model of Retirement in Belgium, *International Journal of Microsimulation*, forthcoming.
- European Commission (2001), *The Social Situation in the European Union 2001*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Eurostat (2002), *Imputation of income in the ECHP. DOC.PAN 164*. Luxembourg: Eurostat.
- Eurostat (2005a), *Gender pay gap in unadjusted form. (update Dec 13 17:04:15 MET 2005)* Luxembourg: Eurostat, Statistical Office of the European Communities (<http://epp.eurostat.cec.eu.int>).
- Eurostat (2005b), *Employment rate: females. Employment rate: males. (update Dec 08 15:23:03 MET 2005)* Luxembourg: Eurostat, Statistical Office of the European Communities (<http://epp.eurostat.cec.eu.int>).
- Eurostat (2006), *At-risk-of-poverty rate after social transfers, by household type (update 02.02.2006)*. Luxembourg: Eurostat, Statistical Office of the European Communities (<http://epp.eurostat.cec.eu.int>).
- Federaal Planbureau (2002), Short-Term Update. Special Topic: Minimum Allowances and the Measurement of Poverty, *Quarterly Newsletter*, (3), 3-5.
- FOD Economie, K.M.O., Middenstand en Energie (2006), *De Statistiek naar Inkomens en Levensomstandigheden. Resultaten van de SILC-enquête 2004*. Brussel: FOD Economie, K.M.O., Middenstand en Energie.
- FOD Sociale Zekerheid (2002), *Statistisch Jaarboek 2000 van de Sociale Zekerheid*. Brussel: FOD Sociale Zekerheid.
- FOD Sociale Zekerheid (2004), *Beknopt Overzicht van de Sociale Zekerheid in België*. Brussel: FOD Sociale Zekerheid.
- Förster, M., M. Lefèbre & P. Pestieau (2004), *The generosity of the welfare state towards the elderly*, Ongepubliceerd manuscript.
- Gieselink, G., H. Peeters, V. Van Gestel, J. Berghman & B. Van Buggenhout (2003), *Onzichtbare pensioenen in België*. Gent: Academia Press.
- Guio, A.-C. (2003), Armoede in België, Vlaanderen en Wallonië. De informatie die de indicatoren van Laken geven over monetaire armoede, *Belgisch Tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, 45(2), 355-377.
- Guio, A.-C. (2005), Income Poverty and Social Exclusion in the EU 25, *Statistics in Focus*, 13, 1-8.
- Gunnarsson, E. (2002), The vulnerable life course: poverty and social assistance among middle-aged and older women, *Ageing & Society*, 22(6), 709-728.
- Heinrich, G.A. (2000), *Affluence and Poverty in Old Age: New Evidence from the European Community Household Panel*. Differdange: CEPS/INSTEAD.

- Hoge Raad van Financiën (2004), *Jaarlijks Verslag van de Studiecommissie voor de Vergrijzing, April 2004*. Brussel: Website Federaal Planbureau (http://www.plan.be/nl/pub/other/detail_other.php?pub=OPVERG200401).
- Jenkins, S. & P. Lambert (1997), Three I's of Poverty Curves with an Analysis of UK Poverty Trends, *Oxford Economic Papers*, 49(3), 317-327.
- Jenkins, S. & P. Lambert (1998a), Ranking Poverty Gap Distributions: Further tips for Poverty Analysis, pp. 31-38 in D. Slottje (ed.), *Research on Economic Inequality, Volume 8*. Stamford, Connecticut: JAI Press Inc.
- Jenkins, S. & P. Lambert (1998b), "Three I's of Poverty" Curves and Poverty Dominance: Tips for Poverty Analysis, pp. 39-56 in D. Slottje (ed.), *Research on Economic Inequality, Volume 8*. Stamford, Connecticut: JAI Press Inc.
- Kakwani, N. (1999), Inequality, Welfare and Poverty: Three Interrelated Phenomena, pp. 599-634 in J. Silber (ed.), *Handbook of Income Inequality Measurement*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Kangas, O. & J. Palme (2000), Does Social Policy Matter? Poverty Cycles in OECD Countries, *International Journal of Health Services*, 30(2), 335-352.
- Ministerie van Sociale Zaken, Volksgezondheid en Leefmilieu (1996), *Statistisch Jaarboek 1993-1994 van de Sociale Zekerheid*. Brussel: Ministerie van Sociale Zaken, Volksgezondheid en Leefmilieu.
- MISSOC (Mutual Information System on Social Protection in the EU Member States and the EEA) (2001), *Old-age in Europe*. Luxembourg: European Commission (http://ec.europa.eu/employment_social/social_protection/missoc_info_en.htm#01/2001).
- Ogg, J. (2005), Social exclusion and insecurity among older Europeans: the influence of welfare regimes, *Ageing & Society*, 25(1), 69-90.
- 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, 97-125.
- Peeters, H., G. Verschraegen, A. Debels, G. Brosens, V. Van Gestel & J. Berghman (2005), *Pensioenen en arbeidsmarktflexibiliteit. Een onderzoek naar de bescherming van flexibele werknemers in de Belgische pensioenpijlers*. Gent: Academia Press.
- Peracchi, F. (2002), The European Community Household Panel: A review, *Empirical Economics*, 27, 63-90.
- Rijksdienst voor Pensioenen (2003), *Statistische studies December 2003*. Brussel: Website Rijksdienst voor Pensioenen (http://www.onprvp.fgov.be/onprvp2004/PDF/NL/S/S_a/2003_2.pdf).
- Rijksdienst voor Pensioenen (2005), *Statistische studies April 2005*. Brussel: Website Rijksdienst voor Pensioenen (http://www.onprvp.fgov.be/onprvp2004/PDF/NL/S/S_a/2004.pdf).
- Rowntree, S.B. (1899), *Poverty: a study of town life*. London: Nelson.
- Sen, A.K. (1976), Poverty: an ordinal approach to measurement, *Econometrica*, 44, 219-231.
- Smeeding, T. (2001), *Income Maintenance in Old Age: What Can be learned from Cross-National Comparisons*. Boston: Center for Retirement Research Working Papers.
- Vranken, J., K. De Boyser & D. Dierckx (2004), *Armoede en sociale uitsluiting. Jaarboek 2004*. Leuven/Voorburg: Acco.
- Watson, D. (2003), Sample attrition between waves 1 and 5 in the ECHP, *European Sociological Review*, 19(4), 361-378.

Bijlage

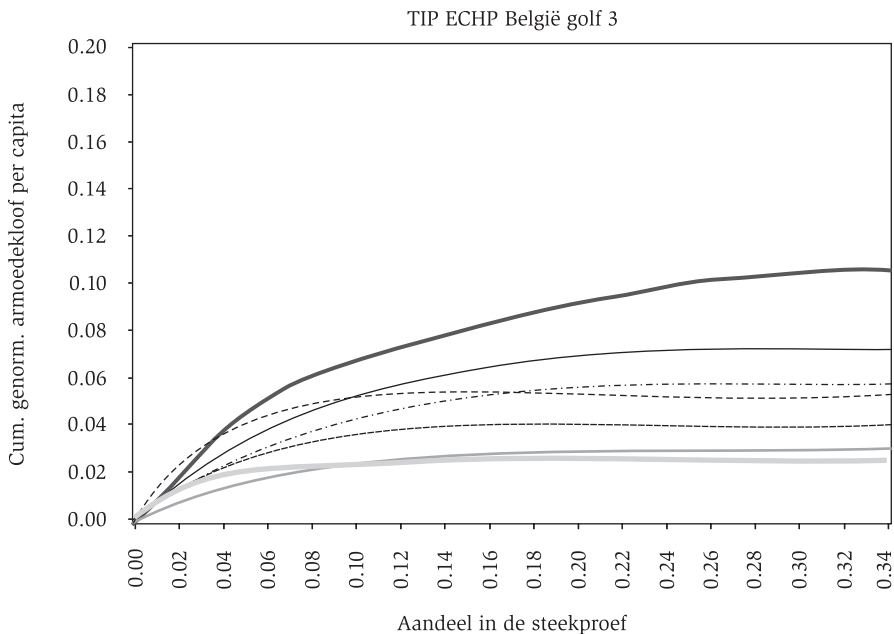


(1) man - - - - - (2) man ≥ 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw ≤ 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan ≥ 65 - - - - - (7) 2+ volw. ≥ 65 - - - - -

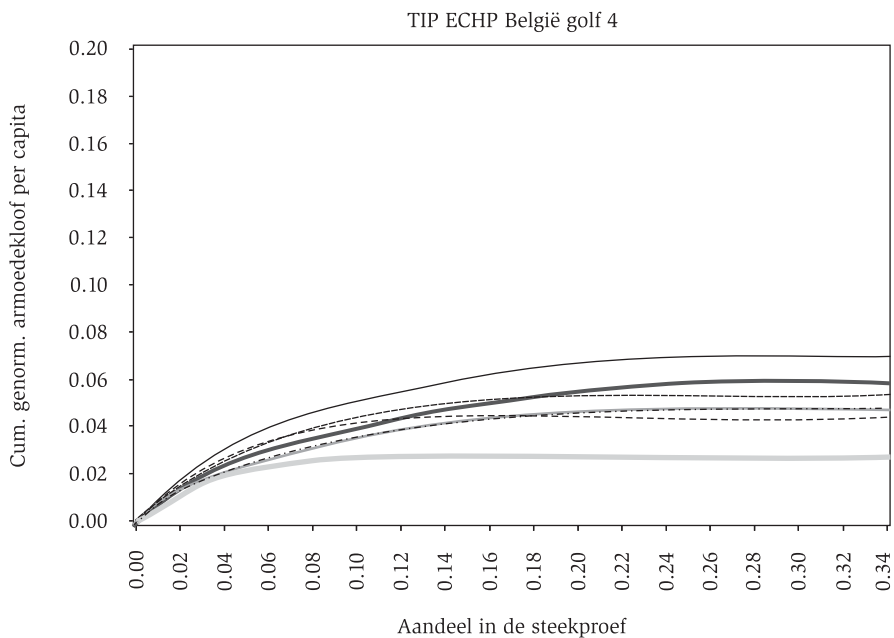


(1) man - - - - - (2) man ≥ 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw ≤ 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan ≥ 65 - - - - - (7) 2+ volw. ≥ 65 - - - - -

Figuur A1: TIP-curves van België.

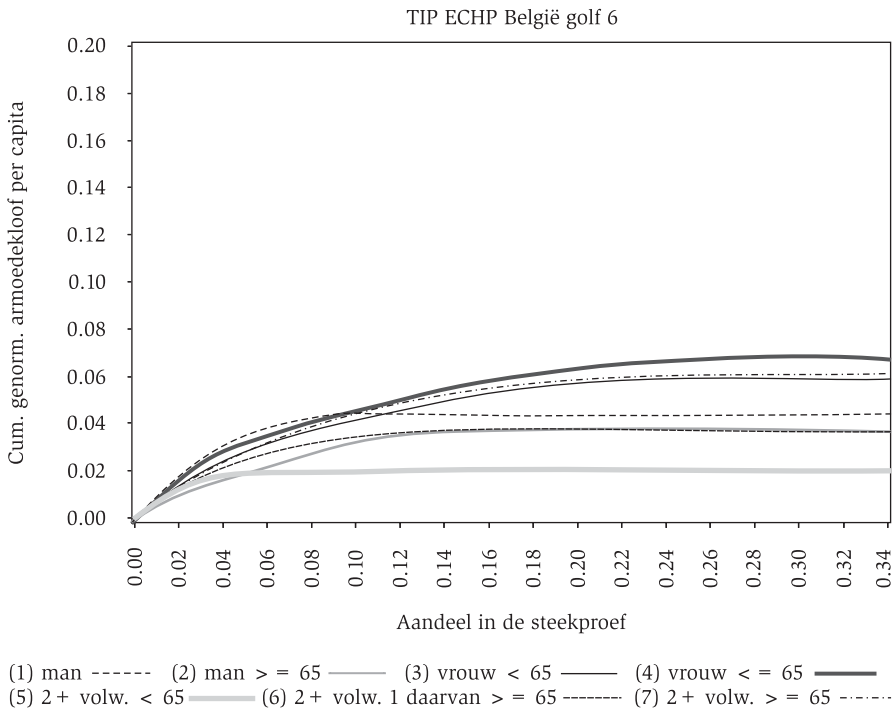
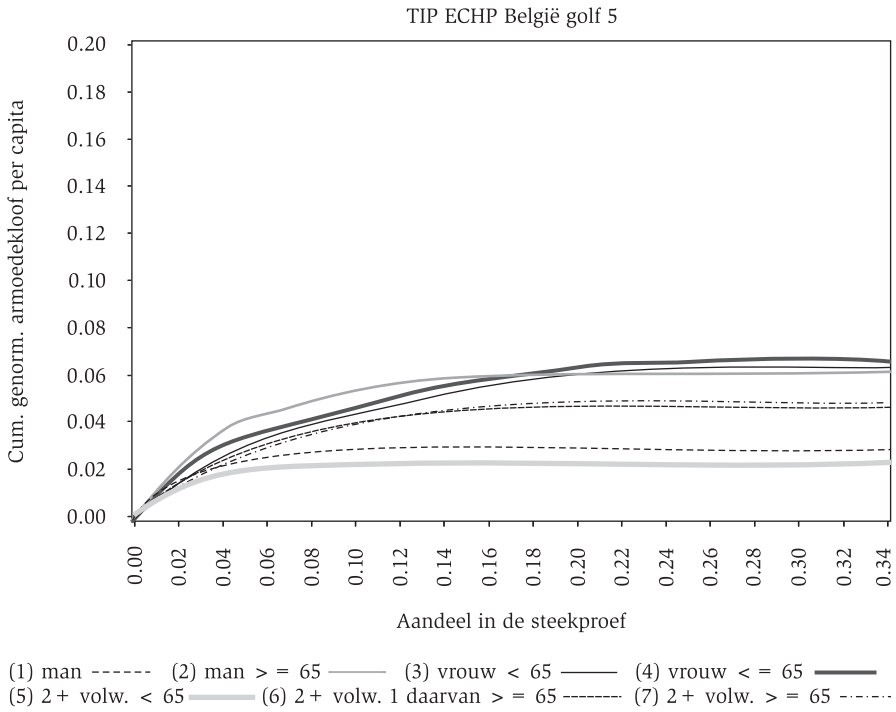


(1) man - - - - - (2) man > = 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw < = 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan > = 65 - - - - - (7) 2+ volw. > = 65 - - - - -

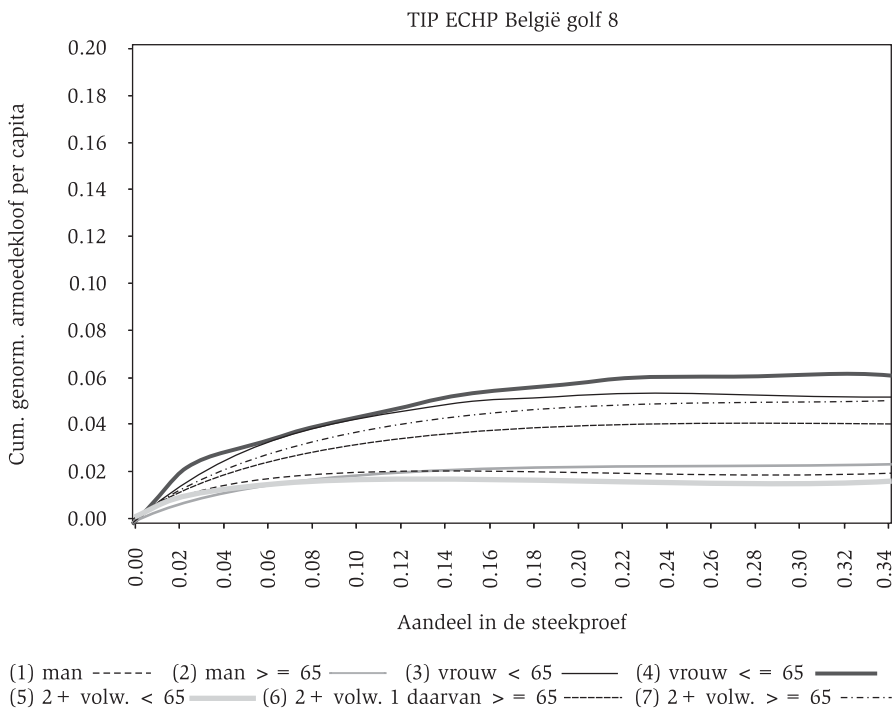
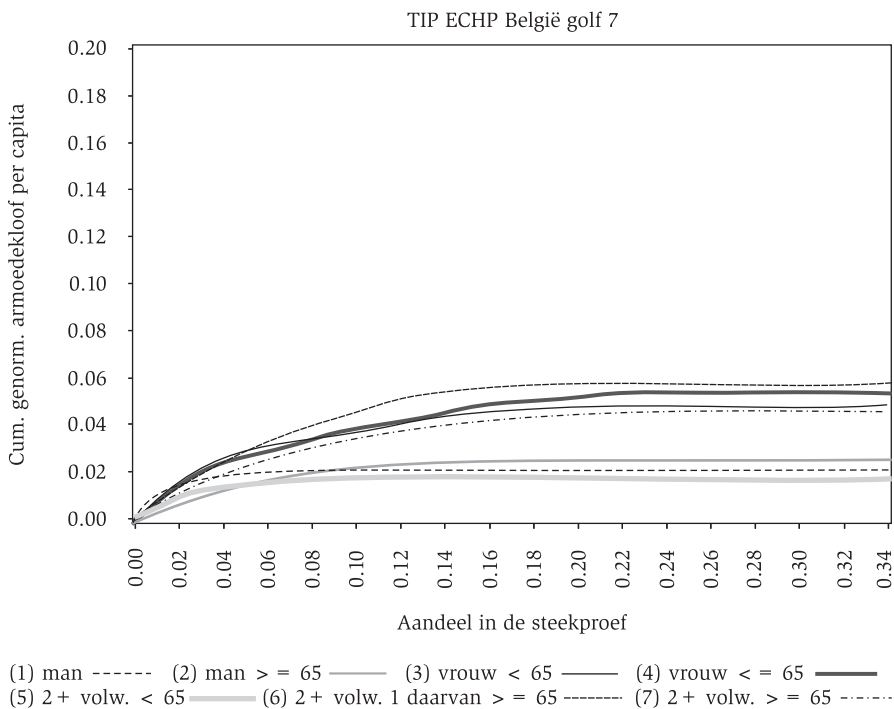


(1) man - - - - - (2) man > = 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw < = 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan > = 65 - - - - - (7) 2+ volw. > = 65 - - - - -

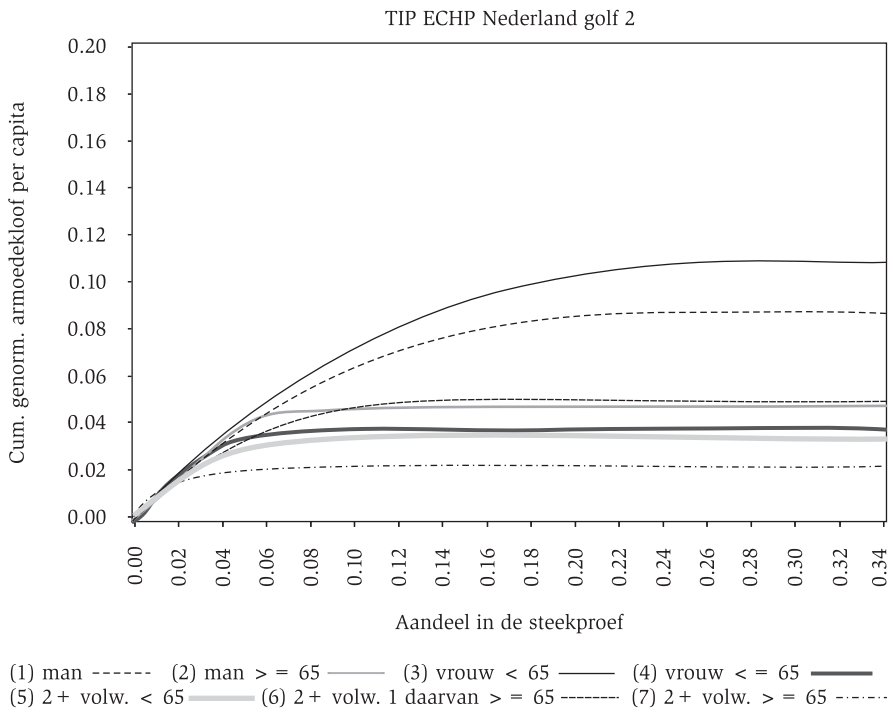
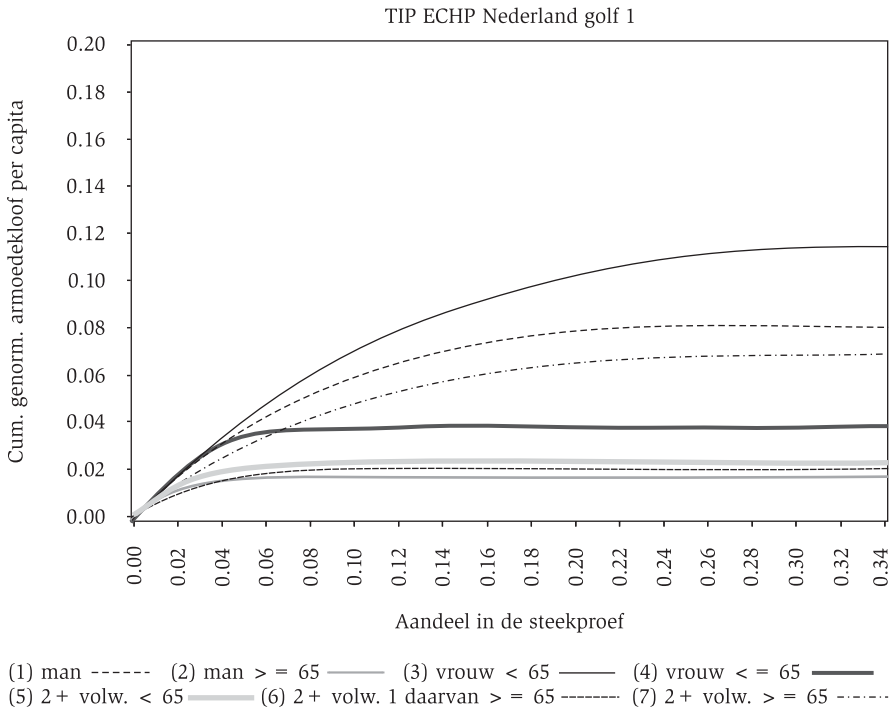
Figuur A1: TIP-curves van België.



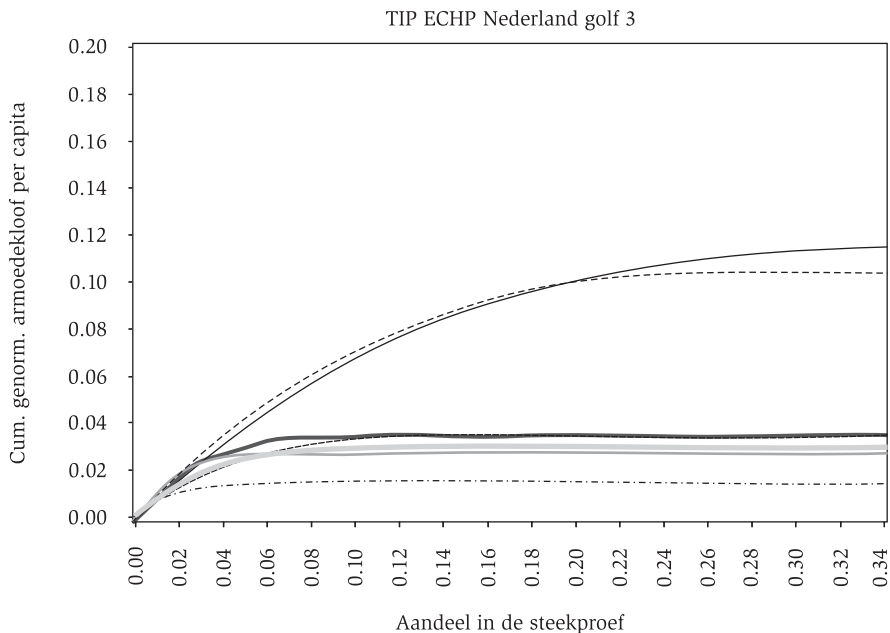
Figuur A1: TIP-curves van België.



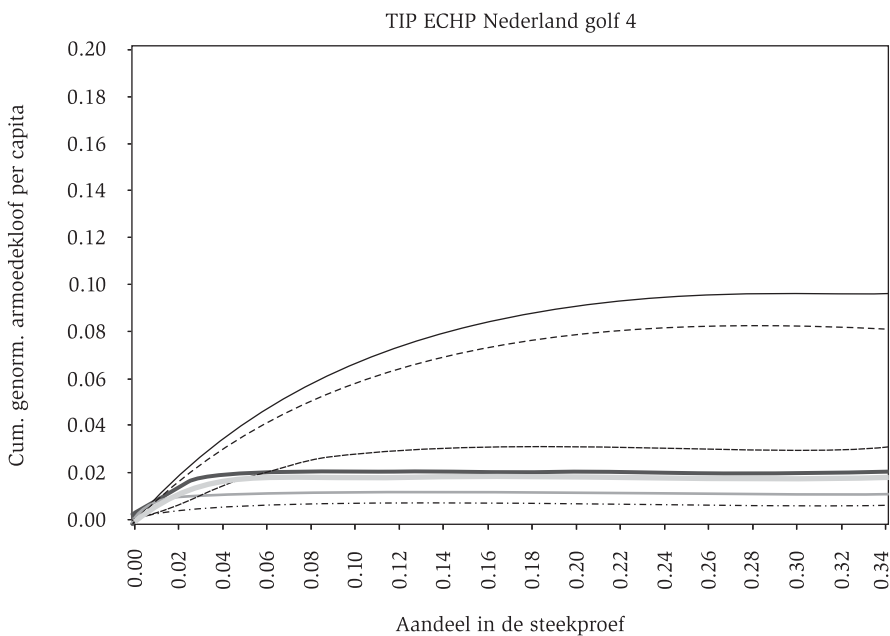
Figuur A1: TIP-curves van België.



Figuur A2. TIP-curves van Nederland.

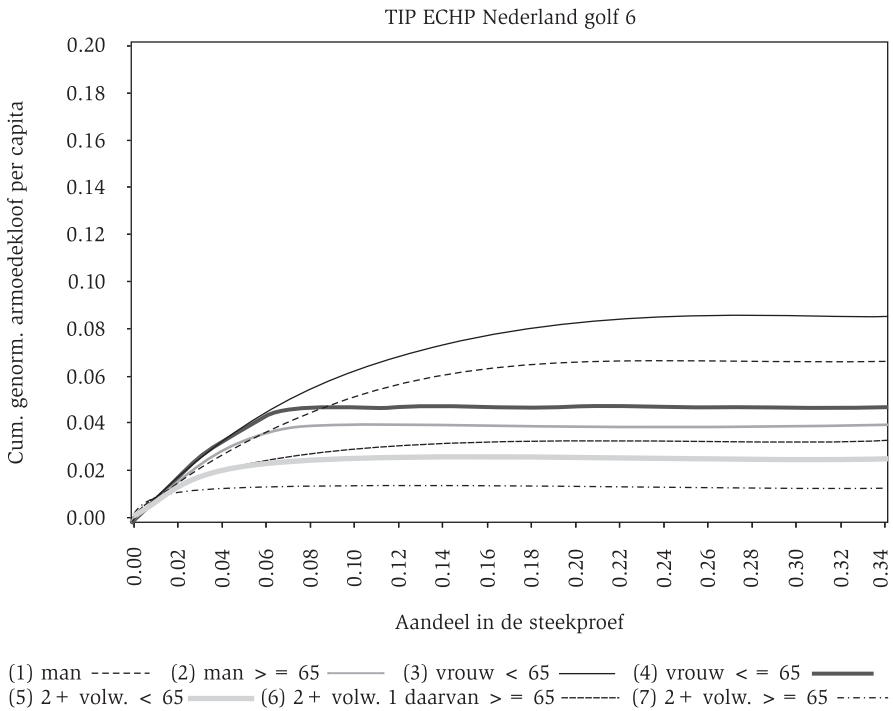
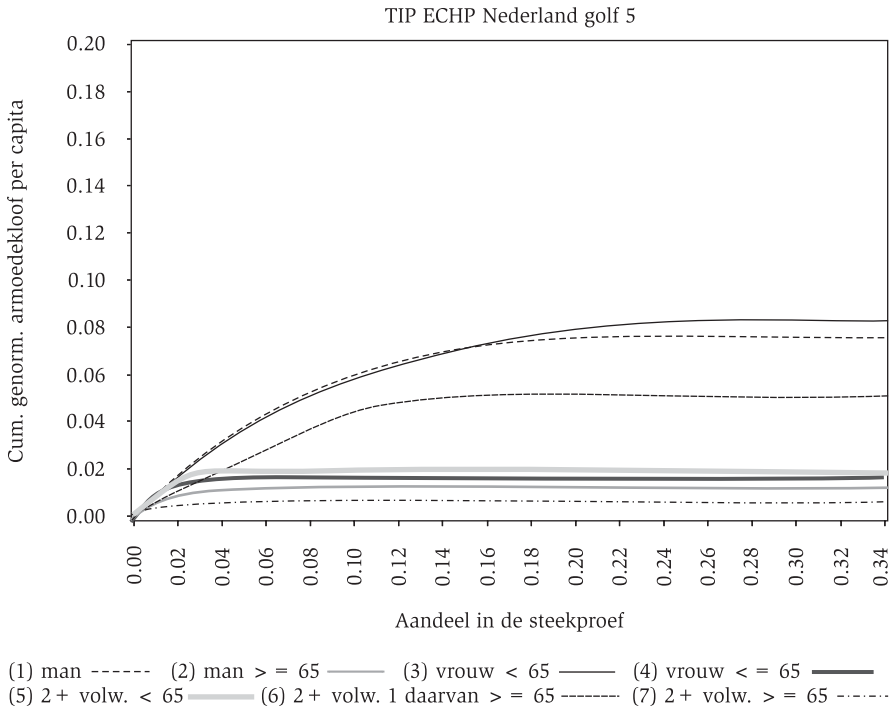


(1) man ----- (2) man >= 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw <= 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan >= 65 ----- (7) 2+ volw. >= 65 -----

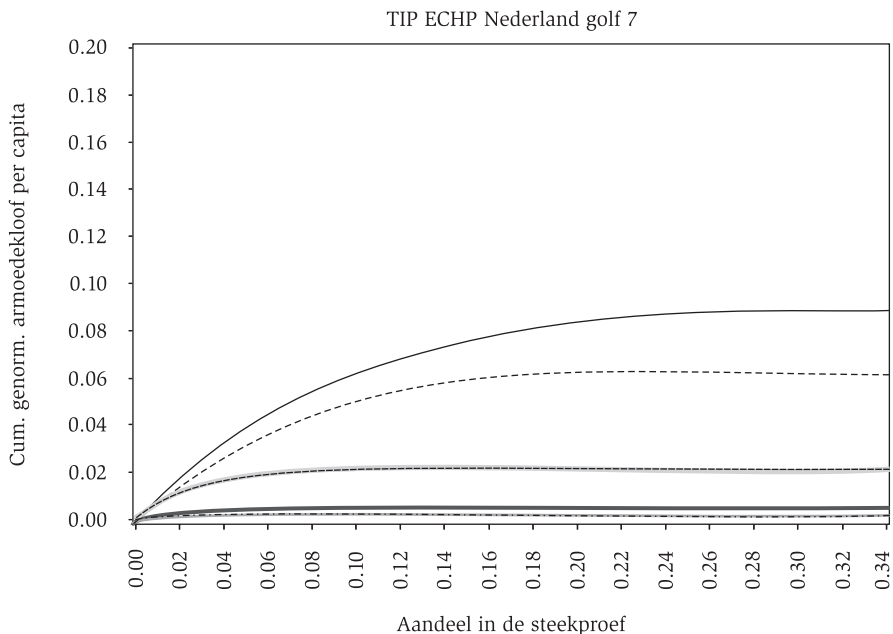


(1) man ----- (2) man >= 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw <= 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan >= 65 ----- (7) 2+ volw. >= 65 -----

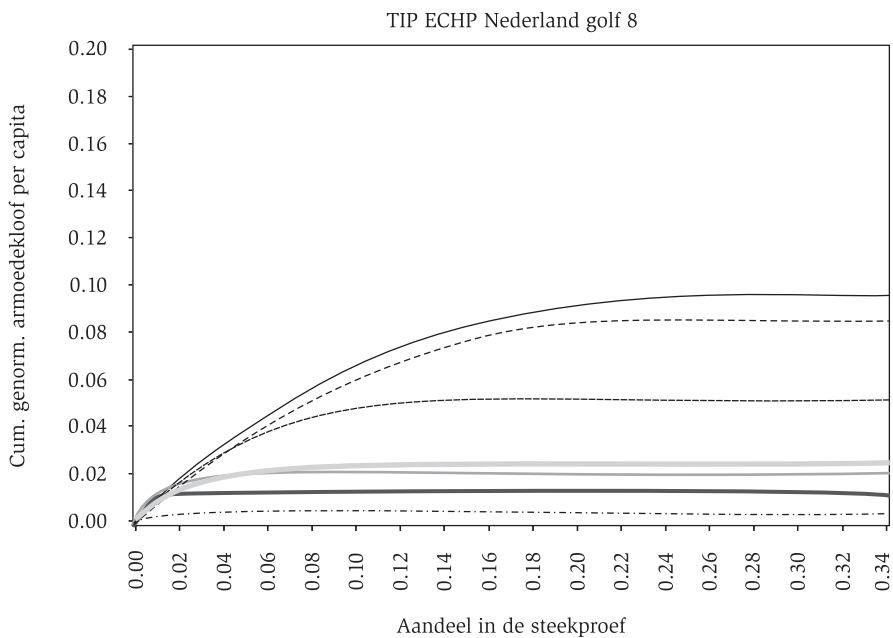
Figuur A2. TIP-curves van Nederland.



Figuur A2. TIP-curves van Nederland.



(1) man - - - - - (2) man > = 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw < = 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan > = 65 - - - - - (7) 2+ volw. > = 65 - - - - -



(1) man - - - - - (2) man > = 65 ——— (3) vrouw < 65 ——— (4) vrouw < = 65 ———
 (5) 2+ volw. < 65 ——— (6) 2+ volw. 1 daarvan > = 65 - - - - - (7) 2+ volw. > = 65 - - - - -

Figuur A2. TIP-curves van Nederland.