

Het uitsluiten van geïnstitutionaliseerde ouderen in surveys

Gevolgen voor de Open Coördinatiemethode Pensioenen

Annelies Debels, Hans Peeters & Rika Verpoorten

1. Inleiding

Het Europese pensioenbeleid steunt in sterke mate op de principes van de Open Coördinatiemethode (OCM), een zogenaamd ‘zacht’ beleidsinstrument dat ontstond als antwoord op een gebrek aan formele bevoegdheden van de Europese Unie om te opereren op het sociaal vlak (Bruno *et al.* 2006). De OCM onderscheidt zich van de ‘harde’ beleidsinstrumenten door het gebrek aan afdwingbaarheid in haar instrumentarium. Lidstaten bereiken overeenstemming over een aantal niet-bindende gemeenschappelijke doelstellingen en streven die vervolgens na via een periodieke monitoring, peer review en evaluatie (Daly 2007). Hiervoor dienen ze tweejaarlijks een Nationaal Strategisch Rapport in waarin ze uiteenzetten hoe ze de doelstellingen willen bereiken. De Commissie evalueert deze en publiceert ze in een Gezamenlijk Verslag (Joint Report). Daarbij wordt een set van indicatoren ontwikkeld die toelaat om ‘benchmarks’ of toetsstenen te ontwikkelen en ‘goede praktijken’ te identificeren, om zo een proces van wederzijds leren op gang te zetten (de la Porte 2002).

Wat de OCM Pensioenen betreft (sinds 2006 één tak van de bredere OCM Sociale Bescherming en Sociale Insluiting), zijn de doelstellingen gericht op de financiële houdbaarheid en modernisering van de nationale pensioensystemen, en op het vrijwaren van de toereikendheid en de toegankelijkheid ervan (Natali 2011). De indicatoren die hiertoe werden ontwikkeld meten onder andere het armoederisico bij ouderen, het mediaan relatief inkomen en de gemiddelde en geaggregeerde vervangingsratio (Europese Commissie 2010a). De overeenstemming tussen de lidstaten over deze set van pensioenindicatoren wordt nu reeds beschouwd als ‘a promising step towards improving mutual learning’ binnen de OCM Pensioenen (Natali & de la Porte 2009; Vanhercke 2009).

Echter, de centrale positie van de indicatoren in de OCM is niet zonder kritiek gebleven. Vaak worden ze aanvaard als zijnde wetenschappelijke en objectieve waarheden, terwijl ze eigenlijk niets anders zijn dan subjectieve politieke constructen. In het licht van deze discussie stelt dit artikel één statistische praktijk in vraag die op dit moment veel voorkomend is bij de implementatie van armoede- en inkomensindicatoren in de OCM Pensioenen. Meer bepaald wordt in de OCM gebruik gemaakt van internationale surveydata waarin ouderen die verblijven in collectieve huishoudens¹ geen deel uitmaken van de onderzoekspopulatie (Atkinson *et al.* 2004, 60; Atkinson *et al.* 2005, 107). Dit geldt met name voor de European Survey on Income and Living Conditions (EU-SILC), het statistisch instrument bij uitstek in het kader van de OCM, maar ook voor andere internationaal vergelijkbare surveys zoals de meer specifiek op ouderen gerichte Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE).² Het niet opnemen van ouderen in collectieve huishoudens kan echter leiden tot een vertekening van de armoede- en inkomensstatistieken en dus van de indicatoren in de OCM Pensioenen (Zaidi *et al.* 2010). De kans bestaat immers dat het profiel van deze groep ouderen afwijkt van dat van de groep ouderen in het algemeen. Door een gebrek aan data, werd het belang van deze afwijking echter niet eerder gekwantificeerd (behalve door middel van een ruwe schatting, zie Evans 1995).

In dit artikel vullen we deze lacune aan door de vertekening in kaart te brengen die het niet opnemen van collectieve huishoudens in de surveypopulatie teweegbrengt. Daarbij richten we ons vooreerst op het ruimere debat rond het gebruik van indicatoren om de sociale werkelijkheid te bestuderen (sectie 2) en worden een aantal technisch-pragmatische redenen belicht waarom geïnstitutionaliseerde ouderen worden uitgesloten in Europees-comparatief survey-onderzoek (sectie 3). In de volgende twee delen wordt de eigenlijke vertekening onderzocht die ontstaat door het uitsluiten van deze groep ouderen. Hiervoor richten we ons in eerste instantie op België (sectie 4), omdat we voor dit land over unieke populatiedata beschikken die betrekking hebben op ouderen in zowel private als collectieve huishoudens. België is bovendien een interessante case wat dit betreft omdat het in de context van de OCM Pensioenen naar voren komt als een van de slechtere leerlingen van de klas (Europese Commissie 2010a). De armoedecijfers bij gepensioneerden liggen in België inderdaad hoger dan het Europese gemiddelde en ook in internationale rangschikkingen op basis van vervangingsratio's scoort het land relatief slecht (Europese Commissie 2010b). De vraag die zich dus stelt is in welke mate deze positie een statistisch artefact is en of het uitsluiten van ouderen in collectieve huishoudens een impact kan hebben op deze rangschikking. In tweede instantie gaan we op basis van een literatuurstudie en een internationale vergelijking van het residentiële beleid ten opzichte van ouderen na in welke mate deze praktijk leidt tot problemen van vergelijkbaarheid van internationale en Europese inkomens- en armoedestatistieken voor ouderen (sectie 5). Ten slotte bespreken we de implicaties van deze bevindingen voor de OCM Pensioenen (sectie 6).

2. Een reflectie op het gebruik van indicatoren in de OCM Pensioenen

Het toenemend belang van indicatoren in de OCM vormt een duidelijke toepassing van wat vanuit sociologisch-theoretische invalshoek wordt benoemd als een proces van commensuratie, dat de nadruk legt op cijfers, meten en kwantiteit. Het willen vergelijken van verschillende entiteiten op basis van een gemeenschappelijke meeteenheid (Espeland & Stevens 1998) maakt het proces van commensuratie in grote mate van toepassing op de indicatoren van de OCM pensioenen. De kwaliteit van het pensioensysteem in verschillende landen, zoals de toereikendheid en de financiële houdbaarheid ervan, wordt immers vergeleken op basis van een aantal kwantitatieve maatstaven.

Hoewel dergelijke indicatoren vaak een schijn van objectiviteit en politieke neutraliteit bezitten, argumenteren sociologen dat commensuratie een inherent interpretatief en politiek proces is. Statistieken – en bij toepassing indicatoren – zijn sterk gevoelig voor de historische context waarin ze ontwikkeld worden en voor de daarbij horende technische, institutionele en conceptuele beperkingen (Desrosières 1998). Kleine wijzigingen in de meetmethode of de invulling van het te meten object kunnen leiden tot een verschillend resultaat. Aspecten van het sociale leven die niet in de indicatoren vervat zitten, dreigen bovendien onzichtbaar en irrelevant te worden (Espeland & Stevens 1998, 2009). Zo blijft het geïnstitutionaliseerde deel van de oudere bevolking in de Europese lidstaten onzichtbaar in de pensioenindicatoren waardoor ze worden genegeerd in het pensioenbeleid dat zich hierop baseert.

Het subjectieve en politieke karakter van de schijnbaar objectieve indicatoren komt duidelijk tot uiting bij de analyse van hun ontstaan en effecten. Dit geldt uiteraard ook voor de indicatoren in de OCM Pensioenen. Hoewel de OCM-indicatoren worden verondersteld neutraal te zijn (Bruno *et al.* 2006), zijn ze het resultaat van politieke onderhandelingen tussen de lidstaten (met name in de schoot van de Subgroep Indicatoren (ISG) van het Comité voor Sociale Bescherming) waarin bepaalde lidstaten indicatoren naar voren schuiven die hun positie het best ondersteunen (Salais 2006a, 2006b). De keuze voor een bepaalde set van indicatoren weerspiegelt inderdaad de wil om verschillende nationale belangen te verzoenen (Atkinson *et al.* 2004). Wat de uitsluiting van geïnstitutionaliseerde ouderen in de pensioenindicatoren betreft, veronderstellen we dat daarbij voornamelijk technische en pragmatische argumenten de doorslag gaven (*cf. infra*). Het is immers technisch zeer moeilijk om betrouwbare, geldige en vergelijkbare indicatoren te ontwikkelen (Atkinson *et al.* 2002; Schludi 2003). Niettemin dient benadrukt te worden dat zelfs technische of pragmatische overwegingen vaak een politieke basis hebben. De overeenkomst over de indicatoren sociale insluiting diende op erg korte termijn te gebeuren, waardoor onvermijdelijk problemen met deze indicatoren zijn blijven bestaan, bijvoorbeeld wat betreft de

dekking van de bevolking en de vergelijkbaarheid (Atkinson *et al.* 2004). Verder hangt veel af van de investeringen in de ontwikkeling van een statistisch apparaat en het verzamelen van data (Marlier *et al.* 2007). Het is wel zo dat vanuit de Europese Unie in de voorbije jaren aanzienlijke investeringen werden gedaan in de statistische infrastructuur en instrumenten.³ De vraag blijft echter of deze investeringen voldoende zijn om te komen tot echt vergelijkbare indicatoren voor de lidstaten.

Ook bij de analyse van de impact van de indicatoren komt hun subjectieve en politieke aard duidelijk naar voren. Door hun objectief-neutrale schijn kunnen ze krachtig inwerken op de sociale werkelijkheid door het creëren van nieuwe sociale categorieën, die geïnstitutionaliseerd raken en zo de werkelijkheid mee gaan beïnvloeden (Espeland & Stevens 1998). Deze impact van indicatoren komt vooral tot uiting op twee vlakken, met name (1) in de cognitieve en (2) in de normatieve effecten die ze kunnen hebben op de OCM en op het Europese project meer algemeen.

Wat de cognitieve effecten betreft, kan het gebruik van gemeenschappelijke indicatoren op verschillende manieren leiden tot de ontwikkeling van een kennisbasis waaruit het beleid vervolgens kan putten. Op het meest basale niveau kunnen indicatoren bijdragen tot de ontwikkeling van een gemeenschappelijke taal of discours waarin beleidsproblemen zoals de pensioenproblematiek geduid kunnen worden (Borras & Jacobsson 2004; Jacobsson 2004; Mabbett 2007). Indicatoren verschaffen de betrokken actoren immers gemeenschappelijke classificaties, bijvoorbeeld het onderscheid tussen arm en niet arm.

Naast de ontwikkeling van een gemeenschappelijke taal, kunnen indicatoren ook op een meer directe manier bijdragen tot kennisproductie. Indicatoren leveren een handige basis om beleidsproblemen te identificeren en leiden op deze manier tot een probleemherkenning (Mabbett 2007). Ze zijn ook onmisbaar om te komen tot een eenduidige evaluatie van het beleid in de verschillende lidstaten en om vooruitgang effectief te kunnen monitoren. Indicatoren maken bovendien een snelle en overzichtelijke vergelijking tussen de prestaties van landen mogelijk. Dit is bijvoorbeeld duidelijk in het geval van 'benchmarking', wanneer op basis van een indicator een ranking van landen wordt opgesteld of wanneer indicatoren een basis vormen om 'goede praktijken' te identificeren. Wanneer de score van een land vervolgens in verband wordt gebracht met het type (pensioen)beleid in dat land, dan kan wederzijds leren worden georganiseerd. Een cruciale voorwaarde hiertoe is uiteraard dat de indicatoren effectief vergelijkbaar zijn tussen landen.

Naast deze cognitieve effecten hebben indicatoren ook belangrijke, zij het vaak weinig onderkende, normatieve effecten. Indicatoren zijn immers operationaliseren: ze geven een invulling aan concepten die anders vaag blijven (Jacobsson

2004). Dit kan een gemeenschappelijke probleemformulering bevorderen, bijvoorbeeld de erkenning van de pensioenproblematiek (Bruno *et al.* 2006), maar kan ook leiden tot agenda-setting bij de lidstaten in functie van deze nieuwe concepten. Verder kunnen indicatoren leiden tot een versterking van het Europese project. Zo argumenteren Bruno *et al.* (2006) dat 'europeanisation by figures' in toenemende mate 'europeanisation by law' vervangt. Niet zozeer de individuele score op de OCM-indicatoren is belangrijk, als wel de convergentie van politieke doelen die de indicatoren sluipend teweegbrengen.

De impact van de indicatoren, zowel op cognitief als op normatief vlak, hangt echter af van de mate waarin ze door de betrokken actoren in de OCM worden beschouwd als geldig, betrouwbaar en internationaal vergelijkbaar (Atkinson *et al.* 2004, 71). Deze perceptie kan in het gedrang komen door geldigheidsproblemen zoals deze geanalyseerd in dit artikel.

3. Geïnstitutionaliseerde ouderen in Europees-comparatieve surveys

Het in surveys opnemen van geïnstitutionaliseerde ouderen wordt bemoeilijkt door een aantal factoren, die enerzijds puur methodologisch van aard zijn en anderzijds betrekking hebben op de bevrraagbaarheid van deze groep ouderen. Deze factoren maken dat veelal wordt beslist om de reeds zeer complexe survey designs van internationaal vergelijkende surveys niet extra te verzwaren door collectieve huishoudens op te nemen.

Op methodologisch vlak spelen twee factoren een rol. Vooreerst wordt in sociaal-wetenschappelijk survey-onderzoek, omwille van de praktische haalbaarheid, veelal gebruik gemaakt van clustersteekproeven waarbij huishoudens de steekprofeenheden vormen (Levy & Lemeshow 2008, 226-227). Zonder correcties hebben zowel de kleinere private als de grotere collectieve huishoudens in dat geval een even grote selectiekans, waardoor de individuele leden van collectieve huishoudens finaal een kleinere kans hebben om geselecteerd te worden. Hoewel hier alternatieve benaderingen bestaan zoals clustersteekproeven met ongelijke proporties (Levy & Lemeshow 2008, 331-332), worden statistische inferenties op deze manier snel te complex en wordt er vaak pragmatisch voor geopteerd om de collectieve huishoudens uit het steekproefkader te weren. Meer specifiek voor wat betreft respondenten die in een rusthuis of rust- en verzorgingstehuis⁴ verblijven, is er het bijkomende probleem dat onvoldoende informatie voorhanden is over de exacte omvang van deze groep. In België bijvoorbeeld is enkel informatie voorhanden over de bewonerscapaciteit en het aantal gefactureerde dagen; informatie over de feitelijke omvang van deze groep ontbreekt op jaarlijkse basis (Callens & Pauwels 2006).

Wat de bevroegbaarheid van ouderen in collectieve huishoudens betreft, worden in de literatuur drie redenen naar voren geschoven waarom deze groep wordt geweerd uit de onderzoekspopulatie (zie o.a. Hall *et al.* 2009; Harris & Dyson 2001; Maas *et al.* 2002). Ten eerste is het verre van duidelijk in welke mate ouderen die permanent verblijven in een rusthuis fysiek en mentaal in staat zijn om deel te nemen aan onderzoek. Over het algemeen hebben deze ouderen inderdaad een hogere graad van zorgbehoefendheid dan ouderen die verblijven in private huishoudens, waardoor vraagtekens kunnen worden geplaatst bij hun bevroegbaarheid (Maas *et al.* 2002, 376; Wenger 2002, 267-270). Ten tweede is het niet duidelijk in welke mate geïnstitutionaliseerde ouderen een correct zicht hebben op hun eigen inkomenssituatie. De meerderheid van deze groep is in veel gevallen immers niet zelf verantwoordelijk voor het beheer van zijn of haar financiën (Vanden Boer & Pauwels 2006). Tot slot blijkt het verblijf in een instelling een bijkomende belemmering te creëren op het niveau van de directie en het personeel. Niet iedere instelling staat even open voor het ontvangen van onderzoekers, die hun bewoners onder de loep nemen en de dagelijkse routine en rust verstoren (Carrette 2006, 46; Callens & Pauwels 2006, 21-22; Maas *et al.* 2002, 375-376).

Tabel 1. Ouderen in collectieve huishoudens in EU-SILC en SHARE.

European Survey on Income and Living Conditions (EU-SILC)	
Doelpopulatie	Private huishoudens en hun leden
Uitsluiting	Respondenten die in collectieve huishoudens en instituties verblijven worden niet opgenomen
Opvolging	Geen opvolging
EU-landen	België, Bulgarije, Cyprus, Denemarken, Duitsland, Estland, Finland, Frankrijk, Griekenland, Hongarije, Ierland, Italië, Letland, Litouwen, Luxemburg, Malta, Nederland, Oostenrijk, Polen, Portugal, Roemenië, Slovenië, Slowakije, Spanje, Tsjechië, Verenigd Koninkrijk, Zweden
Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE)	
Doelpopulatie	Alle huishoudens met tenminste één lid geboren in 1954 of vroeger
Uitsluiting	Respondenten die in collectieve huishoudens verblijven worden niet opgenomen in de steekproef in België, Frankrijk, Griekenland, Italië, Oostenrijk, Spanje en Zwitserland.
Opvolging	Opvolging indien een individu verhuist naar een collectief huishouden
EU-landen	België, Denemarken, Duitsland, Frankrijk, Griekenland, Ierland, Italië, Nederland, Oostenrijk, Polen, Spanje, Tsjechië, Zweden

Bron: Europese Commissie 2003; Klevmarken, Swensson & Hesselius 2005.

Bovenstaande factoren maken dat geïnstitutionaliseerde ouderen veelal worden uitgesloten uit het steekproefkader van de meeste Europees-comparatieve surveys. Dit wordt geïllustreerd in tabel 1. Deze tabel geeft een overzicht van de belangrijkste surveys die vergelijkende informatie bevatten over de welvaartspositie van Europese ouderen: de EU-SILC en de SHARE. De tabel geeft informatie over de doelpopulatie, de uitsluiting uit doelpopulatie of steekproef, de opvolging ('tracking') van respondenten bij verhuis naar een collectief huishouden en de EU-landen waarover informatie beschikbaar is (al dan niet in alle golven).

In de EU-SILC worden respondenten die in collectieve huishoudens of instituties wonen expliciet uitgesloten van de doelpopulatie.⁵ Respondenten die verhuizen naar een collectief huishouden of een institutie worden niet gevolgd. Hierin verschilt de EU-SILC van diens voorganger, het European Community Household Panel (ECHP). In het ECHP werden respondenten die verhuisden naar een collectief huishouden aanzien als een nieuw eenpersoonshuishouden en werden respondenten die verhuisden naar een instelling ook (zij het in beperkte mate) bevraagd (Verma & Betti 2004, 950).

In de SHARE worden respondenten die in collectieve huishoudens verblijven niet expliciet uitgesloten van de onderzoekspopulatie. Enkel diegenen die in het buitenland of in een gevangenis verblijven worden expliciet uitgesloten. Of respondenten die in collectieve huishoudens verblijven uiteindelijk ook in de steekproef worden opgenomen hangt evenwel af van land tot land. In België, Frankrijk, Griekenland, Italië, Oostenrijk, en Spanje worden zij niet opgenomen, in Denemarken, Duitsland, Nederland en Zweden is dat wel het geval (Klevmarcken, Swensson & Hesselius 2005). Landen die respondenten uit collectieve huishoudens in de oorspronkelijke steekproef niet opnemen, volgen deze respondenten wel op als ze naar een dergelijk huishouden verhuizen. De interviewers krijgen een speciale opleiding om deze specifieke groep te benaderen. Bovendien worden bijkomende middelen vrijgemaakt om deze respondenten op te sporen en hen te interviewen in hun nieuwe verblijfplaats (Shaan 2008).

4. De Belgische case

Om de vertekening die ontstaat door de uitsluiting van geïnstitutionaliseerde ouderen uit surveys nauwkeurig in te schatten maken we gebruik van een unieke dataset die informatie bevat over zowel niet-geïnstitutionaliseerde als geïnstitutionaliseerde gepensioneerden in België. De inschatting van de vertekening gebeurt op basis van een vergelijking van de socio-demografische kenmerken, het pensioeninkomen en het armoederisico van drie verschillende populaties: de gepensioneerden in collectieve huishoudens, in private huishoudens en in de totale populatie. De data en operationalisering worden verder uiteengezet in sec-

tie 4.1. De resultaten van de vergelijking komen aan bod in sectie 4.2. In sectie 4.3. wordt nagegaan in welke mate wegen een oplossing is voor het beschreven probleem.

4.1 Data en operationalisering

Om de aangehaalde vertekening te onderzoeken maken we gebruik van twee administratieve databronnen die deel uitmaken van het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming (DWH AM&SB) en die op individueel niveau worden gekoppeld: het Pensioenkadaster en het Rijksregister.

Het Pensioenkadaster is een administratieve databank die werd opgericht met oog op het innen van sociale en fiscale bijdragen op de pensioenen door het Rijksinstituut voor de Ziekte- en Invaliditeitsverzekering (RIZIV) en de Rijksdienst voor Pensioenen (RVP). De databank bevat individuele pensioengegevens met betrekking tot de wettelijke pensioenen uitbetaald ten laste van het Belgische pensioenstelsel alsook door buitenlandse instellingen aan Belgische gepensioneerden. Verder bevat de databank ook gegevens met betrekking tot tweedepijlerpensioenen. Meer bepaald zijn gegevens beschikbaar vanaf 1998 voor de uitbetaalde rentes, en vanaf 1980 voor de uitbetaalde kapitalen.⁶

Naast het Pensioenkadaster maken we gebruik van het Rijksregister, dat verschillende persoonsgerelateerde gegevens bevat zoals het geboortjaar, het geslacht, het gewest en de verwantschapsrelatie met de referentiepersoon. Op basis van deze laatste variabele wordt in het DWH AM&SB een variabele (LIPRO) geconstrueerd, die toelaat een onderscheid te maken tussen gepensioneerden die verblijven in een privaat huishouden en gepensioneerden die verblijven in een collectief huishouden. Op basis van de gebruikte gegevens kan geen onderscheid worden gemaakt tussen deze verschillende types collectieve huishoudens (Lodewijckx 2001). Uit cijfers van Eurostat (2011) blijkt echter dat de collectieve huishoudens bij de 65-plussers in België in 95% van de gevallen kunnen worden gelijkgeschakeld met rusthuizen.

De onderzoekspopulatie bestaat uit de gepensioneerden die in 2008 een pensioen uit de eerste pijler of een sociale bijstandsuitkering voor ouderen (de zgn. Inkomensgarantie voor Ouderen, IGO) ontvingen. De willekeurige steekproef telt 141.259 onderzoekseenheden, met name 8 percent van de onderzoekspopulatie. Het pensioeninkomen omvat zowel pensioenen uit de eerste en tweede pijler als de IGO. De eerstelijlerpensioenen omvatten hoofdzakelijk rust- en overlevingspensioenen, maar ook invaliditeitspensioenen en wettelijke pensioenen uitbetaald door een buitenlandse instelling (zie Berghman *et al.* 2007, 7-9). In de tweede pijler wordt rekening gehouden met alle collectieve en individuele pensioentoezeggingen aan werknemers, uitbetalingen in het kader van sectorale pen-

sioenstelsels en het vrij aanvullend pensioen voor zelfstandigen (zie Berghman *et al.* 2007, 7-9).⁷ Daarnaast omvat het pensioeninkomen ook een aantal bijkomende uitkeringen, zoals het vakantiegeld, verwarmingstoelagen en de verschillende tegemoetkomingen aan mindervaliden (zie Berghman *et al.* 2007, 7-9). De berekende pensioeninkomens zijn steeds brutobedragen⁸ op maandbasis.

De gebruikte administratieve gegevens hebben verschillende voordelen ten aanzien van andere databanken die inkomensgegevens verzamelen over gepensioneerden, zoals de EU-SILC en SHARE. Het belangrijkste voordeel in het kader van dit onderzoek ligt in het feit dat het Pensioenkadaster gegevens bevat over de volledige gepensioneerde bevolking in België, inclusief de geïnstitutionaliseerde gepensioneerden. Een tweede belangrijk voordeel van het Pensioenkadaster is de uitgebreidheid en de betrouwbaarheid van de informatie. Zo wordt niet enkel informatie verzameld over de eerstepijlerpensioenen, maar ook over de pensioenen uit de tweede pijler en over minder gekende voordelen, zoals de verwarmingstoelagen en het vakantiegeld. Nadeel van de hier gebruikte gegevens is dat deze niet toelaten te werken met de vaak gehanteerde relatieve armoedematen. Het meeste onderzoek naar armoede bij ouderen maakt gebruik van de zogenaamde armoederisicodrempel van 60% van het mediane inkomen. Omdat de hier gebruikte gegevens uit het Pensioenkadaster enkel informatie bevatten over een deel van dat inkomen, met name het pensioen, kan deze relatieve armoedemaatstaf niet worden geconstrueerd. Om toch een zicht te krijgen op het armoederisico van de gepensioneerde wordt daarom gebruik gemaakt van een proxy, namelijk de al dan niet opname van de IGO. Een gepensioneerde met een IGO wordt aanzien als iemand met een verhoogd armoederisico. Immers, de IGO is een middelengetoetste bijstandsregeling waarop men in 2008 enkel een beroep kon doen indien de totale inkomsten op maandbasis lager waren dan 878,25 euro (voor een alleenstaande) en 585,50 euro (voor een samenwonende).⁹ Deze bedragen zijn lager dan de armoedegrens zoals deze wordt berekend op basis van de EU-SILC gegevens (*i.e.* 60% mediaan inkomen). In 2008 bedroeg deze grens immers 899 euro voor alleenstaanden en 1.348,50 euro voor koppels (dan wel 674 euro per hoofd). In de regel kan men er dus vanuit gaan dat IGO-trekkers tevens arm zijn op basis van de relatieve armoedegrens.¹⁰

4.2 Drie populaties vergeleken

In deze sectie worden drie populaties gepensioneerden met elkaar vergeleken. We vergelijken in de eerste plaats de gepensioneerden die verblijven in een collectief huishouden met de gepensioneerden die verblijven in een privaat huishouden. In de tweede plaats worden de gepensioneerden in private huishoudens – wat overeenkomt met de onderzoekspopulatie van de meeste gangbare survey-onderzoeken (*cf. supra*) – vergeleken met de totale populatie gepensioneerden (dus inclusief gepensioneerden in collectieve huishoudens). Op deze manier trachten

we na te gaan welke vertekening de niet-opname van gepensioneerden in collectieve huishoudens met zich mee brengt voor gangbaar survey-onderzoek.

Tabel 2 vergelijkt de drie populaties gepensioneerden naar een aantal socio-demografische achtergrondkenmerken, met name geslacht en leeftijd. De tabel maakt vooreerst duidelijk dat een niet te verwaarlozen groep gepensioneerden in een collectief huishouden verblijft. Desalniettemin blijft het met 4,6% of 80.575 gepensioneerden een minderheid ten aanzien van de totale groep van 1.765.738 gepensioneerden in België. Wat de genderverdeling betreft zien we dat het aandeel gepensioneerde vrouwen aanzienlijk groter is in collectieve (77,8%) dan in private huishoudens (52,3%). Dit zorgt ervoor dat surveys die zich beperken tot private huishoudens het aandeel mannen licht overschatten (met 2,5%) en het aandeel vrouwen licht onderschatten (met 2,2%). De meest opmerkelijke vertekening is echter die naar leeftijd: in collectieve huishoudens is meer dan de helft 85-plusser, bij de private huishoudens is dat slechts een tiende. Onderzoek dat zich baseert op de populatie van de private huishoudens onderschat bijgevolg het aandeel van de 85-plussers binnen de gepensioneerden met bijna 20%.

Tabel 2. Verdeling van de gepensioneerden in een collectief huishouden, in een privaat huishouden en in de totale populatie naar geslacht en leeftijd (2008, absolute aantallen en percentages).

Geslacht	Collectief huishouden		Privaat huishouden		Totale populatie		% overschatting op basis van surveys
	N	%	N	%	N	%	
Man	17.913	22,2%	804.450	47,7%	822.363	46,6%	2,5 *
Vrouw	62.663	77,8%	880.713	52,3%	943.375	53,4%	-2,2 *
Leeftijd							
< 70	4.925	6,1%	632.125	37,5%	637.050	36,1%	4,0 *
70-84	33.788	41,9%	890.650	52,9%	924.438	52,4%	1,0 *
≥ 85	41.863	52,0%	162.388	9,6%	204.250	11,6%	-16,7 *
TOTAAL	80.575		1.685.163		1.765.738		

X²-test; * p < .0001

Bron: Eigen analyses op het DWH AM&SB.

De derde tabel geeft de mediane en gemiddelde pensioeninkomens die worden gebruikt in de indicatoren over toereikende pensioenen van de Indicators Subgroup (ISG) en de Working Group on Ageing Populations and Sustainability (AWG) (Europese Commissie 2010a, 28-29). Bij de *geaggregeerde vervangingsratio* wordt gebruik gemaakt van het mediane individuele pensioeninkomen van de 65- tot 74-jarigen (zowel eerste als tweede pijler). Bij de *benefit ratio* maakt men gebruik van het gemiddelde eerstelijlerpensioen, alsook van het gemiddelde eerste- en tweedelijlerpensioen. Bij de *bruto gemiddelde vervangingsratio*, ten slotte, wordt rekening gehouden met het gemiddelde eerste pijler rustpensioen. Uit de tabel blijkt dat zowel het mediane als de gemiddelde pensioeninko-

mens lager liggen bij de gepensioneerden uit collectieve huishoudens dan bij de gepensioneerden uit private huishoudens (een verschil van meer dan 350 euro bij de gemiddelde rustpensioenen uit de eerste pijler). Toch zijn de verschillen in pensioeninkomen tussen de gepensioneerden uit private huishoudens en de totale populatie gepensioneerden, hoewel statistisch significant, in de praktijk verwaarloosbaar.

Tabel 3. Mediane en gemiddelde pensioeninkomens zoals gebruikt in de EU-indicatoren over toereikende pensioenen, bij gepensioneerden in een collectief huishouden, in een privaat huishouden en in de totale populatie (2008).

Pensioeninkomen	Collectief huishouden	Privaat huishouden	Totale populatie	% overschatting op basis van surveys
Mediaan, 65-74 jaar	995	1.205	1.195	0,8 † *
Gemiddeld 1 ^{ste} pijler	1.247	1.344	1.339	0,4 ‡ *
Gemiddeld 1 ^{ste} en 2 ^{de} pijler	1.261	1.442	1.434	0,6 ‡ *
Gemiddeld 1 ^{ste} pijler, rust	851	1.214	1.200	1,2 ‡ *

† Wilcoxon-Mann-Whitney test; ‡ Satterthwaite T-test; * $p < .0001$

Bron: Eigen analyses op het DWH AM&SB.

Uit het voorgaande is gebleken dat het niet opnemen van ouderen die verblijven in collectieve huishoudens kan leiden tot een vertekening van de onderzoeksresultaten van survey-onderzoeken die hun onderzoekspopulatie beperken tot de gepensioneerden in private huishoudens. Hiermee is echter weinig gezegd over de invloed van het uitsluiten van collectieve huishoudens op armoedeonderzoek. Tabel 4 laat zien hoeveel gepensioneerden een IGO ontvangen, al dan niet in combinatie met een ander pensioeninkomen. De tabel toont ten eerste aan dat er significante verschillen bestaan tussen gepensioneerden in collectieve en private huishoudens. Gepensioneerden die in een collectief huishouden wonen maken opvallend meer gebruik van de IGO: meer dan drie keer zo veel gepensioneerden in een collectief huishouden ontvangen een IGO-uitkering dan in een privaat huishouden (14,8% tegenover 4,8%). Dit verschil is bovendien extra uitgesproken bij de mannen: 15,4% van de geïnstitutionaliseerde mannen heeft een IGO tegenover 3,3% van de niet-geïnstitutionaliseerde mannen. Een gelijkaardige vaststelling geldt voor de gepensioneerden jonger dan 70 jaar: 20,1% van de gepensioneerden jonger dan 70 jaar in een collectief huishouden heeft een IGO tegenover 2,7% van diegenen in een privaat huishouden.

Vergelijken we vervolgens de private huishoudens (*i.e.* onderzoekspopulatie in survey-onderzoek) met de totale populatie gepensioneerden, dan zien we dat het beperken van de onderzoekspopulatie tot de gepensioneerden in private huishoudens een belangrijke vertekening met zich mee brengt. Het percentage IGO-gerechtigden wordt onderschat met 8,8% wanneer enkel de gepensioneerden in private huishoudens beschouwd worden (resp. 4,8% IGO-gerechtigden bij de

gepensioneerden in private huishoudens tegenover 5,2% IGO-gerechtigden in de totale populatie).

Tabel 4. Opname IGO bij gepensioneerden in een collectief huishouden, in een privaat huishouden en in de totale populatie naar geslacht en leeftijd (2008, absolute aantallen en percentages).

Geslacht	Collectief huishouden		Privaat huishouden		Totale populatie		% onderschatting op basis van surveys
	N	%	N	%	N	%	
Man	2763	15,4	26488	3,3	29250	3,6	7,4 **
Vrouw	9163	14,6	53750	6,1	62913	6,7	8,5 **
Leeftijd							
< 70	988	20,1	17175	2,7	18163	2,9	4,7 **
70-84	6225	18,4	53150	6,0	59375	6,4	7,1 **
≥ 85	7413	11,3	9913	6,1	14625	7,2	14,3 **
Totaal	11925	14,8	80238	4,8	92163	5,2	8,8 **

X²-test; * p < .1, ** p < .0001

Bron: Eigen analyses op het DWH AM&SB.

4.3 Weging als oplossing?

Het probleem van vertekening kan onder bepaalde voorwaarden worden opgelost door te wegen op basis van de gekende populatieverdeling van een aantal variabelen. Wegen impliceert dat men bepaalde groepen in de populatie zwaarder laat doorwegen dan andere in de berekening van de resultaten (Kalton & Brick 2000). Op deze manier kunnen subcategorieën die oorspronkelijk over- of ondervertegenwoordigd zijn, toch in hun juiste proporties worden voorgesteld.

Wegen is omwille van drie redenen een aantrekkelijke oplossing voor het vertekeningprobleem in dit artikel. Ten eerste is het een algemeen gekende techniek die in elk statistisch analyseprogramma kan worden geïmplementeerd. Bovendien vereist het weinig informatie: gegevens over de ware populatieverdeling van een beperkt aantal variabelen, zoals leeftijd en geslacht volstaan. Dergelijke data zijn beschikbaar voor alle Europese landen en zijn bijgevolg gemakkelijk toegankelijk voor onderzoekers. Ten slotte is het een post-hoc oplossing die de meer complexe moeilijkheden omzeilt waarmee onderzoekers geconfronteerd worden als ze geïnstitutionaliseerde ouderen in het steekproefkader willen integreren (zie deel 2).

Ondanks de voordelen van wegen, is het niet altijd een succesvolle strategie. De vertekening zal slechts worden bijgesteld in de mate dat de gebruikte weegvariabelen de verschillen tussen de private en collectieve huishoudens wegverklaren.

We kunnen deze voorwaarde testen door het percentage IGO-gerechtigden te bekijken binnen de gecombineerde categorieën van twee vaak gebruikte weegvariabelen, namelijk leeftijd en geslacht.

Tabel 5. Percentage opname IGO bij gepensioneerden in een collectief huishouden, in een privaat huishouden en in de totale populatie naar combinaties van geslacht en leeftijd (2008, percentages).

Geslacht	Leeftijd	Collectief huishouden	Privaat huishouden	Totale populatie	% onderschatting op basis van private huishoudens
Man	< 70	16,2	1,8	2,0	5,5 *
	70-84	19,6	4,1	4,4	7,0 *
	≥ 85	9,8	5,4	5,8	8,5 *
Vrouw	< 70	23,6	3,6	3,7	4,3 *
	70-84	18,0	7,8	8,3	6,4 *
	≥ 85	12,1	6,5	7,9	17,6 *

X²-test; * p < .0001

Bron: Eigen analyses op het DWH AM&SB.

Uit tabel 5 blijkt dat de onderschatting op basis van de populatie private huishoudens blijft bestaan binnen de categorieën van geslacht en leeftijd. De onderschatting is opnieuw het grootst voor de oudste leeftijdsgroep, hoewel dit verschil bij vrouwen meer uitgesproken is dan bij mannen. De blijvende verschillen in deze tabel suggereren dat wegens leeftijd en geslacht geen afdoende oplossing vormt voor het probleem van vertekening in deze variabele.

5. Implicaties voor Europees comparatief armoedeonderzoek

De vorige sectie toonde aan dat het beperken van surveys tot private huishoudens tot een belangrijke vertekening leidt in Belgische armoedestatistieken bij ouderen. In dit deel stellen we de vraag of een gelijkaardige vertekening ook verwacht kan worden voor andere landen. Dit hangt af van twee factoren: ten eerste van de richting en sterkte van het verband tussen armoede/inkomen en de institutionalisering van ouderen in andere landen en ten tweede van het belang van institutionalisering van deze leeftijdsgroep in andere landen.

Door een gebrek aan vergelijkbare administratieve gegevens is het onmogelijk de voorgaande analyses te reproduceren voor andere landen. Daarom doen we een beroep op een literatuurstudie en op het beschikbaar internationaal cijfermateriaal over de verhouding private/collectieve huishoudens. Beide factoren worden achtereenvolgens besproken.

5.1 Verhoogd armoederisico van geïnstitutionaliseerde ouderen

Er zijn geen internationale studies voorhanden die het effect onderzoeken van het niet opnemen van geïnstitutionaliseerde ouderen op de vertekening van armoedecijfers. Evenmin bestaan studies die armoederisico's van geïnstitutionaliseerde en niet-geïnstitutionaliseerde ouderen met elkaar vergelijken. Wel bestaat een uitgebreide internationale literatuur naar de determinanten van opname in een rusthuis. Deze literatuur koppelt rusthuisopname aan inkomen, vermogen en het bezit van een eigen woning.

Uit deze literatuur komen op het eerste gezicht tegenstrijdige vaststellingen naar voren. Zo rapporteren drie belangrijke internationale systematische reviews over het thema tegenstrijdige resultaten. Gaugler *et al.* (2007) vinden een negatief verband tussen inkomen en rusthuisopname, Miller & Weissert (2000) geen verband en Luppá *et al.* (2010) soms een positief, soms een negatief en soms geen verband. Het gebrek aan een eigen woning is echter consistent positief gecorreleerd met rusthuisopname (Miller & Weissert 2000; Luppá *et al.* 2010).

Tabel 6. Samenvatting van de studies die bivariate verbanden onderzoeken tussen inkomen/vermogen en institutionalisering.

Studie	Land	Resultaten
Banaszak-Holl <i>et al.</i> 2004	Verenigde Staten	Negatief verband tussen netto vermogen en opname in rusthuis
Foley <i>et al.</i> 1992	Verenigde Staten	Opname in rusthuis het hoogst in de laagste inkomenscategorie
Jette <i>et al.</i> 1992	Verenigde Staten	Een hogere kans op opname in een rusthuis in de lage inkomensgroep dan in de totale populatie
Kasper, Pezzin & Rice 2010	Verenigde Staten	Het vermogen van de volledige steekproef lag hoger dan het vermogen van diegenen die in een rusthuis worden opgenomen
Kelman & Thomas 1990	Verenigde Staten	De respondenten die niet worden opgenomen in een rusthuis hadden een hoger gemiddeld inkomen dan de respondenten die wel werden opgenomen in een rusthuis
Nihtilä & Martikainen 2007; Martikainen <i>et al.</i> 2009	Finland	Opname in rusthuis is negatief gecorreleerd met inkomenskwintiel
Steinbach 1992	Verenigde Staten	Laag inkomen is positief gecorreleerd met opname in rusthuis

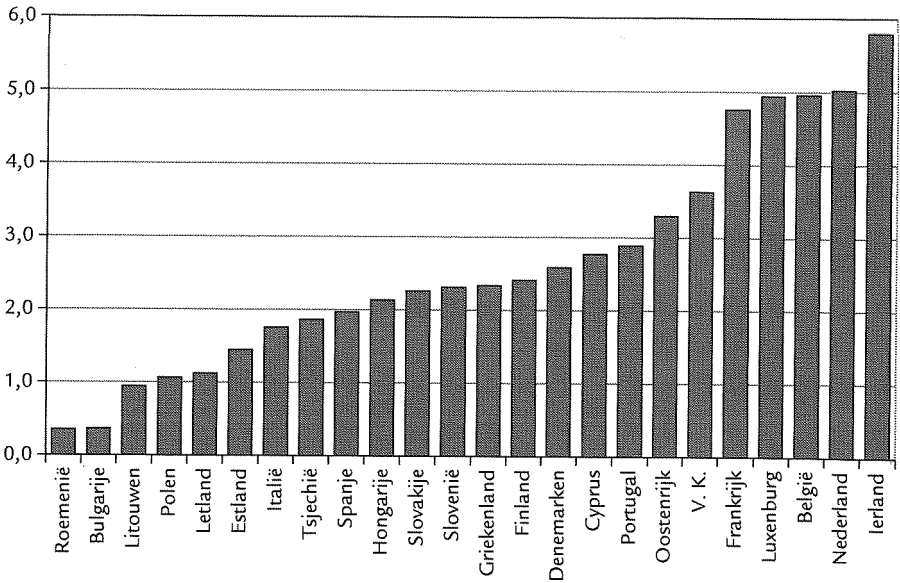
Dat inkomen niet eenduidig samenhangt met opname in een rusthuis zou kunnen worden verklaard door het feit dat in de geciteerde literatuur enkel multivariate analyses met wisselende controlevariabelen worden opgenomen. Bivariate analyses worden expliciet uitgesloten uit de drie reviews (Gaugler *et al.* 2007; Miller & Weissert 2000; Luppá *et al.* 2010). Voor onze onderzoeksvraag is echter niet het netto maar het bruto effect van inkomen van belang. De presentatie van pensioenindicatoren of armoedestatistieken voor ouderen gebeurt immers in eerste instantie vanuit een univariaat perspectief. Dat het inkomenseffect geheel of gedeeltelijk wordt wegverklaard in meer uitgebreide multivariate modellen is voor de argumentatie van dit artikel bijgevolg van inferieur belang. De bestaande studies die de bivariate correlatie tussen inkomen (en bij uitbreiding vermogen) en rusthuisopname onderzoeken worden samengevat in tabel 6. Zoals blijkt uit de tabel vinden we een consistent negatief effect van inkomen en vermogen op opname in een rusthuis.

Het literatuuroverzicht lijkt de voor België gevonden resultaten voor landen met uiteenlopende beleidscontexten te bevestigen. Het negatieve verband tussen inkomen, vermogen, huisbezit enerzijds en rusthuisopname anderzijds doet vermoeden dat de onderschatting van het armoedepercentage ten gevolge van het niet opnemen van geïnstitutionaliseerde ouderen geen exclusief Belgisch fenomeen is. De sterkte van de onderschatting kan echter niet worden afgeleid. Merk tevens op dat de resultaten zich grotendeels beperken tot de Verenigde Staten. Verder onderzoek zal moeten uitwijzen in welke mate de gevonden resultaten te veralgemenen zijn naar de verschillende EU-lidstaten.

5.2 Belang van institutionalisering bij ouderen

De vertekening van de surveyresultaten hangt niet enkel samen met de bestaande verschillen tussen geïnstitutionaliseerde en niet-geïnstitutionaliseerde ouderen, maar ook met het procentuele belang van institutionalisering bij de oudere bevolking. De mate waarin ouderen verblijven in collectieve huishoudens is gerelateerd aan het beleid ter zake en aan de vigerende culturele opvattingen over informele zorg. Gegeven de grote internationale variatie in dit verband (Bettio & Platenga 2004, Reimat 2009) kan men verwachten dat het percentage ouderen dat wordt opgenomen in een collectief huishouden ook sterk varieert tussen de verschillende EU-lidstaten. Om dit te onderzoeken geeft grafiek 1 het percentage 65-plussers dat in een collectief huishouden verblijft. De grafiek bevestigt vooreerst de grote variatie in de percentages geïnstitutionaliseerde ouderen. Het percentage varieert van minder dan 0,4% in Roemenië en Bulgarije tot 5,8% in Ierland; de percentages van de vijf hoogst scorende landen liggen bijna 7 keer hoger dan de vijf laagst scorende landen. Ten tweede laat de grafiek de hoge score van België zien. Samen met Ierland, Nederland en Luxemburg behoort België tot de absolute top wat betreft het institutionaliseren van ouderen. Bijgevolg

kan verwacht worden dat de onderschatting van armoede relatief groter zal zijn in België en de andere landen die hoog scoren in deze grafiek.



Bron: Eurostat 2011.

Grafiek 1. Percentage 65-plussers in collectieve huishoudens in verschillende Europese lidstaten.

6. Discussie en aanbevelingen

In dit artikel hebben we een vaak verwaarloosd probleem belicht dat meestal optreedt bij het genereren van inkomensgerelateerde statistieken over ouderen. Doorgaans worden in de steekproefkaders van Europees-comparatieve surveys met zogenaamd geharmoniseerde data namelijk geen individuen opgenomen die in collectieve huishoudens verblijven. Dit kan echter leiden tot vertekende pensioenindicatoren, tenminste indien deze groep een substantieel aandeel van de oudere populatie uitmaakt en bovendien qua pensioen of armoedeprofiel afwijkt van de ouderen uit een privaat huishouden.

Vooreerst heeft dit artikel aangetoond dat de vertekening die op deze manier in pensioenindicatoren ontstaat niet verwaarloosbaar is. Voor de Belgische gepensioneerden konden we op basis van unieke administratieve data een nauwkeurige schatting geven van de vertekening die dit oplevert in pensioeninkomens en armoedestatistieken. De grootte van de vertekening reikt van verwaarloosbaar tot substantieel, afhankelijk van de specifieke variabelen en subgroepen waarnaar

de interesse uitgaat. Meer bepaald ligt zowel het mediane als het gemiddelde pensioeninkomen lager bij de gepensioneerden uit collectieve huishoudens. Het percentage IGO-gerechtigden in deze groep ouderen is bovendien hoger dan bij de gepensioneerden in private huishoudens. De uiteindelijke onderschatting van het gemiddelde of mediane pensioen in surveys die geen collectieve huishoudens bevragen is echter verwaarloosbaar. De vertekening van de armoedecijfers daarentegen loopt hoger op: in totaal wordt het percentage armen met bijna 9% onderschat wanneer enkel gepensioneerden in private huishoudens in beschouwing worden genomen.¹¹ Voor onderzoekers geïnteresseerd in de verschillen tussen specifieke leeftijds- of gendergroepen van ouderen zijn de gevolgen nog groter. Zo loopt de onderschatting van armoede op tot 14% bij de oudste gepensioneerden (85+) en zelfs tot 18% bij de oudste vrouwen. Een internationale literatuurstudie suggereert dat ook in andere landen dan België ouderen met een lager inkomen meer kans lopen op institutionalisering. Zelfs onder sterk uiteenlopende beleidscontexten blijft het verband tussen inkomen en de kans op institutionalisering significant en negatief: dat is niet enkel het geval in Finland – waar er beleidsmatig meer aandacht gaat naar het financieel betaalbaar maken van de opname in een instelling voor iedereen – maar ook in de Verenigde Staten (Kivelä & Vidlund 2010; OECD 2005; Pacolet *et al.* 2000, 104-107; Segaert 2010).

De vastgestelde vertekening vormt niet noodzakelijk een probleem voor de internationale vergelijkbaarheid van de pensioenindicatoren. Dit is enkel zo indien, ten eerste, het negatieve verband tussen armoede en institutionalisering veel sterker is of, ten tweede, het aandeel van de groep geïnstitutionaliseerde ouderen veel groter is in het ene land dan in het andere. Het eerste valt op basis van bestaande data niet in te schatten, maar het tweede blijkt wel degelijk het geval te zijn. Het aandeel ouderen in collectieve huishoudens is laag in Centraal- en Oost-Europese landen als Roemenië, Bulgarije, Letland, Estland en Litouwen maar hoog in Ierland, Frankrijk en de Benelux. Dit impliceert dat de mate waarin armoede onderschat wordt significant kan variëren tussen de lidstaten van de Europese Unie.

Het gebrek aan vergelijkbaarheid van de pensioenindicatoren kan belangrijke gevolgen hebben voor de OCM Pensioenen, zowel op het cognitieve als op het normatieve vlak. In het licht van de kennisontwikkeling en het wederzijdse leren binnen de OCM, bestaat vooreerst het gevaar dat verkeerde conclusies worden getrokken over de prestaties van de pensioensystemen in verschillende landen. Dat de onderschatting van armoede in het ene land groter is dan in het andere maakt het een hachelijke onderneming om op deze basis goede en slechte beleidspraktijken te identificeren. De rangorde van landen op basis van de indicatoren komt namelijk op los zand te staan. Aangezien het aandeel ouderen in collectieve huishoudens groter is in België dan in veel andere Europese lidstaten, is de onderschatting van armoede bij Belgische ouderen allicht groter. De classificatie van België als slechte middenmoter door internationale organisaties als de OESO en de EU is door deze vertekening dus waarschijnlijk te optimistisch.

Ten tweede illustreert dit onderzoek hoe moeilijk het is beleidsresultaten adequaat te kwantificeren. Dit bevestigt het inzicht van onder meer Salais (2006a, 2006b) dat het niet zonder gevaren is een instrumentele methode die oorspronkelijk ontwikkeld werd voor het monitoren van bedrijfsresultaten toe te passen op de evaluatie van beleidsresultaten. In de voorbije jaren werden weliswaar aanzienlijke inspanningen geleverd om de vergelijkbaarheid van indicatoren te verhogen door surveyprocedures te standaardiseren en te harmoniseren, bijvoorbeeld in het ECHP of de EU-SILC (Marlier *et al.* 2007). Echter, zoals ook aangegeven in de sociologische literatuur inzake commensuratie (Espeland & Stevens 1998), wordt daarbij nog steeds te weinig rekening gehouden met de ruimere context. De gestandaardiseerde beslissing om in geen enkele lidstaat geïnstitutionaliseerde ouderen op te nemen in het steekproefkader resulteert niet automatisch in een geharmoniseerde indicator. Het probleem met de vergelijkbaarheid van de indicatoren ontstaat net door toedoen van de beleids- en culturele context, die ervoor zorgt dat ouderen niet in dezelfde mate geïnstitutionaliseerd zijn in verschillende landen.

Hoewel uit dit artikel bleek dat vooral technische en pragmatische redenen meespelen in de beslissing om geïnstitutionaliseerde ouderen niet in surveys op te nemen, berusten deze fundamenteel op budgettaire ruimte die voorhanden is en dus op politieke prioriteiten. Daarom pleiten wij voor bijkomend onderzoek dat nagaat hoe geïnstitutionaliseerde ouderen in de toekomst wel geïntegreerd kunnen worden in de steekproefkaders van internationaal vergelijkende surveys. Post hoc correctietechnieken zoals wegen leveren immers niet de gewenste resultaten op. Een interessante piste kan erin bestaan administratieve databanken in de verschillende lidstaten verder uit te bouwen en te integreren met survey-onderzoek. Administratieve databanken vormen vooreerst een geschikt steekproefkader voor surveys, aangezien ze de geïnstitutionaliseerde ouderen bevatten. Bovendien kunnen via administratieve registraties een aantal moeilijkheden met het bevragen van ouderen omzeild worden. Indien de administratieve informatie daarenboven op individueel niveau gekoppeld kan worden aan bijkomende surveyinformatie, kan het probleem van vertekening in de toekomst drastisch worden gereduceerd. Dit vereist uiteraard dat de gebruikte administratieve data van hoge kwaliteit zijn. De administratieve data moeten in de eerste plaats een zo volledig mogelijk beeld schetsen van de populatie, om te voorkomen dat vertekeningen ontstaan doordat bepaalde delen van de populatie (selectief) ontbreken (Bakker & Kuijvenhoven 2010). Verder is het aanbevolen dat de administratieve data uitgebreid gedocumenteerd zijn, opdat de onderzoeker kan nagaan in welke mate de beoogde data kunnen worden aangewend voor het beantwoorden van de gestelde onderzoeksvragen (Wallgren & Wallgren 2007, 173-192). Een uitgebreide kwaliteitscontrole van de beschikbare administratieve data is dus aangewezen alvorens ermee aan de slag te gaan.¹² Ten slotte zal ook meer standaardisatie en harmonisering noodzakelijk zijn om deze data in internationaal vergelijkend kader te gebruiken.

Zolang intussen de problemen met de vergelijkbaarheid van pensioenindicatoren blijven bestaan, dreigt een negatief feedbackeffect te ontstaan vanuit deze problematiek naar de verdere ontwikkeling van de OCM Pensioenen toe. Meer bepaald kan het onderkennen van geldigheidsproblemen bij de pensioenindicatoren de geloofwaardigheid en de effectiviteit van de OCM op termijn ondermijnen. Daarbij dient opgemerkt dat het hier bediscussieerde probleem niet het enige is dat opgelost moet worden met het oog op internationaal vergelijkbare pensioenindicatoren. Zo wordt binnen Eurostat (zie Eurostat 2010) hard gewerkt aan armoede-indicatoren die ook internationale verschillen in huiseigenaarschap in rekening brengen en wordt de vergelijkbaarheid van pensioenindicatoren potentieel aangetast door een inadequate meting van tweedepijlerpensioenen in landen waar die voornamelijk als kapitalen en niet als rentes worden uitgekeerd (Peeters *et al.* 2005). Naarmate op deze manier meer problemen met de pensioenindicatoren aan de oppervlakte komen, kan niet alleen de cognitieve, maar ook de normatieve impact van de OCM (verder) verzwakken. De bereidheid tot wederzijds leren zal beperkt zijn wanneer dit moet gebeuren op basis van niet als legitiem ervaren indicatoren en rangordeningen. De betrokken actoren krijgen namelijk meer argumenten in handen om de eigen slechte prestatie af te zwakken dan wel om de goede prestaties van de anderen te nuanceren. In de termen van Salais (2006b) krijgen we op deze manier een 'politics of indicators' die zich niet enkel afspeelt bij de keuze en selectie van indicatoren, maar ook nadien bij de interpretatie ervan. Wanneer de lidstaten de indicatoren niet langer beschouwen als geldig of internationaal vergelijkbaar, verdwijnt ook een belangrijke basis voor de convergentie van politieke doelen tussen de lidstaten en voor een verdere europeanisering. Naarmate meer verschillen tussen landen afgedaan kunnen worden als statistische artefacten, kan de gerichtheid van de OCM op kwantificeerbare indicatoren zo de eigen effectiviteit ondermijnen. Ironisch genoeg schrijven 'neutrale' wetenschappers die de indicatoren kritisch belichten zich zo willens nillens in in een politiek spel waarbij de waarde van de OCM-indicatoren op de weegschaal wordt gelegd.

Dankwoord

De auteurs bedanken Hugo Vandenplas, Chris Brijs, Hendrik Larmuseau, Jos Berghman, Anke Mutsaerts, de gastredacteuren Gert Verschraegen en Bart Vanhercke, en vier anonieme reviewers voor hun bijdrage bij de totstandkoming van het artikel.

NOTEN

1. De term 'collectief huishouden' verwijst hier naar de ouderen die verblijven in een woonzorgcentrum (rusthuis of rust- en verzorgingstehuis), een kloostergemeenschap of een gevangenis.

2. Deze problematiek werd reeds aangestipt in eerder onderzoek op basis van de SHARE-enquête. Zie hiervoor onder meer Capéau & Pacolet (2009).
3. Zo werd bijvoorbeeld Eurostat, de statistische instelling van de EU, coördinator van statistisch geharmoniseerde survey-instrumenten als het European Community Household Panel (ECHP, 1994-2001) en de European Statistics on Living Conditions (EU-SILC, vanaf 2003).
4. Sinds 1 januari 2001 wordt in Vlaanderen officieel de naam woonzorgcentrum gebruikt om een rust- of rust- en verzorgingstehuis aan te duiden (zie art. 37 van het Woonzorgdecreet van 13 maart 2009, *B.S. 14 mei 2009*). Aangezien deze term evenwel exclusief gelinkt is aan de Vlaamse context wordt deze in wat volgt niet gebruikt. In plaats daarvan worden zowel een rust- als een rust- en verzorgingstehuis aangeduid met de term 'rusthuis'.
5. Het verschil tussen een collectief huishouden en een institutie bestaat erin dat de bewoners van een instelling geen individuele verantwoordelijkheid voor het huishouden dragen (Europese Commissie 2003). Dit onderscheid wordt in het vervolg van dit artikel niet gemaakt.
6. Voor een uitgebreide beschrijving van de verschillende gegevens in het Pensioenkadaster, zie Palmans, Peeters & Berghman (2006).
7. Voor de berekening van het totale pensioeninkomen worden kapitalen uitbetaald in de tweede pijler in dit artikel omgezet in fictieve renten. Dit gebeurt op basis van de omzettingcoëfficiënten van het K.B. van 25 april 1997 tot uitvoering van artikel 68, §2, derde lid van de wet van 30 maart 1994 houdende sociale bepalingen (*B.S. 29 mei 1997*). Voor meer informatie over deze omzetting van kapitalen naar fictieve renten, zie Berghman *et al.* (2007, 60-63).
8. Voor een overzicht van de verschillende inhoudingen op de pensioenen, zie Berghman *et al.* (2008, 12-13).
9. De realiteit is uiteraard complexer dan hier in één regel kan worden samengevat. Voor de wettelijke cumulatievoorwaarden, zie de Wet van 22 maart 2001 tot instelling van een inkomensgarantie voor ouderen (*B.S. 29 maart 2001*). Voor een samenvatting, zie Berghman *et al.* (2007, 44-45). De hier vermelde bedragen waren van toepassing op 1 september 2008.
10. Vanaf 2004 gebeurt de toekenning van de IGO ambtshalve; daarvoor moest een IGO worden aangevraagd. Voor die gepensioneerden die in 2008 70 jaar (mannen) dan wel 68 jaar (vrouwen) of ouder waren en die sinds 2004 geen enkel pensioenrecht hebben geopend (bv. ten gevolge het overlijden van de partner) kan non-take up niet worden uitgesloten. Dit is in het bijzonder relevant voor dit artikel indien er een verschillende take-up zou zijn van geïnstitutionaliseerde en niet-geïnstitutionaliseerde ouderen. Er bestaat spijtig geen enkel onderzoek dat non-take up in de Belgische situatie heeft onderzocht.
11. Overigens zou op basis van dezelfde gegevens geargumenteed kunnen worden dat armoede over- en niet onderschat wordt door het uitsluiten van geïnstitutionaliseerde ouderen. Hoewel het IGO-gerechtigd zijn een indicatie geeft van een gebrek aan bestaansmiddelen, is het minder duidelijk welke consequenties dit heeft voor de levensstandaard van ouderen in rusthuizen. Deze ouderen krijgen immers onderdak,

voeding en verzorging en doorgaans springt de overheid bij wanneer ze dit niet kunnen betalen. Wanneer we veronderstellen dat ouderen in rusthuizen per definitie een minimale levensstandaard genieten, zou armoede net overschat worden in landen met een groot aandeel geïnstitutionaliseerde ouderen.

12. Voor een uitgebreide checklist om de kwaliteit van administratieve data te beoordelen, zie Daas *et al.* (2009).

BIBLIOGRAFIE

- Atkinson, A.B., E. Marlier & B. Nolan (2004), Indicators and Targets for Social Inclusion in the European Union, *Journal of Common Market Studies*, 42 (1), 47-75.
- Atkinson, A.B., B. Cantillon, E. Marlier & B. Nolan (2005), *Taking Forward the EU Social Inclusion Process*. Report for the Luxembourg Presidency of the Council of the EU (http://www.esri.ie/pdf/BKMNEXT067_Taking%20Forward.pdf).
- Bakker, B.F.M. & L. Kuijvenhoven (2010), Registers en sociaal-wetenschappelijk onderzoek: een geslaagde combinatie? (pp. 7-14) in B.F.M. Bakker & L. Kuijvenhoven (Eds.), *Registers in sociaal-wetenschappelijk onderzoek. Mogelijkheden en valkuilen*. Den Haag: CBS.
- Banaszak-Holl, J., A.M. Fendrick, N.L. Foster, A.R. Herzog, M.U. Kabeto, D.M. Kent, W.L. Straus & K.M. Langa (2004), Predicting Nursing Home Admission. Estimates from a 7-year Follow-up of a Nationally Representative Sample of Older Americans, *Alzheimer Disease and Associated Disorders*, 18 (2), 83-89.
- Berghman, J., G. Curvers, S. Palmans & H. Peeters (2007), *De gepensioneerden in kaart gebracht. Deel 1: De wettelijke pensioenbescherming. Working paper Sociale Zekerheid nr. 6*. Brussel: FOD Sociale Zekerheid.
- Berghman, J., G. Curvers, S. Palmans & H. Peeters (2008), *De Belgische gepensioneerden in kaart gebracht. Deel 2: Eerste- en tweedepijlerpensioenen bij werknemers. Working paper Sociale Zekerheid nr. 8*. Brussel: FOD Sociale Zekerheid.
- Bettio, F. & J. Plattenga (2004), Comparing Care Regimes in Europe, *Feminist Economics*, 10 (1), 85-113.
- Borrás, S. & K. Jacobsson (2004), The Open Method of Co-ordination and new governance patterns in the EU, *Journal of European Public Policy*, 11 (2), 185-208.
- Bruno, I., S. Jacquot & L. Mandin (2006), Europeanization Through its Instrumentation: Benchmarking, Mainstreaming and the Open Method of Co-ordination ... Toolbox or Pandora's Box?, *Journal of European Public Policy*, 13 (4), 519-536.
- Callens, M. & K. Pauwels (2006), LOVO-2: De steekproeven (pp. 15-24) in L. Vanden Boer, K. Pauwels, M. Callens & V. Carrette (Eds.), *Het leefsituatieonderzoek Vlaamse ouderen. LOVO-2: Rusthuis- en RVT-bewoners. Opzet en gegevensverzameling*. Brussel: Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudie.
- Capéau B. & J. Pacolet (2009), Vertel me niet hoe rijk je bent, ik zie de kleren die je draagt (pp. 91-124) in B. Cantillon, K. Van Den Bosch & S. Lefebure (Eds.), *Ouderen in Vlaanderen en Europa: Tussen vermogen en afhankelijkheid*. Leuven: Acco.

- Carrette, V. (2006), Ouderen interviewen ouderen (pp. 35-53) in L. Vanden Boer, K. Pauwels, M. Callens & V. Carrette (Eds.), *Het leefsituatieonderzoek Vlaamse ouderen. LO-VO-2: Rusthuis- en RVT-bewoners. Opzet en gegevensverzameling*. Brussel: Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudie.
- Daas, P., S. Ossen, R. Vis-Visschers & J. Arends-Tóth (2009), *Checklist for the Quality Evaluation of Administrative Data Sources (Discussion paper)*. Den Haag: CBS.
- Daly, M. (2007), Whither EU Social Policy? An Account and Assessment of Developments in the Lisbon Social Inclusion Process, *Journal of Social Policy*, 37, 1-19.
- De la Porte, C. (2002), Is the Open Method of Coordination Appropriate for Organising Activities at European Level in Sensitive Policy Areas?, *European Law Journal*, 8 (1), 38-58.
- Desrosières, A. (1998), *The Politics of Large Numbers*. Oxford: Oxford University Press.
- Espeland, W.N. & M. Stevens (1998), Commensuration as a Social Process, *Annual Review of Sociology*, 24: 313-343.
- Espeland, W.N. & M. Stevens (2009), A Sociology of Quantification, *European Journal of Sociology*, 49(3): 401-436.
- Europese Commissie (2003), Verordening (EG) nr. 1982/2003 van de Commissie van 21 oktober 2003 tot uitvoering van Verordening (EG) nr. 1177/2003 van het Europees Parlement en de Raad inzake de communautaire statistiek van inkomens- en levensomstandigheden (EU-SILC), wat de voorschriften voor de steekproeftrekking en de opsporing betreft, *Publicatieblad Nr. L 298*, 29-33.
- Europese Commissie (2001), *Communication from the Commission to the Council, the European Parliament and the Economic and Social Committee. Supporting National Strategies for Safe and Sustainable Pensions through an Integrated Approach (COM(2001)362 final)*. Brussel: Commission of the European Communities.
- Europese Commissie (2010a), *Joint Report on Pensions. Progress and Key Challenges in the Delivery of Adequate and Sustainable Pensions in Europe (Occasional Papers 71)*. Brussel: Secretariat of the Economic Policy Committee.
- Europese Commissie (2010b), *Joint Report on Pensions. Progress and Key Challenges in the Delivery of Adequate and Sustainable Pensions in Europe. Country profiles*. Brussel: of the Economic Policy Committee.
- Eurostat (2010), *The Comparability of Imputed Rent*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Eurostat (2011), *Income and Living Conditions Database*. European Commission (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database>).
- Evans, M. (1995), *Out for the Count: The Incomes of the Non-household Population and the Effect of their Exclusion from the National Income Profiles (Discussion Paper WSP/111)*. London: London School of Economics.
- Foley, D.J., A.M. Ostfeld, L.G. Branch, R.B. Wallace, J. McGloin & J.C. Cornoni-Huntley (1992), The Risk of Nursing Home Admission in Three Communities, *Journal of Aging and Health*, (4), 155-173.
- Gaugler, J. E., S. Duval, K. A. Anderson & R. L. Kane (2007), Predicting Nursing Home Admission in the U.S.: A meta-analysis, *BMC Geriatrics*, 7, 1-14.
- Hall, S., S. Longhurst & I.J. Higginson (2009), Challenges to Conducting Research with Older People Living in Nursing Homes, *BMC Geriatrics*, 9(38).

- Harris, R. & E. Dyson (2002), Recruitment of Frail Older People to Research: Lessons Learnt Through Experience, *Methodological Issues in Nursing Research*, 36 (5), 643-651.
- Jacobsson, K (2004), Soft Regulation and the Subtle Transformation of States: The Case of EU Employment Policy, *Journal of European Social Policy*, 14 (4): 355-370.
- Jette, A.M., L.G. Branch, L.A. Sleeper, H. Feldman & L.M. Sullivan (1992), High-risk Profiles for Nursing Home Admission, *The Gerontologist*, 32 (5), 634-640.
- Kalton, G. & M. Brick (2000), Weighting in Household Panel Surveys (pp. 96-112) in R. David (Ed.), *Researching Social and Economic Change. The Uses of Household Panel Studies*. London/New York: Routledge.
- Kasper, J.D., L.E. Pezzin & J.B. Rice (2010), Stability and Changes in Living Arrangements: Relationship to Nursing Home Admission and Timing of Placement. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 1-9.
- Kelman, H.R. & C. Thomas (1990), Transitions between Community and Nursing Home Residence in an Urban Elderly Population, *Journal of Community Health*, 15(2), 105-122.
- Kivelä, S.-L. & M. Vidlund (2010), *Annual National Report 2010. Pensions, Health and Long-term Care. Finland*. Brussels: European Commission.
- Klevmarken, N.A., B. Swensson & P. Hesselius (2005), The Share Sampling Procedures and Calibrated Design Weights (pp. 28-69) in A. Börsch-Supan & H. Jürges (Eds.), *The Survey of Health, Aging, and Retirement in Europe – Methodology*. Mannheim: Mannheim Research Institute for the Economics of Aging.
- Levy, P.S. & S. Lemeshow (2008), *Sampling of Populations. Methods and Applications*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- Lodewijckx, E. (2001), *Huishoudens in België. Een ontsluiting van rijksregistergegevens (CBGS Werkdocument)*. Brussel: Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudie.
- Luppa, M., T. Luck, S. Weyerer, H.-K König, E. Brähler & S.G. Riedel-Heller (2010), Prediction of Institutionalization in the Elderly. A Systematic Review, *Age and Aging*, 39, 31-38.
- Maas, M.L., L.S. Kelley, M. Park & J.P. Specht (2002), Issues in Conducting Research in Nursing Homes, *Western Journal of Nursing Research*, 24(4), 373-389.
- Mabbett, D. (2007), Learning by Numbers? The Use of Indicators in the Co-ordination of Social Inclusion Policies in Europe, *Journal of European Public Policy*, 14 (1), 78-95.
- Marlier, E., T. Atkinson, B. Cantillon & B. Nolan (2007), *The EU and Social Inclusion: Facing the Challenges*. Bristol: Policy Press.
- Martikainen, P., H. Moustgaard, M. Murphy, E. K. Einiö, S. Koskinen, T. Martelin & A. Noro (2009), Gender, Living Arrangements, and Social Circumstances as Determinants of Entry into and exit from Long-term Institutional Care at Older Age: A 6 year Follow-up Study of Older Finns, *The Gerontologist*, 49(1), 34-45.
- Miller, E. A. & W. G. Weissert (2000), Predicting Elderly People's Risk for Nursing Home Placement, Hospitalization, Functional Impairment, and Mortality: A synthesis. *Medical Care Research*, 57, 259-297.
- Natali, D. (2011, te verschijnen), The Pensions OMC: Why did it Emerge, How does it Evolve? In U. Diedrichs, W. Reiners & W. Wessels (Eds.), *The Dynamics of Change in EU Governance*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.

- Natali, D. & C. de la Porte (2009), Participation Through the Lisbon Strategy: Comparing the European Employment Strategy and Pensions OMC, *Transfer*, 15 (1), 71-91.
- Nihtilä, E. & P. Martikainen (2008), Why Older People Living with a Spouse Are Less Likely to be Institutionalized: The Role of Socioeconomic Factors and Health Characteristics, *Population Studies*, 61 (3), 299-314.
- OECD (2005), *Long-term Care for Older People*. Parijs: OECD.
- Pacolet, J. R. Bouten, H. Lanoye & K. Versieck (2000), *Social Protection for Dependency in Old Age. A study of the fifteen EU Member States and Norway*. Aldershot: Ashgate.
- Palmans, S., H. Peeters & J. Berghman (2006), *Het pensioenkadaster geeft zijn geheimen bloot. Een toepassing op eerste- en tweedepijlerpensioenen bij gepensioneerde werknemers (Life & Benefits Cahier)*. Mechelen: Kluwer.
- Peeters, H., G. Verschraegen, A. Debels, G. Brosens, G. Van Gestel & J. Berghman (2005), *Pensioenen en arbeidsmarktflexibilisering. Een onderzoek naar de sociale bescherming van flexibele werknemers in België*. Gent: Academia Press.
- Reimat, A. (2009), *Welfare Regimes and Long-term Care for Elderly People in Europe*. Impalla-Espanet Joint Conference Paper.
- Salais, R. (2006a), On the Correct (and Incorrect) Use of Indicators in Public Action, *Comparative Labor Law & Policy Journal*, 27, 237-256.
- Salais, R. (2006b), Reforming the European Social Model and the Politics of Indicators: From the Unemployment Rate to the Employment Rate in the European Employment Strategy (pp. 189-212) in A. S. Pascual & M. Jepsen (Eds.), *Unwrapping the European Social Model*. Bristol: The Policy Press.
- Schludi, M. (2003), *Chances and Limitations of 'Benchmarking' in the Reform of Welfare State Structures – The Case of Pension Policy*. Amsterdam: AIAS.
- Segaert, S. (2010), *Annual National Report 2010. Pensions, Health and Long-term Care*. Brussel: European Commission.
- Shaan, B. (2008), Field Work and Survey Management (pp. 339-344) in A. Börsch-Supan, A. Brugiavini, H. Jürges, A. Kapteyn, J. Mackenbach, J. Siegrist & G. Weber (Eds.), *First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (2004-2007). Starting the Longitudinal Dimension*. Mannheim: Mannheim Research Institute for the Economics of Ageing.
- Steinbach, U. (1992), Social Networks, Institutionalization, and Mortality Among Elderly People in the United States, *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 47 (4), S183-S190.
- Vanden Boer, L. & K. Pauwels (2006), *Wie betaalt het rusthuis? Bewoners en (zak)geld*. Brussel: Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudie.
- Vanhercke, B. (2009), Against the Odds. The OMC as a Selective Amplifier for Reforming Belgian Pension Policies. *European Integration Online Papers*, 1 (13) (<http://eiop.or.at/eiop/texte/2009-016a.htm>).
- Van Oorschot, W. (1991), Non-take-up of Social Security Benefits in Europe, *Journal of European Social Policy*, 1 (15), 15-30.
- Verma, V. & G. Betti (2004), *Sampling Issues in EU-SILC Surveys [Working paper n° 45]*. Sienna: University of Sienna.
- Wallgren, A. & B. Wallgren (2007), *Register-based Statistics. Administrative Data for Statistical Purposes*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.

- Wenger, G.C. (2002), Interviewing Older People (pp. 259-278) in J.F. Gubrium & J.A. Holstein (Eds.), *Handbook of Interview Research: Context and Method*. Londen: Sage.
- Zaidi, A., K. Gasior & E. Zólyomi (2010), Poverty Amongst Older Women and Pensions Policy in the European Union (pp. 97-108) in B. Marin & E. Zolyomi (Eds.), *Women's Work and Pensions: What is Good? What is Best? Designing Gender-Sensitive Arrangements*. Surrey: Ashgate.